

Compétitivités prix et qualité dans le commerce international : une analyse empirique des échanges de douze pays de l'OCDE

Hélène Erkel-Rousse, Françoise Le Gallo

DANS **ÉCONOMIE & PRÉVISION** 2002/1-2 n° 152-153, PAGES 93 À 113

ÉDITIONS **LA DOCUMENTATION FRANÇAISE**

ISSN 0249-4744

DOI 10.3917/ecop.152.0093

Date de mise en ligne : 01/08/2007

Article disponible en ligne à l'adresse

<https://shs.cairn.info/revue-economie-et-prevision-1-2002-1-page-93?lang=fr>



Découvrir le sommaire de ce numéro, suivre la revue par email, s'abonner...
Scannez ce QR Code pour accéder à la page de ce numéro sur Cairn.info.



Distribution électronique Cairn.info pour La Documentation française.

Vous avez l'autorisation de reproduire cet article dans les limites des conditions d'utilisation de Cairn.info ou, le cas échéant, des conditions générales de la licence souscrite par votre établissement. Détails et conditions sur cairn.info/copyright.

Sauf dispositions légales contraires, les usages numériques à des fins pédagogiques des présentes ressources sont soumises à l'autorisation de l'Éditeur ou, le cas échéant, de l'organisme de gestion collective habilité à cet effet. Il en est ainsi notamment en France avec le CFC qui est l'organisme agréé en la matière.

Compétitivités prix et qualité dans le commerce international : une analyse empirique des échanges de douze pays de l'OCDE

Hélène Erkel-Rousse^(*)

Françoise Le Gallo^(**)

Dans cet article, on cherche tout d'abord à quantifier les rôles respectifs des compétitivités prix et qualité dans les performances commerciales de douze pays de l'OCDE sur la première moitié des années quatre-vingt-dix. La méthode utilisée combine l'analyse des valeurs unitaires du commerce, des parts de marché et des tailles relatives des économies en concurrence sur les marchés extérieurs. Selon la typologie qui en découle, les modèles nationaux de spécialisation commerciale seraient très diversifiés au sein de l'Union européenne. Les performances commerciales de l'Allemagne et, dans une moindre mesure, de la France seraient notablement liées à la qualité de leurs produits, tandis que les compétitivités italienne et espagnole reposeraient davantage sur des prix de vente relativement peu élevés.

Une proxy de la compétitivité qualité sectorielle des pays exportateurs est tirée de cette analyse descriptive et ajoutée aux facteurs explicatifs d'une équation de parts de marché. Il en résulte une hausse des élasticités prix estimées des importations. Celles-ci deviennent ainsi compatibles avec des élasticités de substitution supérieures à l'unité, conformes à la modélisation théorique sous-jacente.

(*) Direction de la Prévision (à l'époque de la rédaction de cet article) et TEAM-Cnrs, Université Paris I Panthéon - Sorbonne.

(**) Insee.

E:mail: helene.erkel@insee.fr

E:mail: francoise.le-gallo@insee.fr

Cet article n'engage que leurs auteurs, et non leurs instituts respectifs. Nous remercions particulièrement Michaël Freudenberg, et aussi un rapporteur anonyme, pour leurs remarques et suggestions très utiles. Nous restons toutefois seules responsables des aspects potentiellement critiquables de cet article.

Celui-ci est disponible en anglais sous la forme d'un document de travail consultable sur le site du TEAM (cf. Références en fin d'article).

La compétitivité : une notion complexe et difficile à quantifier

La quantification des sources de la compétitivité d'un pays⁽¹⁾ est délicate, surtout lorsqu'on se fonde sur l'examen du seul indicateur des prix relatifs des échanges. En effet, celui-ci recouvre plusieurs dimensions, dont la plupart des modèles captent très imparfaitement la diversité.

– Traditionnellement, l'évolution des prix relatifs est analysée au regard des mouvements de coûts de production, de marges et de changes. Cette vision est compatible avec le célèbre modèle d'Armington (1969), qui fonde la plupart des équations d'échanges opérationnelles. Les biens y sont supposés homogènes au sein de chaque pays et leur caractère discernable par provenance géographique relève d'une simple hypothèse de travail dont la cause n'est pas analysée⁽²⁾.

– En rupture avec cette analyse traditionnelle des prix relatifs des échanges, des travaux empiriques menés en majorité par des chercheurs assimilent les prix relatifs à des indicateurs de qualité relative des produits échangés⁽³⁾. Cette vision s'inspire des développements théoriques initiés à la fin des années soixante-dix, selon lesquels la différenciation des produits joue un rôle fondamental comme source de l'échange⁽⁴⁾.

À la lumière de cette seconde analyse, le paradoxe de Kaldor (1978) selon lequel, à long terme, les parts de marché à l'exportation de nombreux pays industriels

croissent en même temps que les prix relatifs de leurs produits (alors que le modèle d'Armington suggère l'inverse), n'est qu'apparent. En effet, il s'explique très simplement si la qualité relative des produits joue un rôle prépondérant dans la compétitivité globale relativement à la compétitivité prix «pure»⁽⁵⁾. Ceci rejoint l'opinion de Fagerberg (1988 et 1996), pour qui le paradoxe de Kaldor serait lié à l'assimilation de la compétitivité à des indicateurs exclusifs de coûts et de prix relatifs.

Cependant, la seconde analyse est tout aussi partielle que la première, puisqu'elle n'intègre pas les effets «prix purs», résultant de la combinaison des coûts, marges et changes toutes choses égales par ailleurs dont la qualité des produits. Or, l'importance de ces facteurs dans l'évolution des volumes commerciaux n'est plus à démontrer.

À notre connaissance, la première tentative empirique de prise en compte conjointe des deux dimensions de la compétitivité que sont les prix (à qualité donnée) et la qualité des produits est due à Aiginger (1995 ; 1996), sur la base d'une analyse croisée des valeurs unitaires (approximation des prix relatifs) et des balances commerciales exprimées en quantité. L'encadré 1 en détaille la méthode, qui n'intègre pas la dimension horizontale de la différenciation des produits. Certes, selon Fontagné, Freudenberg et Péridy (1998), le commerce de qualités⁽⁶⁾ serait devenu dominant au sein de l'Union européenne (UE) depuis le début des années quatre-vingt-dix. Néanmoins, si l'on en croit ces mêmes auteurs, les échanges de variétés⁽⁷⁾ n'en seraient pas moins non négligeables en Europe. Dès lors, nous avons adopté une démarche originale,

Encadré 1 : la méthode d'Aiginger (1995-1996) de classement des flux commerciaux

«If unit values reflect costs and the product is homogenous, then countries with lower costs should be net exporters in quantities and countries with higher costs should be net import countries. If a country is a net exporter in quantities, despite the fact that it has higher unit values, then it must be due to quality differences ». La méthode utilisée par Aiginger découle de cette hypothèse de base, formulée dans son article de 1995. Dans un premier temps, il définit quatre segments contenant les flux d'échanges élémentaires (six digits de la nomenclature CTIC) satisfaisant les conditions suivantes, fondées sur le croisement de deux critères (les quantités et les valeurs unitaires du commerce) :

	$VU_{pi}^x < VU_{pi}^m$	$VU_{pi}^x > VU_{pi}^m$
$Q_{pi}^x < Q_{pi}^m$	Problème structurel	Mauvaise compétitivité prix
$Q_{pi}^x > Q_{pi}^m$	Bonne compétitivité prix	Bonne compétitivité qualité

où : VU_{pi}^x = valeur unitaire des exportations du pays i en produit élémentaire p , VU_{pi}^m = valeur unitaire des

importations du pays i en produit élémentaire p , Q_{pi}^x = quantité de produit élémentaire p exportée par le pays i , Q_{pi}^m = quantité de produit élémentaire p importée par le pays i .

Ce mode de classement a l'avantage de la simplicité (pas de difficulté d'élaboration de valeurs de référence, contrairement à notre méthode présentée *infra*, pas de critère en valeur impliquant une difficile interprétation des effets prix). *A contrario*, la comparaison des valeurs unitaires à l'exportation aux valeurs unitaires correspondantes à l'importation paraît peu convaincante au regard d'une comparaison à une norme de valeur unitaire moyenne.

Dans un second temps, Aiginger range les industries CTIC (au niveau 3 digits) sur la base des différences entre les nombres de flux d'échanges élémentaires dans lesquels les deux critères ont le même signe et les nombres de ceux dans lesquels ils ont des signes différents. Plus la différence est grande, plus la compétitivité qualité est supposée dominante dans l'industries considérée. Cette méthode d'agrégation a l'inconvénient de dépendre de la nomenclature de produits utilisée.

inspirée d'Aiginger (1995, 1996), mais qui intègre les dimensions tant horizontale que verticale de la différenciation des produits outre les effets «prix purs». En utilisant cette méthode, nous dressons une typologie des flux commerciaux d'une dizaine d'États membres de l'UE selon leurs performances en termes de compétitivité prix et qualité. Comme chez Fontagné *et alii* (1998), nos résultats suggèrent l'existence de types de spécialisation commerciale très divers en Europe.

Au-delà de son intérêt propre, cette typologie nous permet de construire un indicateur de compétitivité qualité, que nous introduisons dans une équation de parts de marché comportant un facteur de compétitivité prix ainsi que des *proxies* de différenciation horizontale des produits et des variables gravitaires. Nous optons pour une méthode économétrique adaptée à l'endogénéité potentielle de cet indicateur (variables instrumentales). Les estimations obtenues illustrent un résultat théorique établi par Erkel-Rousse (2002), selon lequel l'omission de la qualité relative des produits d'une équation d'échanges de biens différenciés conduit à en sous-estimer l'élasticité prix. En effet, la prise en compte de notre indicateur de compétitivité qualité, aussi perfectible soit-il, induit une hausse des élasticités prix estimées des échanges. En passant au dessus du cap de l'unité, les élasticités de substitution qui en sont déduites deviennent ainsi compatibles avec le modèle théorique sous-jacent.

Un mode de classement des flux d'échanges isolant l'origine des performances commerciales : compétitivité prix ou qualité

Les échanges de produits différenciés étant particulièrement intenses entre les grands pays industrialisés depuis les années quatre-vingt-dix, l'analyse est centrée sur les flux commerciaux entre douze de ces pays (dont une zone) : Allemagne, Autriche, Canada, Espagne, États-Unis, France, Irlande, Italie, Japon, Pays-Bas, Royaume-Uni et Union Économique de la Belgique et du Luxembourg (UEBL), durant la période 1991-1994, postérieure à l'unification allemande⁽⁸⁾.

Considérons un flux d'échange de produit p entre deux de ces pays i (exportateur) et j (importateur).

Deux configurations favorables sont envisageables pour le pays i . Soit ses exportateurs sont capables de vendre le produit p à des prix suffisamment compétitifs sur le marché j ; soit ils offrent des variétés de produit p de meilleure qualité que celles de leurs concurrents, ce qui leur permet de les facturer à un prix plus élevé dès lors que leur rapport qualité / prix reste attractif. Deux configurations défavorables sont également possibles pour le pays i . Soit ses exportateurs vendent le produit p à un prix trop élevé au regard de sa qualité relative et des prix facturés sur le marché (j,p) par leurs concurrents (déficit de compétitivité prix) ; soit les variétés de produit p originaires du pays i ne représentent qu'une part de marché limitée sur (j,p) en dépit de leur prix relativement faible : ceci suggère un problème structurel, qui peut avoir diverses origines (chez i ou chez j). Ce raisonnement se traduit par la définition de quatre occurrences possibles pour chaque flux bilatéral f en produit p entre le pays exportateur i et le pays importateur j .

En pratique, on assimile la notion de produit élémentaire p à tout poste de niveau 5 de la nomenclature CTCl. Ce niveau est le plus désagrégé de la base FLUBIL de l'Insee, source de l'étude⁽⁹⁾. Cette base fournit les flux d'échanges bilatéraux en valeur et en volume entre un grand nombre de pays pour environ 3 000 produits, les prix étant approchés par des valeurs unitaires. Les quatre occurrences (ou «segments» s) décrits *supra* sont approchés par le résultat du croisement de deux critères⁽¹⁰⁾ :

- un critère de prix, consistant à comparer la valeur unitaire du produit élémentaire p importé par le pays j depuis le pays i (VU_{pij}) à la valeur unitaire moyenne du produit élémentaire p importé par le pays j depuis les onze autres pays ($\overline{VU}_{p,j}$) ;
- un critère de performances, jugeant celles du pays i sur le marché (j,p) comme bonnes ou médiocres selon que sa part de marché PM_{pij} relativement à celle des onze pays partenaires commerciaux de j est supérieure ou inférieure à une valeur dite de référence REF_{pij} , reflétant la part de marché «normale» du pays i sur le marché (j,p) compte tenu de ses caractéristiques relativement à celles de ses concurrents commerciaux.

La difficulté majeure de l'exercice consiste à mesurer la valeur de référence REF_{pij} ⁽¹²⁾. Dans la présente étude, cette part de marché « normale » est approchée par la taille relative TR_{ij} du pays i , mesurée par son poids dans la valeur agrégée du PIB des onze pays exportateurs vers le marché (j,p) . En vertu des modèles de concurrence monopolistique à marchés

	$VU_{pij} < \overline{VU}_{p,j}$	$VU_{pij} > \overline{VU}_{p,j}$
$PM_{pij} < REF_{pij}$	$f \in S$ Problème structurel	$f \in M$ Mauvaise compétitivité prix
$PM_{pij} > REF_{pij}$	$f \in P$ Bonne compétitivité prix	$f \in Q$ Bonne compétitivité qualité ⁽¹¹⁾

atomistiques de Krugman (1980) et Dixit et Norman (1980) puis du modèle d'Erkel-Rousse (2002) comportant un nombre quelconque de firmes en interactions stratégiques, TR_{ij} peut être considérée comme une *proxy* du nombre relatif de variétés originaires du pays i . Ainsi, on tient compte de l'existence d'une différenciation horizontale des produits. Cependant, en dépit de la solidité de ses fondements théoriques, il faut reconnaître que cette approximation de la part de marché de référence demeure très imparfaite. En effet, les pays étudiés ne sont ni équidistants ni également intégrés et leurs échanges induisent des coûts de transport et de transaction qui se soldent par des inégalités d'accès à tel ou tel marché extérieur. Ceci représente une cause de divergence des parts de marché *au delà d'écarts de compétitivités intrinsèques* que néglige l'approximation retenue⁽¹³⁾. La correction (très délicate) des effets des inégalités d'accès aux marchés sur la part de marché de référence constituerait un prolongement intéressant à la présente étude.

Les conditions d'accès aux marchés jouent également à travers la mesure des valeurs et prix des échanges sur la base des déclarations de flux en entrée par les pays importateurs plutôt que sur celle des déclarations d'expéditions des exportateurs qui leur font face. La raison de ce choix est simple : ces déclarations d'exportations ne constituent pas des statistiques homogènes et sont difficilement comparables pour diverses raisons⁽¹⁴⁾. Leur utilisation générerait des biais peu maîtrisables. La comparaison de déclarations d'importations d'un même pays ne pose pas ces problèmes statistiques et est cohérente avec l'optique théorique sous-jacente d'un arbitrage entre les produits importés de plusieurs provenances par les agents de chaque pays importateur j . Quant aux conséquences du choix de déclarations d'importations pour l'analyse, il est parfaitement prévisible. Si les exportateurs du pays i ont un accès plus difficile à un marché extérieur (j,p) que leurs concurrents originaires du pays i' en raison d'une plus grande distance géographique ou économique⁽¹⁵⁾ à ce marché, leurs performances peuvent être jugées moins bonnes à caractéristiques intrinsèques équivalentes par les agents du pays j , du seul fait qu'ils doivent répercuter au moins en partie leur surcoût d'accès au marché (j,p) dans leurs prix. Par suite, les flux d'échanges de i vers j seront classés dans le segment M (mauvaise compétitivité prix) plus souvent que ceux de i' vers j toutes choses égales par ailleurs. Il n'est pas non plus exclu que les consommateurs du pays j révèlent une structure de préférences fonction de la distance au pays d'origine des produits importés (on connaît mieux les produits des pays voisins, donc on les apprécie mieux). Ceci crée un surcoût d'accès au marché importateur d'une autre nature pour les exportateurs originaires d'un pays éloigné i , mais dont le résultat est identique.

Il nous faut maintenant définir un mode d'agrégation des affectations relatives aux flux de produits élémentaires permettant de classer les flux de commerce correspondant à n'importe quel niveau agrégé de produit de la nomenclature CTCI. Il est préférable que le mode d'agrégation choisi ne dépende pas de la nomenclature de produits utilisée. Soit donc un poste de nomenclature k comprenant un certain nombre de produits élémentaires p . On dispose des classements par segments des flux d'échanges bilatéraux (de valeur M_{pij}) en produit p , $\forall p \in k$, à destination du pays j originaires des onze pays $i' \neq j$. Le problème consiste à classer dans l'un des quatre segments S, M, P, Q le flux d'importation agrégé en provenance d'un pays i donné parmi ces onze exportateurs sur le marché (j,k) . Soit $M_{kij} = \sum_{p \in k} M_{pij}$ sa valeur.

Le classement de ce flux bilatéral permettra de caractériser les performances du pays exportateur i sur ce marché (j,k) . On cherche en outre à disposer d'un indicateur plus agrégé quant aux performances du pays exportateur i , cette fois sur les marchés en produit k de ses onze partenaires considérés globalement. Pour cela il nous faut classer dans l'un des quatre segments S, M, P, Q le flux "multilatéral" de valeur $M_{ki} = \sum_{j \in "12-i"} M_{kij}$.

La procédure d'agrégation utilisée est présentée et commentée dans l'encadré 2.

Les principales caractéristiques de la typologie obtenue

Un rapide examen des tableaux 1 ci-après et A1 - A2 en annexe suggère trois résultats essentiels. Le succès commercial d'un pays exportateur sur un marché extérieur, quelle qu'en soit la cause (une bonne compétitivité prix ou qualité), dépendrait fortement des distances géographique et économique à ce marché⁽¹⁶⁾. En second lieu émerge de l'analyse un classement des pays européens par compétitivités prix et qualité globales sur leurs onze marchés étrangers. Enfin, les sources des performances commerciales nationales apparaissent très diversifiées. On se propose de détailler successivement ces trois grands résultats.

– La distance géographique et économique aux marchés extérieurs paraît jouer un rôle crucial dans les performances commerciales globales des exportateurs. Selon le tableau 1, la plupart des difficultés rencontrées par les exportateurs sur les marchés éloignés proviendraient d'un déficit de compétitivité prix (segment M dominant). Cependant, le faible accès des exportateurs occidentaux, particulièrement européens, au marché japonais semble plutôt dû à des problèmes structurels (obstacles non tarifaires...)⁽¹⁷⁾.

Encadré 2 : mode d'agrégations sectorielle et géographique des résultats élémentaires

1) Classement d'un flux bilatéral de valeur

$$M_{kij} = \sum_{p \in k} M_{pij} \text{ dans un des segments } S, M, P, Q :$$

La règle d'agrégation la plus intuitive (*I*) consiste à calculer la valeur des flux d'importation du pays *j* en produit *k* originaires du pays *i* qui sont classés dans le segment *s*, $\forall s$:

$$M_{kij}^s = \sum_{p \in k / M_{pij} \in s} M_{pij}$$

puis à affecter le flux agrégé M_{kij} au segment correspondant à la valeur M_{kij}^s maximale :

$$M_{kij} \in s^* \Leftrightarrow M_{kij}^{s^*} = \text{Max}_{s=S,P,M,Q} M_{kij}^s.$$

Cette règle d'agrégation permet de détecter correctement quel type de compétitivité est à l'origine des ventes du pays *i* sur le marché (*j,k*), à la nuance près qu'elle surestime probablement la part de la compétitivité qualité. En effet, à quantité égale, les exportateurs du pays *i* vendent sans doute des produits plus onéreux sur le segment *s = Q* que sur le segment *s = P*.

L'exemple chiffré ci-dessous illustre un autre défaut de la règle intuitive : celle-ci tend à sur-valoriser des performances très ciblées et sous-estimer les situations de faible compétitivité (surtout les situations *S*, en raison d'un effet prix de même nature que celui souligné *supra*, mais aggravé par le fait que les flux de commerce classés dans le segment *S* correspondent sans doute à des prix *et* des quantités relativement faibles).

Exemple : Soit à classer $M_{k12} = \sum_{p \in k} M_{p12}$, où *k* comprend 3 produits élémentaires, avec (voir tableau ci-dessus) :

Selon la règle intuitive, le flux M_{k12} est classé dans le segment *Q*. En effet :

$$M_{k12}^Q = 4 + 5 = 9 > M_{k12}^M = 2 > M_{k12}^P = M_{k12}^S = 0$$

Cependant, si l'on examine la structure sectorielle et géographique des importations du pays 2, on se rend compte que les bonnes performances du pays 1 sur le marché (*2, k*) sont ciblées sur les marchés de produits 1 et 3, qui représentent une part minoritaire des importations du pays 2 en produit *k*. Les piètres performances du pays 1 sur le marché du produit 2, qui représente la plus grande part des importations totales du pays 2, sont masquées par le résultat de l'agrégation intuitive.

On propose donc de privilégier une règle d'agrégation (*A*), *a priori* moins intuitive, mais qui ne présente pas ces inconvénients :

– On classe tout d'abord les produits élémentaires *p* en quatre groupes selon l'appartenance des flux d'échanges $(M_{pij})_{p \in k}$ à l'un des segments *s = S, M, P, Q*.

– On agrège ensuite les flux d'importations du pays *j* en provenance de ses 11 partenaires par groupe de produits. Le résultat de cette agrégation (*A*) :

$$\forall s \quad M_{k,j}^{s(i)} = \sum_{p \in k / M_{pij} \in s} M_{p,j}, \text{ avec } M_{p,j} = \sum_{i \neq j} M_{pij}$$

mesure la taille de la fraction du marché d'importation (*j,k*) (en provenance des 11 partenaires) sur lequel le pays exportateur *i* obtient le résultat *s*. $M_{k,j}^{s(i)}$ ne dépend de *i* qu'à travers la liste des produits élémentaires *p* pris en compte dans la sommation, *i.e. via s* (d'où la notation *s(i)* retenue ici).

– On affecte le flux agrégé M_{kij} au segment correspondant à la valeur $M_{k,j}^{s(i)}$ maximale :

$$M_{kij} \in s^* \Leftrightarrow M_{k,j}^{s^*} = \text{Max}_{s=S,P,M,Q} M_{k,j}^{s(i)}.$$

– Dans l'exemple chiffré ci-dessus, le flux agrégé M_{k12} est classé en *M*, et non plus en *Q* :

$$M_{k,2}^{M(1)} = 70 > M_{k,2}^{Q(1)} = 20 + 30 = 50 > M_{k,2}^{P(1)} = M_{k,2}^{S(1)} = 0$$

Ainsi, la règle d'agrégation *A* valorise davantage la régularité et l'homogénéité des performances que la règle intuitive. Notons que :

– l'effet prix qui biaisait cette dernière est moins marqué pour la règle *A*, du fait que celle-ci agrège des flux d'échanges $(M_{pij})_{i \neq j}$ qui ne sont pas tous du même type

(seuls les flux M_{pij} appartiennent obligatoirement au même segment). Par conséquent, la règle *A* conduit plus souvent à un classement des performances globales d'un pays exportateur dans le segment *S* et moins souvent dans le segment *Q*.

– Contrairement à la règle intuitive *I*, le mode d'agrégation *A* dépend des pays qui sont inclus dans l'analyse. Pour ne pas biaiser les résultats, il importe donc que les pays pris en compte couvrent une large part des échanges de chacun d'eux. C'est le cas ici, au moins pour les pays européens. Les résultats seront moins fiables notamment pour le Japon, dont une part non négligeable des échanges est omise par le choix des pays considérés.

<i>p</i> ∈ <i>k</i>	<i>s</i> / $M_{p12} \in s$	M_{p12}	M_{p32}	M_{p42}	M_{p52}	M_{p62}	M_{p72}	M_{p82}	M_{p92}	$M_{p10,2}$	$M_{p11,2}$	$M_{p12,2}$	$M_{p,2}$
1	<i>Q</i>	4	3	0	1	3	2	2	2	1	0	2	20
2	<i>M</i>	2	6	4	7	8	7	10	10	4	4	8	70
3	<i>Q</i>	5	4	0	4	2	0	4	3	2	2	4	30
M_{k12}		11	13	4	12	13	9	16	15	7	6	14	120

2) Classement d'un flux multilatéral de valeur
 $M_{ki} = \sum_{j \in \{12-i\}^*} M_{kij}$ dans un des segments S, M, P, Q :

Là encore, on peut procéder selon la règle intuitive :

$$M_{ki} \in S^* \Leftrightarrow M_{ki}^{S^*} = \text{Max}_{s=S,P,M,Q} M_{ki}^s, \text{ où } M_{ki}^s = \sum_{j \neq i} M_{kij}^s \forall s$$

ou bien selon la règle A :

$$M_{ki} \in S^* \Leftrightarrow M_{k..}^{S^*} = \text{Max}_{s=S,P,M,Q} M_{k..}^{s(i)}, \text{ où } M_{k..}^{s(i)} = \sum_{j \neq i} M_{k.j}^{s(i)}$$

qui paraît toujours préférable pour les raisons expliquées *supra*.

3) Pour comparer aisément les résultats obtenus par les exportateurs du pays i sur des marchés de tailles différentes, on définit les ratios :

$$R^s = \frac{M^s}{\sum_{s=S,P,M,Q} M^s} \forall s = S, P, M, Q$$

notés $R_{kij}^s, R_{k.j}^{s(i)}, R_{ki}^s$ et $R_{k..}^{s(i)}$ pour M^s égaux, respectivement, à : $M_{kij}^s, M_{k.j}^{s(i)}, M_{ki}^s$ et $M_{k..}^{s(i)}$ (selon le type de flux considéré et la règle d'agrégation choisie). Le ratio «multilatéral» $R_{k..}^{Q(i)}$ sera utilisé dans les estimations économétriques des dernières sections.

Inversement, sur un marché donné, les produits issus de pays appartenant à une même zone géographique ou économique intégrée apparaissent plus compétitifs que les autres. En Europe, les pays à l'époque membres du noyau dur du SME (Allemagne, France, Pays-Bas, UEBL), suivis de près par le Royaume-Uni, seraient compétitifs sur les marchés de tous les États membres, tandis que les pays qualifiés avant la naissance de l'euro de «périphériques» (Espagne, Irlande, Italie) rencontreraient davantage de difficultés. Il en serait

de même pour l'Autriche, pays entré plus récemment dans l'UE. Ses produits ne seraient compétitifs que sur le marché allemand, sur lequel ils sont présents de plus longue date.

– Notre typologie globale des pays européens selon leur compétitivité qualité paraît parfaitement cohérente avec les résultats de Fontagné, Freudenberg et Péridy (1998) puis de Fontagné et Freudenberg (1999)⁽¹⁸⁾ - cf. tableau 2. Au sein de l'UE, l'Allemagne et, dans une moindre mesure, la

Tableau 1 : performances commerciales de douze pays de l'OCDE sur les marchés extérieurs
Commerce global des pays exportateurs (en lignes) sur les marchés importateurs (en colonnes)

	Allemagne	France	Pays-Bas	UEBL	Royaume-Uni	Italie	Espagne	Irlande	Autriche	Japon	États-Unis	Canada
Allemagne		<i>Q</i>	<i>Q</i>	<i>Q</i>	<i>Q</i>	<i>Q</i>	<i>Q</i>	<i>M</i>	<i>Q</i>	<i>S</i>	<i>M</i>	<i>M</i>
France	<i>Q</i>		<i>Q</i>	<i>Q</i>	<i>Q</i>	<i>P</i>	<i>Q</i>	<i>M</i>	<i>M</i>	<i>M</i>	<i>M</i>	<i>M</i>
Pays-Bas	<i>P</i>	<i>Q</i>		<i>P</i>	<i>Q</i>	<i>Q</i>	<i>M</i>	<i>M</i>	<i>M</i>	<i>S</i>	<i>M</i>	<i>M</i>
UEBL	<i>P</i>	<i>P</i>	<i>P</i>		<i>P</i>	<i>Q</i>	<i>Q</i>	<i>M</i>	<i>P</i>	<i>S</i>	<i>M</i>	<i>M</i>
Royaume-Uni	<i>Q</i>	<i>P</i>	<i>P</i>	<i>M</i>		<i>P</i>	<i>P</i>	<i>P</i>	<i>M</i>	<i>M</i>	<i>M</i>	<i>M</i>
Italie	<i>P</i>	<i>P</i>	<i>M</i>	<i>M</i>	<i>S</i>		<i>P</i>	<i>M</i>	<i>P</i>	<i>S</i>	<i>M</i>	<i>M</i>
Espagne	<i>S</i>	<i>P</i>	<i>S</i>	<i>M</i>	<i>S</i>	<i>P</i>		<i>M</i>	<i>S</i>	<i>S</i>	<i>S</i>	<i>M</i>
Irlande	<i>S</i>	<i>M</i>	<i>M</i>	<i>S</i>	<i>P</i>	<i>Q</i>	<i>M</i>		<i>M</i>	<i>Q</i>	<i>M</i>	<i>S</i>
Autriche	<i>Q</i>	<i>M</i>	<i>M</i>	<i>M</i>	<i>M</i>	<i>M</i>	<i>M</i>	<i>M</i>		<i>M</i>	<i>M</i>	<i>M</i>
Japon	<i>M</i>	<i>M</i>	<i>M</i>	<i>M</i>	<i>M</i>	<i>M</i>	<i>M</i>	<i>M</i>	<i>M</i>		<i>P</i>	<i>S</i>
États-Unis	<i>M</i>	<i>M</i>	<i>M</i>	<i>M</i>	<i>M</i>	<i>M</i>	<i>M</i>	<i>M</i>	<i>M</i>	<i>P</i>		<i>Q</i>
Canada	<i>M</i>	<i>M</i>	<i>M</i>	<i>M</i>	<i>M</i>	<i>M</i>	<i>M</i>	<i>M</i>	<i>M</i>	<i>S</i>	<i>P</i>	

Légende : sont présentés ci-dessus les segments dominants correspondant à :

M : Mauvaise compétitivité prix, *P* : Bonne compétitivité prix, *Q* : Bonne compétitivité qualité, *S* : Problème structurel.

La règle d'agrégation utilisée est la règle A définie dans l'encadré 2 (Cf. classement de flux bilatéraux).

Allemagne et France : la détermination des segments dominants de ces deux pays (lignes 2 et 3 du tableau 1) est détaillée dans le tableau A1, en annexe. Une comparaison avec les résultats de la règle d'agrégation intuitive y est en outre présentée.

Source : Base FLUBIL (chiffres issus des *Séries C* de l'OCDE) - calculs des auteurs.

Tableau 2 : type de spécialisation commerciale et origine de la compétitivité

	Bonne compétitivité qualité	Compétitivité « mixte »	Bonne compétitivité prix
Spécialisation sur le haut de gamme	Allemagne France Irlande		
Spécialisation sur la moyenne gamme	Autriche (?)	Pays-Bas Royaume-Uni UEBL	
Spécialisation sur le bas de gamme			Espagne Italie

En colonnes : origine dominante des performances commerciales - source : présente étude.

En lignes : type de spécialisation sur les gammes de produits - source : Fontagné et Freudenberg (1999).

NB : le positionnement de l'Autriche dans la colonne «bonne compétitivité qualité» au vu de son seul score sur le marché allemand (cf. tableau 1) paraît incertain. Une compétitivité «mixte» est également envisageable. Un classement dans cette case du tableau supprimerait toute cause de divergence avec Fontagné et Freudenberg (1999).

France devraient l'essentiel de leurs performances commerciales à leur compétitivité qualité. L'Italie et l'Espagne seraient très compétitives en prix, lorsqu'elles ne se heurteraient pas à des problèmes structurels. Les Pays-Bas, le Royaume-Uni et l'UEBL se situeraient dans une position intermédiaire.

– *Les spécialisations nationales semblent très diversifiées au sein de l'UE* - cf. tableau A2. L'Allemagne serait très compétitive dans les secteurs constituant le noyau de l'industrie (chimie, machines et équipement de transport, produits manufacturés classés par matériaux de la nomenclature CTIC). Dans certains d'entre eux (chimie, équipement de transport), elle serait compétitive même sur les marchés les plus éloignés (États-Unis, Japon). Toutefois, elle serait beaucoup moins présente que la France, les Pays-Bas, l'UEBL et, dans une moindre mesure, l'Irlande sur les secteurs de l'agroalimentaire (alimentation et animaux vivants, boissons et tabac). La spécialisation française serait plus fragmentée et très hétérogène en termes de contenu technologique⁽¹⁹⁾. La France apparaît comme très compétitive en qualité dans certains secteurs traditionnels (alimentation et animaux vivants, boissons, articles de mode). Ses performances seraient également notables dans quelques pôles de haute technologie : espace, transport individuel et industrie pharmaceutique. Ses résultats dans les secteurs du cœur de l'industrie seraient moins réguliers. Le Royaume-Uni quant à lui serait assez fortement spécialisé. En dépit de prix relativement élevés, il serait compétitif dans le secteur pétrolier⁽²⁰⁾, en chimie organique, dans la vente de produits médicaux et pharmaceutiques, et dans les préparations sucrées. L'Espagne tirerait ses bonnes performances de sa compétitivité prix, notamment dans les secteurs des boissons, des fruits et légumes, de l'industrie des chaussures, mais aussi du pétrole et des véhicules roulants (peut-être en lien avec l'échange intra-firme). Enfin, L'Italie serait compétitive en prix dans les secteurs des boissons, des fibres textiles, des machines industrielles, des bâtiments préfabriqués et des meubles, et en qualité dans les secteurs du cuir, des chaussures, de l'habillement, et des produits en caoutchouc⁽²¹⁾.

Ajoutons que, même si le diagnostic concernant les économies non européennes est sans doute biaisé en leur défaveur en raison du centrage sur l'UE de l'échantillon de pays considérés (cf. section précédente), le tableau A2 fait apparaître quelques secteurs où le Japon apparaît comme très performant (appareils photographiques, de télécommunication et de reproduction du son, montres et appareils optiques).

L'incidence d'un contrôle de la compétitivité qualité sur l'estimation des élasticités prix des échanges

Dès lors que la compétitivité qualité paraît jouer un rôle notable dans les performances commerciales des États européens, il importe de la contrôler dans les équations d'échanges pour obtenir une estimation non biaisée (plus précisément : plus élevée) des élasticités prix de ces dernières. L'intuition sous-jacente est la suivante. Dans un monde à produits différenciés, il arrive qu'on interprète la faiblesse des élasticités prix dans les modèles d'échanges traditionnels comme une conséquence directe de la différenciation de produit, qui libérerait les exportateurs de tout ou partie de la contrainte de la compétitivité prix. Toutefois, il est plus probable que les prix conservent un rôle significatif dans la compétitivité des produits, au moins à travers leur rapport qualité prix. Dans ce cas, la faiblesse des élasticités prix estimées dans les équations d'échanges traditionnelles s'interpréterait comme un biais de sous-estimation lié (notamment) à l'absence de contrôle de la qualité. Dans de telles équations, en effet, les prix relatifs, assimilés à tort à de la compétitivité prix pure, rendent en réalité compte d'un double effet : celui (négatif) du prix relatif, à qualité donnée (effet prix pur) ; celui (positif) de la qualité. Le mixage de ces deux dimensions conduit à une sous-estimation de l'effet prix pur⁽²²⁾. Si cette interprétation est correcte, les modèles traditionnels sous-estiment systématiquement les effets coûts, prix et change en simulation. Il faudrait ajouter un terme de compétitivité qualité pour blanchir les prix relatifs de cette dimension, de façon à faire émerger l'effet prix « pur » de l'estimation des élasticité prix.

On se propose de présenter une illustration empirique de ce raisonnement en estimant successivement des équations de part de marché non contrôlées par la compétitivité qualité (modèles «contraints»), puis des équations identiques, à l'ajout de cette dimension de la compétitivité près (modèles «non contraints») sur le champ des 9 pays européens étudiés précédemment. On aboutit à des élasticités prix estimées non seulement plus élevées dans les modèles non contraints (conformément à l'intuition développée précédemment), mais aussi plus conformes au modèle théorique sous-jacent. Celui-ci, dû à Erkel-Rousse (1997, 2000, 2002), fait l'objet d'une présentation partielle dans l'encadré 3⁽²³⁾. Les modèles non contraints se fondent sur l'équation (3.7) de l'encadré (3). L'élasticité prix de cette équation, en d'autres termes notre paramètre d'intérêt, est égale à $\sigma_{kj} - 1$, où σ_{kj} représente l'élasticité de substitution, sur le marché d'importation (j,k), entre les variétés de produit k originaires de différentes provenances géographiques. Le modèle théorique assure que σ_{kj}

est supérieure à l'unité. Une élasticité prix estimée strictement positive serait donc bienvenue. Or, cette condition ne sera vérifiée empiriquement que si l'on prend soin de ne pas omettre la variable de qualité ($qualité_{kijl'}$), i.e. si l'on se place dans un modèle «non contraint».

L'estimation de (3.7) se heurte au caractère inobservable de ses variables explicatives. Cependant, celles-ci peuvent être (imparfaitement) approchées par des «proxies». Les prix (p_{kj}) sont captés à travers des indices de valeurs unitaires à l'importation. En vertu du modèle théorique, les nombres de variétés de produit k par pays d'origine (n_{ki}) peuvent être rapprochés de la production de bien k par pays⁽²⁴⁾. En l'absence de mesures de PIB sectoriels correspondant à la nomenclature de la base FLUBIL, on procède comme suit. Dans un premier jeu d'estimations, la compétitivité variété ($variété_{kijl'}$) est assimilée à la combinaison linéaire de deux facteurs :

$$(variété_{kijl'} \approx \mu_{kj} \text{Log}(\overline{PIB}_{kijl'}) + \eta_{kj} \text{Log}(spé_{kijl'}))$$

où

$$\overline{PIB}_{kijl'} = (PIB_{kijl'})^{0,3} (PIB_{kijl',-1})^{0,4} (PIB_{kijl',-2})^{0,3}$$

désigne un lissage sur 3 ans du PIB global relatif⁽²⁵⁾ :

$$PIB_{kijl'} = \frac{PIB_i}{\prod_{i' \in I'} (PIB_{i'}^{a_{ki'j}})}$$

$$spé_{kijl'} = \left[\frac{\left(\frac{X_{ki}}{X_{.i}} \right)}{\prod_{i' \in I'} \left(\frac{X_{ki'}}{X_{.i'}} \right)^{a_{ki'j}}} \right]$$

un indicateur de spécialisation sectorielle relative, représentant la part d'exportations de produit k dans le total des ventes à l'étranger du pays i rapportée à la moyenne pondérée des mêmes ratios calculés sur les pays concurrents du pays i appartenant au groupe I' de pays tiers défini dans l'encadré 3. Les coefficients inconnus μ_{kj} et η_{kj} sont à estimer.

Conformément à la pratique courante, les pondérations des concurrents ($a_{ki'j}$) sont traitées comme fixes. Elles sont calculées pour l'année 1991, antérieure à la période d'estimation, pour éviter des problèmes d'endogénéité potentiels.

Dans un second jeu d'estimations, la compétitivité variété est approchée (à une constante multiplicative inconnue v_{kj} près, à estimer) par un «pseudo» PIB sectoriel relatif :

$$variété_{kijl'} = v_{kj} \text{Log}(\overline{PIB}_{kijl'})$$

Celui-ci a été construit en appliquant la structure sectorielle des exportations au PIB global, ce qui revient à multiplier le PIB global relatif courant par l'indicateur de spécialisation défini *supra*. Le résultat de cette multiplication a ensuite été lissé sur 3 ans en utilisant les mêmes poids annuels que dans le cas du PIB global :

$$(\overline{PIB}_{kijl'})^s = (PIB_{kijl'}^s)^{0,3} (PIB_{kijl',-1}^s)^{0,4} (PIB_{kijl',-2}^s)^{0,3}$$

$$\text{avec } PIB_{kijl'}^s = \frac{PIB_i}{\prod_{i' \in I'} ((PIB_{i'})^{a_{ki'j}})} \cdot spé_{kijl'}$$

En ce qui concerne la compétitivité qualité, chacune de ses composantes q_{ki} est approchée par le ratio $R_{k..}^{Q(i)}$, défini dans l'encadré 2 et tiré de l'analyse descriptive de la section précédente :

$$R_{k..}^{Q(i)} = \frac{M_{k..}^{Q(i)}}{M_{k..}}, \text{ avec } M_{k..} = \sum_{s=S,P,M,Q} M_{k..}^{s(i)}$$

Rappelons que ce ratio représente la fraction des marchés extérieurs $\{(j,k)\}_{j=1,\dots,I, j \neq i}$ sur laquelle le pays i enregistre de bonnes performances en raison de sa compétitivité qualité, au sens de la typologie établie plus haut. La composante subjective de l'image de qualité ($subj_{kijl'}$), quant à elle, n'est intégrée que très partiellement à travers une variable gravitaire, l'opposé de la distance relative exprimée en logarithme :

$$Dist_{kijl'} = \text{Log} \left(\frac{d_{ij}}{\prod_{i' \in I'} d_{i'j}^{a_{ki'j}}} \right)$$

où $\forall h=1,\dots,I$, d_{hj} représente la distance géographique entre les capitales des pays h et j ⁽²⁶⁾. L'idée sous-jacente est que l'on apprécie mieux les produits que l'on connaît davantage et qu'une faible distance géographique au pays producteur favorise cette connaissance⁽²⁷⁾. Soulignons que la distance capte aussi la dimension spatiale des coûts et des prix (non intégrée par les indices de valeurs unitaires) - cf. Bergstrand (1985, 1989) et Erkel-Rousse et Mirza (2002).

Enfin, une constante et la combinaison linéaire de divers effets fixes pays et secteurs remplacent le «facteur invariant» $c_{kijl'}$, dans l'équation testée.

Du fait de toutes ces approximations, il est probable que la perturbation de l'équation d'échanges testée soit corrélée à plusieurs variables explicatives (erreurs sur les variables, risque d'endogénéité pesant sur la plupart des variables explicatives non invariantes). Il faut donc opter pour une technique d'estimation à variables instrumentales (doubles moindres carrés). Les instruments retenus sont les

Encadré 3 : les fondements de l'équation de part de marché utilisée

Soient $I \geq 2$ pays produisant et échangeant K produits différenciés $k = 1, \dots, K$. Au sein de chaque pays importateur $j \in \{1, \dots, I\}$ le côté de la demande est modélisé par la fonction d'utilité séparable d'un consommateur représentatif ayant du goût pour la variété. La sub-utilité relative au produit k est de type Spence-Dixit-Stiglitz :

$$(3.1) U_{kj} = \left[\sum_{i=1}^I \sum_{v=1}^{n_{ki}} \alpha_{kij} y_{vij} \frac{\sigma_{kj} - 1}{\sigma_{kj}} \right]^{\frac{\sigma_{kj}}{\sigma_{kj} - 1}}$$

où y_{vij} représente la demande de variété (v, i) adressée à son producteur basé dans le pays i , n_{ki} le nombre de variétés de bien k originaires du pays i et σ_{kj} l'élasticité de substitution entre les variétés de produit k dans le pays j . Comme chez Erkel-Rousse (1997), les paramètres de préférence géographique $(\alpha_{kij})_{i=1, \dots, I}$ sont interprétés comme des images de qualité des variétés de produit k originaires du pays i ⁽²⁸⁾. Ils dépendent de la qualité intrinsèque q_{ki} des variétés de produit k , à une éventuelle déformation α_{kij}^0 près, liée à la perception subjective qu'en ont les agents du pays j :

$$(3.2) \alpha_{kij} = \lambda(q_{ki})^\gamma (\alpha_{kij}^0)^{\sigma_{kj}}$$

Notons que les paramètres de préférence sont identiques pour toutes les variétés de produit k originaires du même pays i , du fait que la production de celles-ci est associée à des fonctions de coût identiques (mêmes technologies et savoir-faire dans chaque firme productrice de bien k au sein d'un même pays i). La production totale de variété (v, i) de produit k est ventilée par marchés :

$$y_{vi} = \sum_{j=1}^I (1 + t_{kij}) y_{vij}$$

où y_{vij} désigne la part de la production de variété (v, i) effectivement vendue sur le marché (j, k) , égale à l'équilibre à la demande exprimée sur ce marché. Les coûts de transport et de transaction sont modélisés comme la disparition d'une fraction $t_{kij} y_{vij}$ de la production destinée au marché (j, k) durant son acheminement de i à j (modélisation de type «iceberg»).

Les conditions de production et de transport étant identiques pour toutes les variété (v, i) de produit k , celles-ci sont vendues en quantités égales $y_{vij} \equiv y_{kij}$ et au même prix $p_{vij} \equiv p_{kij}$ sur le marché (j, k) . De la maximisation du profit de chaque producteur de variété (v, i) , on tire l'expression bien connue :

$$(3.3) p_{kij} = \frac{\varepsilon_{kij}}{\varepsilon_{kij} - 1} c_{ki} (1 + t_{kij}) e_{ij}$$

où c_{ki} désigne le coût variable unitaire de la production d'une variété de produit k dans le pays i , e_{ij} le taux de change de la monnaie du pays i vis-à-vis de celle du pays j ⁽²⁹⁾ et $\varepsilon_{kij} \equiv - \frac{\partial y_{kij} / y_{kij}}{\partial p_{kij} / p_{kij}}$ l'élasticité prix de la demande de

variété (v, i) dans le pays j . L'expression de ε_{kij} se calcule aisément à partir des fonctions de demande. Celles-ci sont obtenues à partir des conditions du premier ordre issues de la maximisation de (3.1) sous contrainte de revenu :

$$(3.4) y_{kij} = \left(\frac{p_{kij}}{p_{kj}} \right)^{-\sigma_{kj}} \left(\frac{\alpha_{kij}^{\sigma_{kj}}}{\sum_{i'=1}^I n_{ki'} \alpha_{ki'j}^{\sigma_{kj}}} \right) \left(\frac{D_{kj}}{p_{kj}} \right)$$

$$\text{où } p_{kj} = \left[\frac{\sum_{i=1}^I n_{ki} \alpha_{kij}^{\sigma_{kj}} p_{kij}^{1-\sigma_{kj}}}{\sum_{i=1}^I n_{ki} \alpha_{kij}^{\sigma_{kj}}} \right]^{\frac{1}{1-\sigma_{kj}}}$$

représente le prix du produit composite k sur le marché (j, k) et D_{kj} la part du revenu national du pays j allouée à la consommation du produit k . De (3.4) on tire par dérivation partielle :

$$(3.5) \varepsilon_{kij} = 1 + (\sigma_{kj} - 1) \left(1 - \frac{\alpha_{kij}^{\sigma_{kj}} p_{kij}^{1-\sigma_{kj}}}{\sum_{i'=1}^I n_{ki'} \alpha_{ki'j}^{\sigma_{kj}} p_{ki'j}^{1-\sigma_{kj}}} \right)$$

D'après (3.3), l'obtention d'un taux de marge à la fois positif et fini des prix sur les coûts suppose que $\varepsilon_{kij} > 1$. Or, en vertu de (3.5), cette inégalité est assurée par la condition $\sigma_{kj} > 1$. En outre, (3.5) implique que ε_{kij} tend vers σ_{kj} lorsque le nombre de firmes tend vers l'infini (concurrence monopolistique avec marchés atomistiques). On montre aussi en combinant (3.3) et (3.5) que les prix des variétés (p_{kij}) sont des fonctions croissantes de leur image de qualité (α_{kij}) ⁽³⁰⁾.

Dans le cas, envisagé par Erkel-Rousse (1997, 2002), où les firmes peuvent produire plusieurs variétés et où certaines dimensions des coûts fixes augmentent avec le nombre de variétés produites, une relation croissante entre ce nombre et la production de la firme s'établit à l'optimum du producteur, et ce même si l'hypothèse d'atomicité n'est pas vérifiée. Ceci ouvre la voie à la définition d'une *proxy* du nombre de variétés utilisable empiriquement et disposant de fondements théoriques très généraux.

L'expression en valeur des importations bilatérales du pays j en produit k originaires du pays i se déduit immédiatement de (3.4) :

$$M_{kij} = n_{ki} p_{kij} y_{kij} = \left(\frac{p_{kij}}{p_{kj}} \right)^{1-\sigma_{kj}} \left(\frac{n_{ki} \alpha_{kij}^{\sigma_{kj}}}{\sum_{i'=1}^I n_{ki'} \alpha_{ki'j}^{\sigma_{kj}}} \right) D_{kj}$$

Exprimée relativement aux importations d'un pays concurrent i' , l'expression se simplifie :

$$\frac{M_{kij}}{M_{ki'j}} = \left(\frac{p_{kij}}{p_{ki'j}} \right)^{1-\sigma_{kj}} \left(\frac{n_{ki}}{n_{ki'}} \right) \left(\frac{\alpha_{kij}}{\alpha_{ki'j}} \right)^{\sigma_{kj}}$$

soit, en vertu de (3.2), et en posant $\gamma_{kj} = \gamma\sigma_{kj}$ et $\theta_{kj} = \theta\sigma_{kj}$:

$$(3.6) \frac{M_{kij}}{M_{k'j}} = \left(\frac{p_{kij}}{p_{k'j}} \right)^{1-\sigma_{kj}} \left(\frac{n_{ki}}{n_{k'i}} \right)^{\gamma_{kj}} \left(\frac{q_{ki}}{q_{k'i}} \right)^{\theta_{kj}} \left(\frac{\alpha_{kij}^0}{\alpha_{k'j}^0} \right)^{\theta_{kj}}$$

La part de marché en valeur du pays i sur le marché (j,k) relativement à celle d'un sous-ensemble de ses concurrents commerciaux originaires de pays tiers $I' \subset \{1, \dots, I\} \setminus \{i, j\}$ s'en déduit aisément (en passant à des taux de croissance) :

$$\dot{M}_{kij} - \sum_{i' \in I'} \dot{M}_{k'j} = \sum_{i' \in I'} a_{k'j} (\dot{M}_{kij} - \dot{M}_{k'j})$$

avec

$$a_{k'j} = \frac{M_{k'j}}{\sum_{l \in I'} M_{klj}}, \sum_{i' \in I'} a_{k'j} = 1$$

En transformant (3.6) en taux de croissance, puis en intégrant (ce qui fait apparaître une constante d'intégration ou «facteur invariant» $c_{kijl'}$), on obtient aisément :

$$(3.7)$$

$$\text{Log}(\text{partm}_{kijl'}) = -(\sigma_{kj} - 1)\text{Log}(\text{prix}_{kijl'}) + \text{Log}(\text{variété}_{kijl'}) + \gamma_{kj}\text{Log}(\text{qualité}_{kijl'}) + \theta_{kj}\text{Log}(\text{subj}_{kijl'}) + c_{kijl'}$$

où :

$$\text{partm}_{kijl'} = \frac{M_{kij}}{\sum_{i' \in I'} M_{k'j}}, \text{prix}_{kijl'} = \frac{p_{kij}}{\prod_{i' \in I'} (p_{k'j})^{a_{k'j}}}$$

$$\text{variété}_{kijl'} = \frac{n_{ki}}{\prod_{i' \in I'} (n_{k'i})^{a_{k'i'j}}}$$

$$\text{qualité}_{kijl'} = \frac{q_{ki}}{\prod_{i' \in I'} (q_{k'i'})^{a_{k'i'j}}} \text{ et } \text{subj}_{kijl'} = \frac{\alpha_{kij}^0}{\prod_{i' \in I'} (\alpha_{k'i'j}^0)^{a_{k'i'j}}}$$

L'élasticité prix de cette équation de part de marché, égale à $\sigma_{kj} - 1$, est strictement supérieure à zéro, en vertu de la condition $\sigma_{kj} > 1$ portant sur l'élasticité de substitution. Il en résulte tout naturellement qu'une hausse du prix relatif des produits originaires du pays i sur le marché (j,k) se traduit par une baisse de la part de marché de ces produits (biens normaux).

NB : L'application économétrique s'effectue sur les 9 pays européens précédemment étudiés, d'où, en pratique : $\text{Card}(I') = 9 - 2 = 7$ pour tout couple de pays européens (i,j) parmi les 9.

variables explicatives du modèle (y compris la distance, la constante et les effets fixes) retardées d'un an. Quant aux données, elles sont relatives au niveau 2 de la nomenclature CTIC, ce qui, après suppression des postes présentant trop de valeurs manquantes, conduit à $K = 55$ secteurs - cf. légende du tableau A2. On dispose finalement d'un panel de 9 pays importateurs \times 8 partenaires \times 55 secteurs \times 3 années (1992 à 1994 en raison de la présence de variables retardées), soit 11 880 observations.

En l'absence d'une théorie d'optimalité adaptée à ce type de panels⁽³¹⁾, il importe de mener des études de sensibilité pour tester la robustesse des résultats. Les éventuels problèmes de multicollinéarité ont été détectés et plusieurs méthodes d'estimation par variables instrumentales (doubles moindres carrés) utilisées. On a aussi étudié comment les estimations étaient affectées par l'omission des *proxies* de compétitivité variété. En outre, on a effectué plusieurs estimations contraintes, d'abord en supposant que les élasticités prix étaient homogènes sur les pays importateurs et les secteurs, puis en relâchant progressivement cette hypothèse. En tout état de cause, même si les approximations retenues pour les variables explicatives peuvent conduire à des modifications des coefficients à estimer, le modèle théorique apporte des éléments sur les ordres de grandeur raisonnablement attendus pour que les estimations puissent être jugées convaincantes : un coefficient de la compétitivité prix (opposé de l'élasticité prix) strictement négatif ; des coefficients des *proxies* de variété positifs et du même ordre de grandeur, en l'occurrence inférieurs ou égaux à l'unité en vertu de la forme de la relation entre nombre de variétés et production dans les modèles de Krugman (1980) et Erkel-Rousse (1997, 2000)⁽³²⁾ ; un effet qualité positif ; un coefficient de la distance négatif. Des valeurs absolues de l'ordre de l'unité pour ce dernier sont couramment obtenues dans la littérature. Elles sont jugées satisfaisantes si leur rapport à l'élasticité de substitution estimée, souvent interprété comme l'élasticité de la distance aux coûts de transport, demeure inférieur à l'unité - cf. Hummels (1999) et Erkel-Rousse et Mirza (2002). Toutefois, la distance est ici censée capter en sus une partie de la dimension subjective des coefficients de préférence, ce qui ne permet plus d'interpréter son coefficient en des termes aussi spécifiques.

Les résultats d'estimations

Lorsque l'équation de part de marché n'est pas contrôlée par la qualité, on constate que les moindres carrés ordinaires (MCO) et les doubles moindres carrés (2MC) aboutissent à des résultats similaires - cf. tableau 3. Au vu des ordres de grandeur attendus pour les coefficients estimés, certains résultats posent problème. L'élasticité de substitution qui en découle est strictement inférieure à l'unité (de l'ordre de 0,75). Cette valeur n'est pas compatible avec l'existence d'un optimum du producteur, et par suite d'un équilibre, dans le modèle théorique sous-jacent - cf. encadré 3. L'incidence de la distance paraît quant à elle un peu forte : elle est plus de deux fois supérieure à l'élasticité de substitution. Selon un raisonnement négligeant le lien entre qualité perçue des produits et distance au marché producteur, ceci supposerait que l'élasticité de la distance aux coûts de transport est proche de 2, alors qu'on attendrait une valeur inférieure à l'unité. Toutefois, on verra que l'on ne peut pas s'affranchir de l'incidence implicite de la qualité sur ce coefficient. Les effets variété sont moins problématiques. Les coefficients du *PIB* sectoriel et de l'indicateur de spécialisation sont très similaires et (selon les estimations) jugés soit inférieurs soit égaux à l'unité, ce qui est conforme aux ordres de grandeur attendus. Contrairement à nos attentes, le coefficient du *PIB* global apparaît plus faible, mais il

n'est pas estimé avec précision en raison d'une multicollinéarité affectant le *PIB* global et certains effets fixes exportateurs⁽³³⁾. Le remplacement par le pseudo *PIB* sectoriel supprime cette multicollinéarité. Au total, ce sont les coefficients très similaires du pseudo *PIB* sectoriel et de l'indicateur de spécialisation qui paraissent le mieux capter l'effet variété (et ce, dans toutes les estimations effectuées).

Lorsque la *proxy* de compétitivité qualité n'est plus contrainte à avoir un coefficient nul, les résultats tirés de la méthode des doubles moindres carrés se mettent à différer notablement des estimations par les MCO⁽³⁴⁾. Cet écart traduit une correction au moins partielle du caractère endogène et de la mesure imparfaite de la qualité par l'instrumentation de cette variable. Ce sont donc les résultats des doubles moindres carrés qu'il convient de privilégier.

L'ajout de la *proxy* de compétitivité qualité se traduit par un meilleur ajustement économétrique et par l'obtention d'un coefficient estimé relatif à cette *proxy* très significativement positif. Surtout, il règle les problèmes d'estimation constatés précédemment. L'élasticité de substitution déduite de l'élasticité prix dépasse désormais le cap de l'unité et entre ainsi dans l'éventail de valeurs permettant la détermination d'un optimum du producteur viable dans le modèle théorique. Ceci rétablit un lien de décroissance entre le prix relatif et

Tableau 3 : modèles à effets fixes et élasticité prix homogènes
Régressions épileées (secteurs × pays exportateurs × pays importateurs × années)

Méthode d'estimation ⁽¹⁾	Sans compétitivité qualité					Avec compétitivité qualité					...dont corrigée ⁽²⁾
	MCO	2MC	MCO	2MC	2MC	MCO	2MC	MCO	2MC	2MC	
Compétitivité prix (coefficient 1 - σ)	0,25 (7,5)	0,24 (3,7)	0,25 (7,7)	0,25 (3,9)	0,27 (4,2)	-0,03 (-1,1)	-0,26 (-4,2)	-0,03 (-0,9)	-0,25 (-4,0)	-0,23 (-3,8)	-0,23 (-3,8)
Compétitivité qualité	-	-	-	-	-	0,29 (53,4)	0,42 (40,6)	0,28 (52,5)	0,42 (39,7)	0,42 (40,2)	0,42 (40,2)
Distance	-1,53 (-63,6)	-1,52 (-54,9)	-1,56 (-64,8)	-1,55 (-55,9)	-1,58 (-57,0)	-1,30 (-57,8)	-1,18 (-43,7)	-1,32 (-58,4)	-1,20 (-43,8)	-1,22 (-44,8)	-1,76 (-67,0)
Pseudo <i>PIB</i> sectoriel lissé	-	-	-	-	0,95 (78,1)	-	-	-	-	0,68 (51,0)	0,68 (51,0)
<i>PIB</i> global lissé ⁽³⁾	-	-	0,50 (11,6)	0,51 (10,2)	-	-	-	0,30 (7,4)	0,30 (7,4)	-	-
Spécialisation	0,95 (91,2)	0,96 (78,2)	0,96 (92,3)	0,99 (79,2)	-	0,77 (75,7)	0,69 (51,9)	0,78 (76,1)	0,70 (51,8)	-	-
Observations	15840	11880	15840	11880	11880	15840	11880	15840	11880	11880	11880
R ²	0,71	0,71	0,71	0,71	0,71	0,75	0,75	0,76	0,75	0,75	0,75
Fisher	535,9	398,8	534,8	398,1	397,9	662,9	478,5	656,9	474,5	474,0	474,0

(1) MCO = moindres carrés ordinaires. 2MC = doubles moindres carrés (variables instrumentales). Toutes les régressions contiennent une constante et des effets fixes sectoriels et pays (importateurs, exportateurs).

(2) A titre indicatif, utilisation d'une *proxy* de qualité « blanchie » de l'influence de la distance, égale au résidu d'estimation du modèle linéaire ordinaire liant la *proxy* de compétitivité qualité à la distance (toutes deux exprimées en logarithmes) et à une constante. Cette compétitivité qualité « corrigée » est par construction orthogonale à la distance. Seuls le coefficient de la distance et la constante sont, logiquement, modifiés par le remplacement de la *proxy* de qualité initiale par cet indicateur corrigé⁽³⁵⁾.

(3) Les coefficients du *PIB* global et les effets fixes pays sont impliqués dans une quasi relation de multicollinéarité. Si l'on supprime ces effets fixes pays, le coefficient du *PIB* global augmente pour atteindre des valeurs comprises entre 0,7 et 0,9 selon les modèles tandis que les autres coefficients sont peu modifiés.

la part de marché toutes choses égales par ailleurs dans le modèle. L'effet distance devient en outre inférieur ou égal à l'élasticité de substitution en se rapprochant de l'unité.

La diminution de l'effet distance suite à l'ajout de la compétitivité qualité suggère que cette dernière, bien que calculée sur une base non bilatérale, n'est pas totalement blanchie de la dimension subjective des coefficients de préférence, intuitivement assez nettement gravitaire (un bien produit dans un pays proche est davantage connu, donc plus apprécié). Cependant, cette dépendance résiduelle de la compétitivité qualité à la distance ne met pas en cause le résultat fondamental portant sur la hausse des élasticités prix. Pour s'en convaincre, on a calculé une compétitivité qualité blanchie de l'effet distance, qu'on a introduite dans l'équation de part de marché en lieu et place de la compétitivité qualité initiale. Comme on l'explique en note (2) du tableau 3, ceci ne modifie en rien l'estimation de l'élasticité prix.

Enfin, l'ajout de la variable de compétitivité qualité se traduit par la diminution des coefficients relatifs aux variables de variété (ceux-ci deviennent sans ambiguïté inférieurs à l'unité). Cette baisse s'explique par le fait qu'en l'absence de *proxy* de différenciation verticale, ces variables captent une partie de l'effet qualité. Ainsi, un pays capable de produire des biens de meilleure qualité relative dans un secteur donné va-t-il générer des flux d'exportation plus importants dans ce secteur que dans d'autres, identiques par ailleurs. Ce mécanisme est susceptible d'être capté par l'indicateur de spécialisation (ou le pseudo *PIB* sectoriel) lorsque la *proxy* de compétitivité qualité est exclue du modèle. Bien plus, on montre que la diminution des coefficients des variables de variété suite à l'ajout de la compétitivité qualité est due à une corrélation négative entre cette dernière et chaque variable de variété *toutes choses égales par ailleurs dans le modèle*⁽³⁶⁾. Ceci est cohérent avec un résultat assez courant dans la littérature, selon lequel les entreprises effectuent un arbitrage entre qualité et variété de leurs produits⁽³⁷⁾.

Il importe que la levée de l'hypothèse d'homogénéité des élasticités prix aille de pair avec la conservation des résultats essentiels qui viennent d'être décrits. C'est le cas pour les coefficients relatifs aux variables de variété et de distance, quasiment inchangés par la définition d'élasticités prix hétérogènes par pays importateurs ou par secteurs d'activité⁽³⁸⁾. Surtout, l'ajout de la *proxy* de compétitivité qualité s'accompagne toujours d'une augmentation des élasticités prix estimées - Cf. tableau 4. Toutefois, la sensibilité des États membres aux prix des produits importés demeure relativement limitée (élasticités de substitution peu différentes de l'unité, hormis pour l'Autriche, l'Irlande et l'Italie). En outre, la grande diversité de situations nationales

apparaît d'autant plus frappante qu'elle n'était pas vraiment attendue au vu de considérations théoriques⁽³⁹⁾. Les pays de l'ancien noyau dur du SME, les plus étroitement intégrés sur le plan économique (Allemagne, France, Pays-Bas, UEBL) auxquels s'ajoute le Royaume-Uni, apparaissent moins sensibles aux prix que les pays traditionnellement classés dans la périphérie du SME (Italie, Irlande) ou plus récemment entrés dans l'UE (Autriche). L'Espagne occuperait à cet égard une position proche des pays de l'ancien noyau dur du SME plus délicate à interpréter⁽⁴⁰⁾. Toutefois, contrairement à ce que l'on pourrait penser sur la base d'une analyse fondée sur une équation ne contrôlant pas la compétitivité qualité, la plupart des pays paraissant afficher un intérêt moindre pour les prix n'y seraient pas indifférents (élasticités proches de 1), tandis que les autres y seraient nettement sensibles (élasticités de substitution comprises entre 1,5 et 2,0 plutôt que de l'ordre de 1,0 à 1,3).

Sur le plan sectoriel, lorsque la compétitivité qualité est omise, les biens très différenciés (produits chimiques, autres biens de consommation ou d'équipement) sont ceux qui, conformément à l'intuition, correspondent aux élasticités prix à l'importation les plus faibles. On trouve à l'extrême inverse des produits peu différenciés (huiles diverses, matières brutes, produits agroalimentaires et, dans une moindre mesure, produits manufacturés par matière). L'introduction de la compétitivité qualité modifie assez peu ces regroupements : toutes les élasticités de substitution estimées atteignent le cap statistique de l'unité, celles des secteurs regroupant les matières brutes, les huiles diverses et, avec une certaine marge d'incertitude, les produits manufacturés par matière devenant significativement supérieures à l'unité.

On ne peut pas exclure que les caractéristiques nationales suggérées par le tableau 4 masquent des différences de structures sectorielles d'importations d'un pays à l'autre. Sans répondre totalement à cette interrogation, qui nécessiterait un traitement très fin, on apporte quelques éléments d'information à cet égard en procédant à des estimations d'élasticités de substitution par pays importateur et secteur CTCI 1, d'une part sur le panel complet, d'autre part secteur par secteur CTCI 1⁽⁴¹⁾. Là encore, le contrôle de la compétitivité qualité améliore considérablement les résultats. Ce sont, sans surprise, dans les secteurs associés aux plus fortes élasticités de substitution au vu du tableau 4 qu'apparaissent les valeurs les plus fréquemment supérieures à l'unité : aux alentours de 1,7 à 1,9 pour les huiles diverses⁽⁴²⁾, de 1,4 à 1,5 pour les matières brutes et de 1,3 à 1,4 pour les articles manufacturiers par matière.

On retrouve en outre une forte sensibilité aux prix de l'Autriche (dans la plupart des secteurs) et dans une moindre mesure de l'Irlande (autres biens de consommation et d'équipement, articles

Tableau 4 : introduction de la compétitivité qualité et élasticités de substitution estimées

Champ de l'élasticité estimée (produit, pays importateur)	Modèles sans compétitivité qualité			Modèles avec compétitivité qualité		
	$\hat{\sigma}$ moyenne	$T_{1-\hat{\sigma}}$	Résultat des tests*	$\hat{\sigma}$ moyenne et évolution	$T_{1-\hat{\sigma}}$	Résultat des tests*
Tous pays, tous produits	0,75	3,9	$\sigma < 1$	1,25 ↑	-4,0	$\sigma > 1$
France	-0,1	5,6	$\sigma < 1$	0,6 ↑	2,0	$\sigma \leq 1$
Allemagne	0,0	5,3	$\sigma < 1$	1,1 ↑	-0,3	$\sigma = 1$
Italie	1,3	-1,6 / -2,2	$\sigma \geq 1$	1,7 ↑	-3,5 / -4,0	$\sigma > 1$
Royaume-Uni	0,3	2,3 / 3,4	$\sigma < 1$	0,8 ↑	0,3 / 1,1	$\sigma = 1$
Espagne	0,9	0,7	$\sigma = 1$	1,2 ↑	-1,1	$\sigma = 1$
Autriche	1,3	-1,8 / -2,1	$\sigma \geq 1$	1,9 ↑	-6,3	$\sigma > 1$
Irlande	1,4	-1,6 / -2,3	$\sigma \geq 1$	1,7 ↑	-3,3	$\sigma > 1$
Pays-Bas	0,3	3,6	$\sigma < 1$	0,8 ↑	1,1	$\sigma = 1$
UEBL	0,6	2,4 / 2,7	$\sigma < 1$	1,1 ↑	-0,4	$\sigma = 1$
Agroalimentaire	0,9	1,0	$\sigma = 1$	1,2 ↑	-1,5	$\sigma = 1$
Matières brutes	0,8	1,4	$\sigma = 1$	1,2 ↑	-3,0	$\sigma > 1$
Huiles	1,5	-0,9 / -1,6	$\sigma = 1 +$	1,8 ↑	-2,0 / -2,6	$\sigma > 1$
Chimie	0,6	2,2 / 2,6	$\sigma < 1$	1,0 ↑	0,2 / 0,5	$\sigma = 1$
Produits manufacturés par matière	0,7	2,0 / 2,4	$\sigma \leq 1$	1,3 ↑	-2,3 / -1,9	$\sigma \geq 1$
Transport	0,8	1,4	$\sigma = 1$	1,2 ↑	-1,2	$\sigma = 1$
Autres biens (consommation + équipement)	0,5	3,1	$\sigma < 1$	1,2 ↑	-1,5	$\sigma = 1$

Aide à la lecture : toutes les régressions dont sont issus les résultats présentés dans ce tableau sont des modèles à effets fixes estimés par les doubles moindres carrés (variables instrumentales).

$\hat{\sigma}$ = élasticité de substitution estimée, en moyenne sur différentes spécifications (homogénéité, hétérogénéité par pays importateurs ou par secteur). $T_{1-\hat{\sigma}} = T$ de Student relatif à $1 - \hat{\sigma}$ (ordre de grandeur moyen).

* On a effectué deux tests par modèle estimé, sous l'hypothèse de normalité des perturbations :

- un test à l'égalité $H_0 : \sigma = 1$ contre $H_1 : \sigma > 1, H_1 : \sigma \neq 1$, de région critique $W = \{ |T_{1-\hat{\sigma}}| > k_\alpha \}$, avec : $k_\alpha = 1,96$ si $\alpha = 5\%$, $1,64$ si $\alpha = 10\%$ et $2,58$ si $\alpha = 1\%$.

- un test à l'inégalité $H_0 : \sigma \leq 1$ contre $H_1 : \sigma > 1$, de région critique $W = \{ T_{1-\hat{\sigma}} < k_\alpha \}$, avec : $k_\alpha = -1,64$ si $\alpha = 5\%$, $-1,28$ si $\alpha = 10\%$ et $-2,33$ si $\alpha = 1\%$.

La colonne «résultat des tests» précise la décision prise sur la base de la combinaison des résultats de ces deux tests, pour les seuils de 1, 5 et 10%.

manufacturés par matière), de l'Espagne (articles manufacturés par matière, matières brutes, équipement de transport) et de l'Italie (produits agroalimentaires). La France ressort de ces estimations sous le jour d'un marché importateur apparemment peu sensible aux prix des produits agroalimentaires venus de l'étranger ainsi qu'aux équipement de transport importés. Dans ce secteur spécifique, le Royaume-Uni et dans une moindre mesure l'Allemagne révéleraient une faible sensibilité aux prix similaire. Peut-être le poids du commerce intra-firme, lié à de nombreuses réalisations conjointes de la France et d'autres États membres (Royaume-Uni et Allemagne dans l'aéronautique et les transports ferroviaires...) et plus généralement à une forte internationalisation des activités (automobile...), explique-t-il en partie ce résultat. L'importance des grands contrats dans les achats et ventes de plusieurs produits phares de ce secteur (Airbus, TGV...) pourrait également jouer un rôle, en liant la motivation de l'achat à des arguments

plus géopolitiques qu'économiques. De son côté, l'Allemagne se montrerait peu sensible aux prix des produits chimiques importés. Peut-être peut-on y voir également la conséquence du commerce intra-firme ou de la position dominante de l'Allemagne dans ce secteur. En tout état de cause, l'hétérogénéité des élasticités par pays est conservée à ce niveau sectoriel.

En résumé, les élasticités de substitution en général supérieures à l'unité qui sont obtenues dans les modèles contrôlés par la qualité demeurent toutefois assez peu élevées. En effet, elles ne dépassent guère l'unité de plus de 0,25 point dans le modèle à élasticités prix homogènes et s'échelonnent entre 1 et 2 environ lorsqu'on desserre progressivement la contrainte d'homogénéité. Néanmoins, l'écart constaté par rapport aux élasticités de substitution non corrigées de l'effet qualité est significatif. En effet, on passe d'une valeur estimée de 0,75 à 1,25 dans le modèle contraint par l'homogénéité des

élasticités prix, et l'on observe des hausses bien supérieures dans les modèles à élasticités prix hétérogènes.

L'obtention d'élasticités prix plus élevées passerait par un retour aux causes de la faiblesse des élasticités prix traditionnellement évoquées dans la littérature : erreur de mesure sur les prix et endogénéité de ces derniers - cf. notamment Orcutt (1950) et Goldstein et Khan (1985). Comme le montrent Erkel-Rousse et Mirza (2002), ces problèmes peuvent être en partie contournés en utilisant des instruments plus sophistiqués que les nôtres tant sur le plan économique qu'économétrique. Toutefois, les instruments recommandés par ces auteurs ne peuvent être aisément reproduits dans notre analyse, plus désagrégée, par manque de données adaptées. C'est pourquoi nous avons dû nous contenter d'instruments moins élaborés.

Conclusion

Dans cet article, nous avons tout d'abord tenté de quantifier les performances commerciales relatives de douze pays industrialisés en termes de compétitivités prix et qualité. Pour ce faire, nous avons utilisé une méthodologie empirique combinant l'analyse des indices de valeur unitaire des échanges bilatéraux, les parts de marché et les tailles relatives des pays. En dépit de sa simplicité et de ses imperfections, cette méthode permet d'obtenir des résultats intéressants. Nous retrouvons ainsi, par une méthode différente, le même classement des pays européens sur l'échelle de qualité que Fontagné, Freudenberg et Péridy (1998) et Fontagné et Freudenberg (1999). L'Allemagne et dans une moindre mesure la France tireraient leurs performances commerciales en premier lieu de leur compétitivité qualité, tandis que celles des pays du sud de l'Europe reposeraient plutôt sur une bonne compétitivité prix. Les sources des performances commerciales nationales seraient très diversifiées. Nous espérons que notre méthode de classement des flux commerciaux, évidemment perfectible, suscitera des tentatives d'améliorations ultérieures.

Dans un second temps, nous avons illustré l'intuition selon laquelle le contrôle de la compétitivité qualité dans des équations d'échanges permet d'obtenir des élasticités prix plus élevées et davantage conformes aux élasticités de substitution théoriques. Pour ce faire, nous avons construit une *proxy* de compétitivité qualité sur la base de l'étude descriptive précédente. Les estimations de modèles de panels à effets fixes par une méthode de doubles moindres carrés vont dans le sens de cette intuition tout en suggérant l'existence potentielle de fortes diversités nationales. Une étude à un niveau sectoriel beaucoup plus fin permettrait de déterminer si cette

diversité provient d'un effet de structure ou met véritablement en lumière des caractéristiques intrinsèques aux pays. Les résultats de divers travaux antérieurs effectués sur des postes de nomenclature plus désagrégés que les nôtres semblent plutôt pencher vers cette seconde hypothèse, sans toutefois clore définitivement cette interrogation.

On a évoqué le problème potentiellement posé par l'endogénéité de la *proxy* de compétitivité qualité aux données d'échanges. Certes, l'utilisation de techniques de variables instrumentales limite les risques économétriques qui en découlent. Toutefois, notre étude gagnerait à être prolongée par le recours à des méthodes d'estimation portant une plus grande attention au choix des instruments, dans les limites imposées par les données utilisées. En tout état de cause, nos estimations d'élasticités de substitution sont du même ordre de grandeur que celles de Greenhalgh, Taylor et Wilson (1994), Magnier et Toujas-Bernate (1994), Ioannidis et Schreyer (1997), Anderton (1999) et Crozet et Erkel-Rousse (1999-2000)⁽⁴³⁾. Ces auteurs utilisent des *proxies* de qualité fondées sur des séries de dépenses en *R&D*, de nombre de brevets ou d'enquêtes. Même si le débat sur l'ordre de grandeur des élasticités prix des échanges est loin d'être clos, il est rassurant que des travaux donnant un contenu économique explicite à la qualité aboutissent à des valeurs estimées du même ordre de grandeur.

Notes

(1) La notion de compétitivité nationale suscite des réserves : «the rhetoric of competitiveness has [...] made the Mercantilist position seem not only respectable but sophisticated» - cf. Krugman (1996), p. 21. La crainte de voir l'intérêt porté aux compétitivités nationales inspirer des arguments mercantilistes et favoriser des tentations protectionnistes peut être justifiée. Toutefois, il nous paraît regrettable de bannir les analyses du type de celle présentée ici au motif qu'elles pourraient être utilisées dans un esprit qui n'est pas le nôtre - cf. aussi l'argumentation de Fagerberg (1996) en faveur de l'utilisation de la notion de compétitivité nationale.

(2) L'hypothèse de produits discernables par provenance géographique n'est posée que pour rendre identifiables les fonctions de demande d'importations (qui fondent les équations d'échanges) et donner un sens à la notion de prix relatif des échanges. Toutefois, les écarts de préférence entre produits de différentes origines qui peuvent en résulter ne sont ensuite pas pris en compte dans les équations d'échanges : ils sont renvoyés pour partie dans la constante et pour le reste dans les perturbations.

(3) Cf. Abd-El-Rahman (1986), Fontagné, Freudenberg et Périody (1998), Fontagné, Freudenberg et Ünal-Kesenci (1999) et aussi Greenaway, Hine et Milner (1994).

(4) Cf. Dixit-Stiglitz (1977), Krugman (1980), Lancaster (1979) et Helpman et Krugman (1985) pour les modèles de différenciation horizontale des produits. Les modèles de différenciation verticale les plus connus sont ceux de Vernon (1966) (différenciation technologique), Gabszewicz, Shaked, Sutton et Thisse (1981), Shaked et Sutton (1984) et Falvey et Kierzkowski (1987).

(5) Dans le contexte de biens différenciés, on définit ici par convention la compétitivité prix «pure» comme la compétitivité blanchie des influences de la différenciation des produits, verticale comme horizontale. La compétitivité est bien entendu influencée par d'autres facteurs, mais sur lesquels on ne se focalise pas dans cet article.

(6) Le commerce de qualités se définit comme l'échange croisé de produits d'une même branche industrielle, mais différant par la qualité (donc également par le prix).

(7) L'échange de variétés se définit comme le commerce croisé de produits similaires (*i.e.* issus d'une même branche de l'industrie), fortement substituables, de qualité équivalente donc différant en principe peu en termes de prix dans une économie fortement intégrée, mais se différenciant par certaines caractéristiques, comme la couleur par exemple. La présence sur le marché de tels produits, qualifiés de différenciés horizontalement, permet aux consommateurs de satisfaire leur goût pour la variété, ou de se rapprocher de leur variété idéale - cf. notamment Dixit et Stiglitz (1977), Helpman et Krugman (1985) et Lancaster (1979).

(8) Au moment de la rédaction de cet article, 1994 constituait la dernière année disponible de la base FLUBIL de l'Insee, source de l'étude - cf. *infra*. Les années 1991-1994 étant marquées par des perturbations du système monétaire européen, nous avons privilégié une analyse globale plutôt qu'année par année, tout en vérifiant la stabilité des résultats d'un an sur l'autre.

(9) FLUBIL est issue d'un retraitement de plusieurs bases commerciales, dont les Séries C de l'OCDE pour les principaux pays industriels.

(10) Certains flux de produits «élémentaires» de la base FLUBIL n'ont pu être classés en raison de valeurs manquantes ou, plus rarement, nulles parmi les constituants des quatre variables entrant dans ces critères.

(11) Quelques flux se situent près de la frontière entre deux segments ($|\overline{VU}_{p_{ij}} - \overline{VU}_{p,j}|$ ou $|PM_{p_{ij}} - REF_{p_{ij}}|$ faibles).

Toutefois, on préfère éviter de définir des zones d'incertitude par critère, pour ne pas multiplier le nombre de segments. Si, durant les quatre années consécutives 1991 à 1994, un flux donné est classé dans le même segment, on considère ce classement comme robuste. Si un flux est classé trois fois sur quatre dans un segment, on teste si l'affectation minoritaire est effectuée de justesse et si, dans l'affirmative, le classement majoritaire aurait constitué l'alternative. Si cette double condition est vérifiée, on réaffecte le flux faisant l'objet d'un classement douteux dans le segment majoritaire. On procède aux mêmes vérifications et, éventuellement, à des réaffectations selon la même logique si les affectations d'un flux paraissent très volatiles. Ces opérations de réaffectation, peu nombreuses, traitent la plupart des cas ambigus.

(12) Par construction, ce problème ne se pose pas chez Aiginger (1995, 1996) - cf. encadré 1.

(13) Ceci nous conduira à restreindre assez vite l'analyse aux seuls États européens, moins soumis à ce biais potentiel car plus homogènes à cet égard.

(14) Pour une explication des origines des différences entre déclarations d'expéditions et d'entrées par deux partenaires commerciaux (flux miroirs), voir Erkel-Rousse et Darracq-Pariès (2002), dans ce numéro.

(15) Par distance économique entre deux pays, on fait ici référence à l'existence de droits de douane ou, plus généralement, d'obstacles aux échanges (tarifaires ou non) élevés entre ces deux pays.

(16) Ce résultat renvoie à la question des différences d'accès aux marchés évoquée précédemment.

(17) Le succès de l'Irlande sur le marché japonais est sans doute lié au poids du commerce intra-firme, ce pays bénéficiant de forts investissements directs étrangers du fait de son faible coût du travail et de sa fiscalité favorable aux implantations étrangères.

(18) Ceci suggère que le biais résultant de l'approximation des parts de marché de référence ne serait pas excessif, du moins pour les États européens. En outre, il est rassurant de trouver des résultats compatibles avec ceux de Fontagné, Freudenberg et Périody (1998), dont l'analyse est menée sur des niveaux de désagrégation supérieurs.

(19) Nombre d'analyses antérieures décrivent la France comme ayant une spécialisation beaucoup plus diffuse que certains de ses partenaires, dont l'Allemagne. Cf. par exemple Herzog et Lafay (1989), Turpin (1989), Fontagné, Freudenberg et Périody (1998).

(20) Ce n'est évidemment pas de compétitivité qualité dont il s'agit ici, mais d'une forte position stratégique du Royaume-Uni dans ce secteur, ses clients visant une diversification de leurs approvisionnements (quitte à en payer le prix) pour préserver leur indépendance énergétique vis-à-vis des fournisseurs de l'OPEP. Cet exemple illustre les limites de l'interprétation des résultats au regard de la compétitivité qualité.

(21) Une analyse menée sur les années récentes aurait peut-être donné une image un peu différente de l'Italie, qui a bénéficié de la dévaluation de la lire entre 1991 et 1994, puis a connu des revers commerciaux entre 1995 et 1999 suite à la réappréciation de sa monnaie, sur fond de crise asiatique. L'amélioration ultérieure de ses performances commerciales est notamment liée à un redéploiement de sa spécialisation. Celui-ci pourrait avoir constitué une réponse à la concurrence accrue de l'Asie. Cependant, l'Italie paraît positionnée sur des gammes de produits différentes dans les secteurs des chaussures et de l'habillement.

- (22) Cf. Crozet et Erkel-Rousse (1999-2000) et, pour une démonstration de ce résultat, Erkel-Rousse (2002).
- (23) Certaines démonstrations, omises dans cet encadré pour ne pas alourdir l'exposé, sont disponibles dans Erkel-Rousse (1997, 2000, 2002) ou sur demande auprès de cet auteur.
- (24) Cf. encadré 3. Cette démarche suppose la transposition au niveau sectoriel d'une propriété établie au niveau de la firme, avec les risques d'agrégation que cela comporte. Krugman (1980) établit un lien de croissance entre production et variété de produit directement au niveau sectoriel, mais dans un cadre de concurrence monopolistique plus réduit (marchés atomistiques).
- (25) La pondération 0,3 / 0,4 / 0,3 des *PIB* courants et retardés d'un ou deux ans correspond à celle choisie par Magnier et Toujas-Bernate (1994) et à l'équivalent annuel de la pondération trimestrielle utilisée par Erkel-Rousse, Gaulier et Pajot (1999). On capte ainsi des phénomènes plus structurels que conjoncturels. Source des *PIB* : Perspectives Economiques de l'OCDE. N.B. : en termes comptables, le *PIB* est la notion qui se rapproche le plus de la production théorique (le modèle ne prévoit pas l'existence de consommations intermédiaires).
- (26) La modélisation ne tenant compte que de pays européens, de superficie relativement limitée, la définition de distances plus sophistiquées à la Head et Mayer (2002) s'impose moins ici que dans d'autres études. Bien plus, Erkel-Rousse et Mirza (2000), comparant les résultats d'estimations d'équations d'échanges réalisées avec la distance simple (utilisée ici) ou, alternativement, avec une distance à la Head et Mayer (2000) sur un échantillon comprenant tous les grands pays industrialisés, montrent que les paramètres d'intérêt (élasticités prix et coefficient de la *proxy* de variété notamment) n'en sont pas significativement modifiés.
- (27) À l'instar de Deardorff (1998), il paraît plus satisfaisant de raisonner sur des distances relatives qu'absolues. En effet, deux pays éloignés de tous les autres (par exemple l'Australie et la Nouvelle-Zélande) ont plus de chances de commercer intensément entre eux que deux économies séparées par la même distance mais positionnées plus près d'autres grands marchés (Allemagne et Portugal) - cf. Nitsch (1998).
- (28) Les paramètres de préférence d'une fonction *CES* sont déjà interprétés comme des mesures de qualité chez Feenstra (1994). Head et Mayer (2000) considèrent ces paramètres comme résultant d'effets d'aversion pour les produits étrangers et de préférence pour les produits domestiques. L'expression (3.2) de l'encadré 3 prévoit chacune de ces interprétations.
- (29) e_{ij} se définit comme le nombre d'unités de monnaie j dans une unité de monnaie i .
- (30) Ce résultat est établi toutes choses égales par ailleurs, de même que sous l'hypothèse d'un lien de croissance implicite entre q_{ki} et c_{ki} (une variété de meilleure qualité peut être plus chère à produire à l'unité qu'une variété de qualité moindre) - cf. Erkel-Rousse (2000, 2002). Ce lien prélude à une endogénéisation de la qualité, proposée (selon diverses modalités) chez Erkel-Rousse (1997, 2000), mais non détaillée ici.
- (31) La théorie des panels pose comme hypothèses de base que les individus sont indiscernables, non corrélés entre eux et souvent très nombreux : aucune de ces hypothèses n'est vérifiée ici, ce qui remet en cause la quasi-totalité des résultats de la théorie d'optimalité relative aux modèles de panels usuels.
- (32) Ce point n'est pas abordé dans l'encadré 3. Chez Krugman (1980), l'élasticité entre production et nombre de variétés est égale à 1. Elle est inférieure à 1 chez Erkel-Rousse (1997-2000). D'où l'apparition d'un coefficient multiplicatif associé au logarithme du *PIB* sectoriel inférieur ou égal à l'unité. Ceux du *PIB* global et de l'indicateur de spécialisation devraient être du même ordre de grandeur.
- (33) Les estimations des autres coefficients ne sont pas touchées par cette multicolinéarité localisée. Pour une démonstration de la non-contamination des effets d'une multicolinéarité localisée à l'ensemble des coefficients estimés, on pourra se référer par exemple à Erkel-Rousse (1995).
- (34) Les *MCO* donnent des résultats très similaires sur 1992-1994 et 1991-1994. La divergence entre les *MCO* et les variables instrumentales provient donc essentiellement de la différence de méthodes d'estimation.
- (35) On obtient ce résultat quand on remplace dans une équation linéaire deux variables explicatives x_1 et x_2 par x_1 et la projection orthogonale de x_2 sur le sous-espace orthogonal à celui engendré par x_1 et la constante. La part du coefficient de x_2 fonction de la corrélation entre x_1 et x_2 est transférée sur la variable x_1 dans le second modèle. Ici, en raison du signe négatif de la corrélation ρ entre x_1 (la distance) et x_2 (la compétitivité qualité), et des valeurs des coefficients estimés dans le premier modèle ($a_1 = -1,2$ pour x_1 , $a_2 = 0,4$ pour x_2), le coefficient de x_1 a une valeur absolue supérieure dans le second modèle : $1,76 = |a_1 + Aa_2|$, du fait que A est du signe de ρ ($A < 0$).
- (36) La corrélation entre la compétitivité qualité et les variables de variété *toutes choses égales par ailleurs dans le modèle* est définie par : $x_2'(I - P_Z)x_1$, où x_1 représente le vecteur de la compétitivité qualité ($n,1$), x_2 la matrice de variété ($n,2$), I la matrice identité, Z la matrice ($n, K-2$) des autres vecteurs explicatifs du modèle (constante incluse) et P_Z la projection orthogonale sur le sous-espace engendré par les colonnes de Z - avec $n =$ nombre d'observations et $K =$ nombre de coefficients du premier ordre dans le modèle non contraint.
- (37) Cf. par exemple Neven et Thisse (1989).
- (38) Le modèle théorique de l'encadré 3 permet de comprendre pourquoi supposer des élasticités prix par pays exportateurs n'aurait pas de sens sur le plan théorique. En effet, les élasticités de substitution sont au plus fonction du secteur (k) et du pays importateur (j).
- (39) Autant il paraît intuitif que les élasticités de substitution (et par suite les taux de marge) varient selon les secteurs d'activité (en raison de structures de marché et de conditions de la concurrence différentes), autant on s'attendrait *a priori* à une moins grande hétérogénéité d'un pays à l'autre.
- (40) Des études antérieures comme celle de Fontagné *et alii* (1998) font apparaître une Espagne en pleine mutation en termes de spécialisation commerciale au début des années quatre-vingt-dix. La clef de la position intermédiaire de l'Espagne entre 1992 et 1994 se situe peut-être dans ce constat.
- (41) Les résultats détaillés sont disponibles sur demande auprès des auteurs.
- (42) Toutefois, cette estimation est entachée d'une faible précision.
- (43) Crozet et Erkel-Rousse (1999-2000) obtiennent une hausse des élasticités prix comparable à la présente étude sous l'effet de l'introduction d'une *proxy* de compétitivité qualité exogène aux données d'échanges.

Bibliographie

- Abd-El-Rahman K.S. (1986).** "Réexamen de la définition et de la mesure des échanges croisés de produits similaires entre les nations", *Revue Economique*, vol. 37, n°1, janvier, pp. 89-115.
- Aiginger K. (1995).** "The Use of Unit Values for Evaluating the Competitiveness of Nations, Conceptual Issues and an Application for Germany", Austrian Institute of Economic Research and University of Linz, 23 p.
- Aiginger K. (1996).** "Unit Values, Quality Ladders and Non Price Competition", *Conference on New Indicators for the knowledge - Based Economy*, OECD, 19-21 June, 24 p.
- Anderton B. (1999).** "Innovation, Product Quality, Variety, and Trade Performance: An Empirical Analysis of Germany and the UK", *Oxford Economic Papers*, vol. 51, n°1, January, pp. 152-167.
- Armington A. (1969).** "The Geographic Pattern of Trade and the Effects of Price Changes", *IMF Staff Papers*, vol. 16, n°2, July, pp. 179-201.
- Bergstrand J.H. (1985).** "The Gravity Equation in international trade: Some Microeconomic Foundations and Empirical Evidence", *Review of Economics and Statistics*, vol. 67, n°3, August, pp. 474-481.
- Bergstrand J.H. (1989).** "The generalized gravity equation, monopolistic competition and the factor proportions theory in international trade", *Review of Economics and Statistics*, vol. 71, n°1, February, 143-153.
- Crozet M., Erkel-Rousse H. (1999-2000).** "Trade Performances and the Estimation of Price-Elasticities: Quality Matters", *Econometric Society European Meeting*, August 1999, et *Cahiers de la MSE*, Série Blanche, n° 2000.61, TEAM - Université Paris I Panthéon-Sorbonne, juillet, 32 p., (<http://mse.univ-paris1.fr/MSE/FramCahierSBla.htm>).
- Darracq-Pariès M., Erkel-Rousse H. (2002).** "Origines et conséquences des incertitudes pesant sur le solde commercial de la zone euro", *Économie et Prévision*, n°152-153.
- Deardorff A.V. (1998).** "Determinants of Bilateral Trade: Does Gravity work in a Neoclassical World ?", in J.A. Frankel (ed.) : *The Regionalization of the World Economy*, Chicago, University Press, 7-22, et *NBER Working Paper* n°5377, December, 1995.
- Dixit A.K., Norman V. (1980).** *The Theory of International Trade: A dual, General Equilibrium Approach*, Cambridge, England, James Nisbet & Co. Ltd, Cambridge University Press, 339 p.
- Dixit A.K., Stiglitz J.E. (1977).** "Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity", *American Economic Review*, vol. 67, n°3, June, pp. 297-308.
- Erkel-Rousse H. (1995).** "Détection de la multicollinéarité dans un modèle linéaire ordinaire : Quelques éléments pour un usage averti des indicateurs de Belsley, Kuh et Welsch", *Revue de Statistique Appliquée*, vol. XLIII, n°4, pp. 19-42.
- Erkel-Rousse H. (1997).** "Endogenous Differentiation Strategies, Comparative Advantage and the Volume of Trade", *Annales d'Économie et Statistique* n°47, juillet-septembre, pp. 121-150.
- Erkel-Rousse H. (2000).** *Commerce international et différenciation de produit : Modélisation théorique et applications empiriques*, Thèse pour le doctorat d'économie, TEAM, Université Paris I Panthéon - Sorbonne, soutenue le 9 novembre, 442 p.
- Erkel-Rousse H. (2002).** Trade Performances, Product Differentiation and the Values of Trade Price-Elasticities, Contribution au *L^{ème} Congrès de l'AFSE*, Paris, septembre 2002.
- Erkel-Rousse H., Gaulier G., Pajot M. (1999).** "Export Equations of a Differentiated Product: VECMs Applied to the French Manufacturing Industry", *Revue d'Économie Politique*, vol. 109, n°2, mars-avril, pp. 285-302.
- Erkel-Rousse H., Le Gallo F. (2002).** "Product quality, National Trade Performances and the Estimation of Trade Price-Elasticities: An Empirical Analysis on Twelve Industrialised Countries" *Cahiers de la MSE*, série Blanche, n°2002.05, TEAM-Université Paris I Panthéon-Sorbonne, janvier, 31 p.
- Erkel-Rousse H., Mirza D. (2000-2002).** "Import Price Elasticities: Reconsidering the Evidence", *Cahiers de la MSE*, Série Blanche, TEAM, Université Paris I Panthéon-Sorbonne, juillet 2000, 28 p., version remaniée (nouvelles estimations...) dans *Canadian Journal of Economics*, vol.35, n°2 pp. 282-306, May 2002.
- Fagerberg J. (1988).** "International Competitiveness", *The Economic Journal*, vol. 98, n°391, June, pp. 355-374.
- Fagerberg J. (1996).** "Technology and Competitiveness", *Oxford Review of Economic Policy*, vol. 12, n°3, Autumn, pp. 39-51.
- Falvey R.E., Kierzkowski H. (1987).** "Product Quality, Intra-Industry Trade and (Im)perfect Competition", in Kierzkowski H. (ed.) : *Protection and Competition in International Trade*, New York, Basil Blackwell, pp. 143-161.
- Feenstra R. (1994).** "New Product Varieties and the Measurement of International Prices", *American Economic Review*, 84, n°1, pp. 157-177.
- Fontagné L., Freudenberg M. (1999).** "Marché unique et développement des échanges", *Economie et Statistique* n°326-327, dossier Intégration économique et localisation des entreprises, 1999-6/7, pp. 31-52.
- Fontagné L., Freudenberg M., Peridy N. (1998).** "Intra-Industry Trade and the Single Market: Quality Matters", *CEPR Discussion Paper*, n°1959, September, 40 p.
- Fontagné L., Freudenberg M., Ünal-Kesenci D. (1999).** "Haute technologie et échelles de qualité : De fortes asymétries en Europe", *document de travail du CEPII*, n°99-08, juin, 60 p.
- Gabszewicz J.J., Shaked a., Sutton J., Thisse J-F. (1981).** "International Trade in Differentiated Products", *International Economic Review*, vol. 22, n°3, October, pp. 527-534.
- Goldstein M., Khan M.S. (1985).** "Income and Price Effects in Foreign Trade", in R.W. Jones and P.B. Kenen eds.: *Handbook of International Economics*, Amsterdam, North Holland, vol. 2, chap. 20, pp. 1041-1105.
- Greenaway D., Hine R.C., Milner C. (1994).** "Country-Specific Factors and the Pattern of Horizontal and Vertical Intra-Industry Trade in the UK", *Weltwirtschaftliches Archiv*, vol. 130, n°1, March, pp. 77-100.
- Greenhalgh C.A., Taylor P., Wilson R. (1994).** "Innovation and Export Volumes and Prices, a Dis-Aggregated Study", *Oxford Economic Papers*, vol. 46, n°1, January, pp. 102-134.

- Head K., Mayer T. (2000).** " Non-Europe: The Magnitude and Causes of market Fragmentation in the EU", *Weltwirtschaftliches Archiv*, vol. 136, n°2, pp. 284-314.
- Helpman E., Krugman P. (1985).** *Market Structure and Foreign Trade: Increasing Returns, Imperfect Competition, and the International Economy*, Cambridge, Wheetshaeaf Books & MIT Press, 271 p.
- Herzog C., Lafay G. (1989).** "Vingt ans d'échanges internationaux : L'Europe sur la défensive", *Économie et Statistique*, n°217-218, janvier - février, pp. 29-36.
- Hummels D. (1999).** "Toward a Geography of Trade Costs", *mimeo*, University of Chicago, 54 p., consultable sur le site de l'auteur (<http://www.mgmt.purdue.edu/faculty/hummelsd/>)..
- Ioannidis E., Schreyer P. (1997).** "Déterminants technologiques et non technologiques de l'accroissement des parts de marché à l'exportation", *Revue Économique de l'OCDE*, n°28-1, 1997/1, pp. 187-226.
- Kaldor N. (1978).** The effects of devaluations on Trade in Manufactures, in Kaldor N.: *Further essays on applied economics*, London, Duckworth, 99-118.
- Krugman P.R. (1980).** "Scale Economies, Product Differentiation and the Pattern of Trade", *American Economic Review*, vol. 70, n°5, December, pp. 950-959.
- Krugman P.R. (1996).** "Making Sense of the Competitiveness Debate", *Oxford Review of Economic Policy*, vol. 12, n°3, Autumn, pp. 17-25.
- Lancaster K. (1979).** *Variety, Equity, and Efficiency*, New York, Columbia University Press.
- Magnier A., Toujas-Bernate J. (1994).** "Technology and Trade: Empirical Evidence for the Major Five Industrialized Countries", *Weltwirtschaftliches Archiv*, vol. 130, n°3, pp. 494-520.
- Neven D., Thisse J.-F. (1989).** "Choix des produits : Concurrence en qualité et en variété", *Annales d'Économie et Statistique*, n°15-16, juillet - décembre, pp. 85-112.
- Nitsch V. (1998).** "National Borders and International Trade: Evidence from the European Union", *Canadian Journal of Economics*, vol. 33, n°4, November, pp. 1091-1105.
- Orcutt G. (1950).** "Measurement of Price-Elasticities in International Trade", *Review of Economics and Statistics*, vol. 32, May, n°2, pp. 117-132.
- Shaked A., Sutton J. (1984).** "Natural Oligopolies and International Trade", in Kierzkowski H. (ed.) : *Monopolistic Competition and International Trade*, Oxford, Clarendon Press, pp. 34-50.
- Turpin E. (1989).** "Le commerce extérieur français : une spécialisation industrielle fragile," *Économie et Statistique*, n°217-218, janvier-février, pp. 51-62.
- Vernon R. (1966).** "International Investment and International Trade in the Product Cycle", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 80, pp. 190-207.

Tableau A1 : performances commerciales globales de la France et de l'Allemagne

détail du mode de calcul des résultats du tableau 1 :

Exportateur = Allemagne

Pays déclarant - importateur (j)	Ratios $R_{k,j}^{s(i)}$ (règle A) avec $i = \text{Allemagne}$ et $s =$				Ratios R_{kij}^s (règle intuitive I) avec $i = \text{Allemagne}$ et $s =$				Segment dominant s selon la règle d'agrégation :	
	M	P	Q	S	M	P	Q	S	A	I
France	14,9	23,4	51,5	10,1	2,9	28,5	66,8	1,8	Q	Q
Pays-Bas	5,8	35,9	47,2	11,1	1,0	41,0	56,1	1,9	Q	Q
UEBL	11,4	31,9	47,9	8,9	1,9	42,2	54,5	1,4	Q	Q
Royaume-Uni	13,8	28,0	44,5	13,7	2,7	36,3	57,8	3,2	Q	Q
Italie	9,0	28,0	53,1	9,8	1,3	31,0	66,0	1,7	Q	Q
Espagne	16,2	24,5	43,7	15,6	3,3	32,2	61,2	3,3	Q	Q
Irlande	44,2	7,7	25,1	23,1	17,2	18,8	56,5	7,5	M	Q
Autriche	2,3	38,0	58,0	1,6	0,2	41,7	58,0	0,1	Q	Q
Japon	30,8	11,1	25,7	32,3	5,8	19,8	68,7	5,7	S	Q
États-Unis	40,1	6,1	32,1	21,7	16,8	15,0	62,9	5,3	M	Q
Canada	67,3	1,2	5,2	26,3	51,1	7,2	31,7	10,0	M	M

Exportateur = France

Pays déclarant - importateur (j)	Ratio $R_{k,j}^{s(i)}$ (règle A) avec $i = \text{Allemagne}$ et $s =$				Ratios R_{kij}^s (règle intuitive I) avec $i = \text{Allemagne}$ et $s =$				Segment dominant s selon la règle d'agrégation :	
	M	P	Q	S	M	P	Q	S	A	I
Allemagne	15,6	32,0	38,4	14,0	2,9	36,9	57,5	2,7	Q	Q
Pays-Bas	27,4	20,3	28,1	24,1	9,2	34,7	48,4	7,7	Q	Q
UEBL	8,9	38,8	43,3	9,1	1,2	44,9	52,4	1,5	Q	Q
Royaume-Uni	20,6	30,7	31,1	17,7	5,3	44,4	45,9	4,4	Q	Q
Italie	8,4	45,3	33,6	12,8	1,5	50,1	46,4	2,0	P	P
Espagne	9,9	39,1	41,6	9,4	1,5	44,1	53,0	1,4	Q	Q
Irlande	49,0	6,5	13,6	30,9	21,3	24,3	45,2	9,2	M	Q
Autriche	41,5	16,9	13,8	27,8	18,2	35,0	33,4	13,4	M	P
Japon	39,5	4,5	19,5	36,5	10,0	11,9	69,5	8,6	M	Q
États-Unis	64,7	3,9	12,0	19,4	14,7	13,4	64,5	7,4	M	Q
Canada	61,5	2,7	4,7	31,1	23,4	22,3	46,4	7,9	M	Q

Légende : $s = M$ (resp. P) : mauvaise (resp. bonne) compétitivité prix, Q : bonne compétitivité qualité, S : problème structurel. L'indice k représente l'ensemble des produits manufacturés. Total des 4 colonnes $R_{k,j}^{s(i)}$ (resp. R_{kij}^s) = 100 %. Définition des ratios $R_{k,j}^{s(i)}$ et R_{kij}^s et des règles d'agrégation A et I : Cf. encadré 2. Source : Base FLUBIL - calculs des auteurs.

Les calculs sont effectués sur l'ensemble des flux d'échanges de 1991 à 1994. Par exemple, si un flux bilatéral élémentaire se range dans le segment Q en 1991, 1993 et 1994, et dans le segment M en 1992, cette séquence est considérée comme 4 flux commerciaux différents, dont 3 classés dans le segment Q et un dans le segment M.

Commentaires : L'Allemagne obtient un score de bonnes performances compris entre 68 % et 96 % (règle d'agrégation A) sur les marchés européens, hormis en Irlande. Toutefois, une part majoritaire des importations irlandaises en provenance d'Allemagne sont bien classées (score supérieur à 70%) selon la règle d'agrégation intuitive I, suggérant l'existence de points forts à l'exportation. Le score allemand en matière de qualité est également très élevé (entre 44 et 58 % sur les marchés européens hormis en Irlande). La France obtient des scores de bonnes performances légèrement inférieurs et tirerait un peu moins systématiquement ses bonnes performances de la vente de produits haut de gamme.

Tableau A2 : résultats détaillés au niveau 2 digits de la nomenclature CTCI

CTCI2	INTITULE	Allemagne	France	Pays-Bas	UEBL	Royaume-Uni	Italie	Espagne	Irlande	Autriche	Japon	États-Unis	Canada
00	Animaux vivants autres qu'aquatiques	S	Q	Q	Q	M	S	S		S	M	M	M
01	Viandes et préparations de viandes	P	Q	P	Q	P	S	S		M	M	M	M
02	Produits laitiers et oeufs d'oiseaux	P	Q	P	P	S	M	M		S	S	M	M
03	Poissons, crustacés, mollusques ; préparations	S	M	Q	M	M	M	M		M	M	P	Q
04	Céréales et préparations à base de céréales	Q	Q	Q	Q	M	M	M		M	M	M	M
05	Légumes et fruits	M	M	Q	P	M	M	Q		S	M	M	M
06	Sucres, préparations à base de sucre et miel	Q	P	Q	Q	Q	M	M		M	M	M	P
07	Café, thé, cacao, épices, produits dérivés	P	P	P	Q	M	M	S		M	M	M	M
08	Nourriture pour animaux (sauf céréales non moulues)	M	M	P	P	M	M	M		M	M	M	M
09	Produits et préparations alimentaires divers	M	Q	P	P	S	S	S		M	M	M	S
11	Boissons	S	Q	M	M	M	P	P		M	M	M	M
12	Tabacs bruts et fabriqués	S	M	Q	M	S	S	S		M	M	Q	S
21	Cuir, peaux et pelleteries, bruts	P	P	Q	P	P	S	M		S	S	M	M
22	Graines et fruits oléagineux	M	M	M	M	M	M	M		M	M	P	M
23	Caoutchouc brut (dont synthétique et régénéré)	Q	P	P	Q	S	M	M		S	M	M	M
24	Liège et bois	M	M	M	M	M	M	M		M	M	M	P
25	Pâte à papier et déchets de papier	M	S	S	M	M	M	S		P	M	Q	P
26	Fibres textiles (sauf laines peignées) et déchets	Q	S	S	Q	P	P	S		S	M	M	S
27	Engrais bruts (sauf 56) et minéraux bruts	M	M	Q	M	M	M	M		M	M	M	M
28	Minerais métallifères et déchets de métaux	P	Q	P	P	M	M	M		Q	M	M	P
29	Matières brutes d'origine animale ou végétale, n.d.a.	S	M	P	S	M	M	M		M	M	M	M
32	Houilles, cokes et briquettes	M	M	P	P	M	M	S		M	S	P	Q
33	Pétrole, produits dérivés du pétrole et connexes	M	M	P	Q	Q	M	P		M	M	M	P
34	Gaz naturel et gaz manufacturé	P	M	Q	Q	P	M	M		M	S	M	P
35	Énergie électrique	Q	P	S	-	-	M	-		-	-	-	-
41	Huiles et graisses d'origine animale	M	M	Q	P	M	S	M		Q	M	M	P
42	Graisses et huiles végétales fixes, brutes	M	M	P	P	M	M	P		M	M	M	Q
43	Huiles et graisses animales ou végétales, préparées	Q	M	P	P	M	M	M		M	S	M	M
50	Produits chimiques et produits connexes, n.d.a.	P	P	P	Q	-	M	M		Q	-	M	M
51	Produits chimiques organiques	Q	Q	P	P	Q	M	M		Q	S	M	M
52	Produits chimiques inorganiques	Q	Q	P	Q	M	M	S		Q	M	M	P
53	Produits pour teinture, tannage et colorants	Q	Q	Q	P	P	S	S		M	M	M	M
54	Produits médicinaux et pharmaceutiques	Q	Q	Q	Q	Q	S	M		P	S	M	S
55	Huiles essentielles ; produits de parfumerie, entretien	Q	Q	P	Q	P	M	S		Q	S	M	M
56	Engrais (autres que ceux du groupe 272)	M	M	Q	P	M	S	P		P	M	M	P
57	Matières plastiques sous formes primaires	Q	P	P	P	M	M	S		M	M	M	M
58	Matières plastiques sous formes non primaires	Q	M	P	P	M	P	S		M	P	M	M
59	Matières et produits chimiques, n.d.a.	Q	P	P	P	Q	M	M		Q	M	M	M
61	Cuir et peaux préparés, n.d.a., pelleteries	M	M	P	P	M	Q	S		S	Q	M	S

CTCI2	INTITULE	Allemagne	France	Pays-Bas	UEBL	Royaume-Uni	Italie	Espagne	Irlande	Autriche	Japon	Etats-Unis	Canada
62	Caoutchouc manufacturé, n.d.a.	Q	Q	Q	P	P	Q	P	P	M	M	S	S
63	Ouvrages en liège et en bois (sauf meubles)	Q	M	M	P	M	M	M	M	Q	M	M	S
64	Papiers, cartons et ouvrages en pâte de cellulose	Q	M	P	Q	M	M	M	M	P	M	M	M
65	Fils, tissus, articles textiles façonnés, n.d.a.	P	Q	P	P	M	Q	M	Q	Q	M	M	S
66	Articles minéraux non métalliques manufacturés, n.d.a.	Q	Q	M	P	M	P	P	M	M	M	M	M
67	Fer et acier	Q	Q	P	P	M	P	P	M	Q	M	M	P
68	Métaux non ferreux	Q	M	Q	P	M	M	S	M	Q	M	M	P
69	Articles manufacturés en métal, n.d.a.	Q	Q	P	P	M	P	M	Q	M	M	M	M
71	Machines génératrices, moteurs et leurs équipements	Q	Q	S	S	M	S	S	M	M	M	M	M
72	Machines et appareils spécialisés pour industries	Q	S	P	P	S	P	S	S	Q	M	M	M
73	Machines et appareils pour le travail des métaux	Q	S	S	P	S	P	S	Q	Q	M	M	S
74	Appareils industriels d'application générale, n.d.a.	Q	Q	Q	Q	Q	P	S	M	M	M	M	M
75	Appareils de bureau ou traitement automatique de l'information	M	M	P	M	P	S	M	Q	S	S	M	M
76	Appareils de télécommunications ou reproduction du son	M	M	M	Q	M	S	S	Q	M	Q	M	M
77	Machines et appareils électriques, n.d.a.	Q	M	M	S	M	S	S	Q	M	M	M	M
78	Véhicules routiers (dont ceux à coussin d'air)	Q	P	M	Q	M	M	P	M	M	P	M	M
79	Autres matériels de transport	S	Q	S	S	Q	S	S	S	S	M	S	S
81	Constructions préfabriquées, appareillages domestiques	Q	Q	P	P	M	P	M	M	Q	M	M	M
82	Meubles et parties ; articles de literie, similaires	Q	M	P	Q	M	P	M	M	M	M	M	S
83	Articles de voyage, sacs à main et similaires	M	Q	S	S	S	P	Q	S	S	M	S	S
84	Vêtements et accessoires du vêtement	Q	Q	P	P	P	Q	S	P	Q	M	S	S
85	Chaussures	M	M	P	S	M	Q	P	M	Q	M	M	S
87	Appareils professionnels, scientifiques, n.d.a.	Q	M	Q	P	Q	S	S	P	M	M	M	M
88	Appareils de photographie, optique, n.d.a., horloges	P	Q	Q	P	S	S	S	S	M	Q	M	M
89	Articles manufacturés divers, n.d.a.	Q	Q	P	Q	Q	S	S	Q	Q	M	M	M
91	Colis non classés par catégorie	Q	S	M	S	P	S	M	P	P	S	S	S
93	Transactions et articles spéciaux non classés	P	Q	P	P	Q	M	Q	S	M	M	M	S
96	Monnaies n'ayant pas cours légal	P	M	Q	Q	P	M	Q	P	Q	M	M	Q

Légende : Deux premières colonnes : Produits CTCI (au niveau 2 de la nomenclature).

Colonnes 3 à 14 : s désigne la situation compétitive dominante du pays exportateur considéré (en colonne) sur les marchés des produits référencés (en ligne), avec :

s = M : Mauvaise compétitivité prix ; s = P : Bonne compétitivité prix ; s = Q : Bonne compétitivité qualité ; s = S : Problème structurel ; s = - : non classé (en raison de valeurs manquantes ou nulles dans le calcul des critères de prix ou de performances à la base des affectations dans l'un des quatre segments M, P, Q, S).

N.B : Mode d'agrégation = règle A - Cf. encadré 2. n.d.a. = non dénommé ailleurs.

Source : Base FLUBIL (chiffres issus des *Séries C de l'OCDE*) - calculs des auteurs.

Les secteurs hachurés ont été exclus des estimations économétriques en raison de données manquantes ou nulles considérées comme trop nombreuses.