



HAL
open science

Spécialisation commerciale et structures de marchéUn recueil d'articles en économie appliquée

Joaquim Oliveira Martins

► **To cite this version:**

Joaquim Oliveira Martins. Spécialisation commerciale et structures de marchéUn recueil d'articles en économie appliquée. Economies et finances. Université Panthéon-Sorbonne - Paris I, 2006. Français. NNT: . tel-00140536

HAL Id: tel-00140536

<https://theses.hal.science/tel-00140536>

Submitted on 6 Apr 2007

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

UNIVERSITÉ DE PARIS I - PANTHÉON SORBONNE - UFR Sciences Économiques (02)

Numéro attribué par la bibliothèque: 2006 PAO 10053

Thèse pour le Doctorat ès Sciences Économiques

Présentée et soutenue publiquement par

Joaquim OLIVEIRA MARTINS

***SPÉCIALISATION COMMERCIALE ET STRUCTURES DE
MARCHÉ***

Un recueil d'articles en économie appliquée

Directeur de thèse: M. le Professeur David ENCAOUA, Université de Paris-I

Membres du jury:

Professeur Lionel FONTAGNÉ, Université de Paris-I

Professeur Jorge Braga de MACEDO, Universidade Nova de Lisboa-Faculdade de Economia

Professeur Peter NEARY, University of Oxford

Professeur Jean-Marc SIROËN, Université de Paris-Dauphine

Le 11 décembre 2006

L'Université de Paris-I, Panthéon-Sorbonne, n'entend donner aucune approbation, ni improbation aux opinions émises dans les thèses; ces opinions doivent être considérées comme propres à leurs auteurs.

Spécialisation commerciale et structures de marché

Un recueil d'articles en économie appliquée

Joaquim Oliveira Martins

Résumé

Ce recueil d'articles s'articule autour de deux thèmes centraux. Le premier thème porte sur la différenciation des produits, sur les problèmes méthodologiques que pose l'estimation des fonctions de demande du commerce extérieur et leurs implications pour l'analyse de la concurrence internationale. L'évaluation des élasticités prix du commerce extérieur fournit ainsi la motivation d'une première série de travaux. Le deuxième thème porte sur l'hétérogénéité des structures de marché, les modalités de la concurrence qui s'y exercent et les conséquences au niveau des salaires relatifs, taux de marge et spécialisations commerciales. L'introduction d'une taxonomie des structures de marché permet-elle de mieux comprendre la nature de ces spécialisations et d'expliquer les variations sectorielles des salaires relatifs et des taux de marge ? Une autre série de travaux cherche à répondre à ces questions. Chacune des ces deux parties est précédée d'un résumé de l'état de la littérature. L'apport des travaux présentés et les méthodes utilisées sont ensuite analysés.

Mots-clefs : Spécialisation commerciale, différenciation des produits, structure de marchés, taux de marge, marchés émergents, équations du commerce extérieur

Trade specialisation and market structures

A collection of applied economics papers

Abstract

This collection of articles hinges on two central themes. The first relates to product differentiation, to the methodological problems raised by the estimates of trade equations and their implications on the analysis of international competition. The estimates of price elasticities of trade flows underlie a first series of papers. The second theme focuses on market structure heterogeneity, types of competition and their effect on relative wages, mark-up ratios and trade specialisation. How can a market structure taxonomy help explain the nature of specialisation and sectoral dispersion of relative wages and mark-up ratios? Another group of papers addresses these issues. A literature review introduces each section. The contribution of each paper is then analysed, as well as the methods used.

Keywords: Trade specialisation, Product differentiation, Market structure, Mark-up rates, Emerging markets, Trade equations

*A mon grand-père Manuel António, à mon cousin Ramiro,
à Alexandra et à nos trois petits amours Amélia, Edgar et Adriana*

Remerciements

Je voudrais tout d'abord remercier les Professeurs David Encaoua et Lionel Fontagné qui m'ont soutenu dans ce projet de thèse sur travaux. David Encaoua m'a donné le goût de l'économie industrielle. Si je n'ai pas suivi une carrière de chercheur dans ce domaine, les concepts et outils qu'il m'a transmis lors de ses enseignements à l'Université de Paris I m'ont accompagné tout au long de ma carrière professionnelle, comme ce recueil d'articles l'atteste. Lionel Fontagné m'a permis de garder un lien avec la recherche en économie internationale et avec le Centre d'Études Prospectives et d'Informations Internationales (CEPII) où j'ai commencé à travailler en tant qu'économiste. A cette occasion, je voudrais remercier les nombreux collègues du Centre qui m'ont beaucoup aidé en tant que jeune chercheur et avec qui j'ai gardé des liens d'amitié.

Un recueil de travaux doit forcément beaucoup à tous les collègues qui ont collaboré avec moi dans les différents projets au CEPII et à l'OCDE. Les peines et les joies de chercher, je les ai partagées avec Claude Bismut, Tito Boeri, Dirk Pilat, Tristan Price, Stefano Scarpetta et Joël Toujas-Bernate. Dans le cadre de mes premiers travaux sur le commerce international, je suis reconnaissant à Jean-Michel Charpin, alors Directeur du CEPII, de m'avoir stimulé et aidé à m'ouvrir sur le plan international; et au Professeur Alan Winters de m'avoir invité à faire partie du projet CEPR sur la création du marché unique européen de 1992 ainsi que des ateliers ERWIT (European Research Workshop on International Trade) où j'ai pu suivre les développements de la théorie du commerce international entre les années 80 et 90. Les échanges avec Werner Roeger de la Commission Européenne ont joué un rôle important dans les travaux sur la mesure des taux de marge et je me félicite de l'amitié qui est née de ces rencontres.

Une pensée très particulière revient au Professeur Jorge Braga de Macedo, avec qui je partage un cours stimulant sur le Développement International à *Sciences Po*, Paris. Il m'a véritablement convaincu qu'un projet académique de thèse, même à mon âge, pouvait avoir un sens. Dans sa compagnie, j'ai eu le plaisir de sentir la transmission de l'expérience et du savoir entre un professeur et ses étudiants. Ces moments-là sont inestimables.

Ce parcours doit aussi beaucoup à l'amitié et les discussions avec Denis Besnainou, Jean-Marc Burniaux, Najat El Mekkaoui de Freitas, António Lourenço dos Santos, Arnauld Ménager, Giuseppe Nicoletti, Bill Tompson et Raymond Torres.

Travailler et chercher a forcément un impact, pas toujours agréable, sur ceux qui vous sont les plus proches et qui vous donnent, en fin de compte, le sens des choses. Ma compagne Alexandra et mes trois enfants, Amélia, Edgar et Adriana, font partie de ce projet. J'espère qu'ils pensent ou penseront un jour que cela en a valu la peine.

Paris, septembre 2006.

Sommaire

Spécialisation commerciale et structures de marché.....	3
I. Présentation	7
1. Différenciation des produits et élasticités des flux de commerce	8
1.1 Généralisation des fonctions de demande aux effets de différenciation horizontale.....	10
1.2 Extension du modèle à des fonctions de demande flexibles.....	14
1.3 Transition, variété des produits et changement structurel	16
2. Salaires relatifs, taux de marge et développement industriel.....	18
2.1 Une taxonomie des structures de marché.....	19
2.2 Salaires relatifs, commerce et structure de marchés	22
2.3 Degré de concurrence et structure des marchés	24
2.3.1 Estimation des taux de marge	24
2.3.2 Cyclicalité des taux de marge.....	28
2.4 Concurrence imparfaite et spécialisation commerciale des pays émergents	30
II. Liste des travaux présentés.....	34
[1] "Estimation des flux du commerce extérieur: nouvelles approches et implications pour la politique économique".....	35
[2] "Comportement à l'exportation avec différenciation des produits: exportations de la Corée, de Taiwan et du Japon vers le marché américain.....	55
[3] "Macro-Import Functions with Imperfect Competition: an Application to the EC Trade" ...	79
[4] "Varieties, Jobs and EU Enlargement"	109
[5] "Market Structure, Trade and Industry Wages".....	149
[6] "Mark-up pricing, Market structure and the Business cycle".....	173
[7] "Estimation of the Cyclical Behaviour of Mark-ups: A technical note"	209
[8] "How market imperfections and trade barriers shape specialisation: South America vs. OECD".....	226
Références bibliographiques.....	271

« ... L'économie est une discipline appliquée. Elle présente un intérêt parce qu'elle aide à comprendre, et peut-être à résoudre, les problèmes concrets auxquels nos économies sont confrontées. »
Robert Solow, Interview dans journal Le Monde, 3 Janvier 2001

I. Présentation

Depuis le tournant des années 1980, la théorie de la spécialisation commerciale connaît un renouveau exemplaire. La nouvelle théorie des échanges internationaux a été stimulée par la recherche empirique sur le commerce intra-branche, *i.e.* l'existence de flux croisés d'importations et d'exportations et cela même à des niveaux très fins de nomenclature des produits. Ce phénomène semblait incompatible avec les forces de spécialisation prédites par les théories traditionnelles des échanges. Dans une logique d'accumulation scientifique, la nouvelle théorie a su intégrer les modèles précédents et fournir ainsi un cadre plus général, en concurrence imparfaite, d'explication du commerce international (cf. Helpman et Krugman, 1985). Les rendements d'échelle sont ainsi devenus une source d'avantage comparatif, au même titre que les dotations relatives des facteurs de production (Heckscher-Ohlin) et les différences de productivité (Ricardo). Ces nouveaux modèles intègrent aussi l'existence de la différenciation des produits, une caractéristique importante de presque toutes les industries modernes.¹

La problématique de la spécialisation commerciale et des structures de marché présentée dans ce recueil est née dans le sillage de ces travaux. Elle s'articule autour de deux thèmes centraux. Le premier thème porte sur la différenciation des produits, sur les problèmes méthodologiques que pose l'estimation des fonctions de demande du commerce extérieur et leurs implications pour l'analyse de la concurrence internationale. L'évaluation des élasticités-prix du commerce extérieur motive une première série de travaux. Le deuxième thème porte sur l'hétérogénéité des structures de marché, les modalités de la concurrence qui s'y exerce et les conséquences au niveau des salaires relatifs, taux de marge et spécialisations commerciales. L'introduction d'une taxonomie des structures de marché permet-elle de mieux comprendre la

¹ Siröen (1988) a proposé une vision d'ensemble de trois principales familles de modèles théoriques du commerce internationale en concurrence monopolistique et des voies d'extension de ces modèles. Pour une revue critique de ce type de modèles voir Neary (2004).

nature de ces spécialisations et d'expliquer les variations sectorielles des salaires relatifs et des taux de marge ? Une autre série de travaux cherche à répondre à ces questions.

Les sections suivantes présentent ces deux séries de travaux en faisant l'état de la littérature, l'apport spécifique des publications présentées et les méthodes utilisées. Les publications sont citées par leur numéro d'ordre [.] dans la liste d'articles donnés en deuxième partie. Pour l'introduire et en faciliter l'appréciation, chaque article est précédé d'une note comportant un bref rappel de l'état des lieux sur les plans théorique et empirique, expliquant en quoi le travail réalisé a fait avancer l'état de l'art et soulignant la nature des difficultés rencontrées.

1. Différenciation des produits et élasticités des flux de commerce

La valeur des élasticités-prix des flux d'échange et leurs déterminants jouent un rôle prépondérant dans les stratégies d'insertion des pays en développement dans le commerce international, dans les politiques de taux de change et dans l'évaluation des politiques de libéralisation des échanges; or, l'économie internationale appliquée a souvent été confrontée à un paradoxe empirique lié aux valeurs estimées de ces élasticités. Celles-ci s'avèrent beaucoup plus faibles que les valeurs suggérées par la théorie traditionnelle.

Pour cerner les observations de plus près, beaucoup de travaux empiriques se sont déconnectés d'un cadre théorique précis. L'approche la plus répandue est celle d'Armington (1969). Elle postule, sans en donner de véritable justification, que les mêmes biens en provenance de pays différents sont des substituts imparfaits. Beaucoup d'études sur le commerce extérieur continuent de suivre cette approche. Cette hypothèse est fréquente dans les modèles d'équilibre général calculable² qui sont parmi les outils les plus utilisés pour mesurer les gains d'ouverture au commerce international.

² Oliveira Martins *et al.* (1992) présente une discussion du rôle des élasticités Armington dans le cadre d'un modèle global d'équilibre général calculable. Pour une revue récente sur le modèle d'Armington voir Lloyd et Zhang (2006).

Le modèle de demande avec des substituts imparfaits à élasticité de substitution constante (CES) prend typiquement la forme suivante:

$$M = c \cdot (P_M/P)^{-\sigma} \cdot Y \quad (1)$$

où M désigne le volume des importations, P_M le prix des importations, P le niveau de prix intérieurs et Y le revenu réel. Le paramètre σ est l'élasticité de substitution entre importations et produits domestiques. Suivant des hypothèses de séparabilité imposées sur la fonction d'utilité, ce modèle peut se désagréger en plusieurs niveaux. Il permet de prendre en compte des élasticités-prix finies et donc de mieux coller à l'observation des faits. Par exemple, à la suite d'une dévaluation du taux de change, on n'observe généralement pas de déplacement massif des parts de marché. Même en tenant compte de l'inertie des parts de marché et des coûts d'ajustement, les élasticités-prix restent très inférieures à ce qui est prédit par le modèle du commerce internationale en concurrence parfaite.³

De manière symétrique, dans le cadre de l'équation (1), une forte croissance de la part de marché des importations devra s'accompagner de larges mouvements des prix relatifs; or, cette relation n'est pas non plus observée dans la réalité. En d'autres termes, le modèle d'Armington permet d'estimer une équation de demande avec des élasticités-prix faibles, mais ne capture pas des tendances lourdes des flux de commerce qui ne semblent pas directement liées à des mouvements de prix.

Face à ce compromis empirique insatisfaisant, une première option est de considérer que les tendances non capturées par le modèle d'Armington résultent des élasticités-revenu non-unitaires. Cette possibilité est écartée par construction dans le modèle CES dérivé d'une fonction d'utilité homothétique. L'approche par les élasticités-revenu rejoint une tradition d'économistes (*e.g.* Prebisch, Singer ou Thirwall) considérant que les pays en développement ne peuvent bénéficier pleinement des échanges internationaux car ils exportent des produits de base ou de

³ Baldwin (1988) et Dixit (1989) donnent une justification pour la forte inertie des parts de marché aux mouvements de prix, en particulier du taux de change réel. Cependant, ces études généralement ne permettant pas de déduire une forme précise pour les ajustements de court terme.

faible qualité, à élasticités-revenu relativement faibles, alors que le contraire est vrai pour leurs importations. Cette configuration ne leur permet pas d'avoir de taux de croissance structurellement plus élevés que leurs partenaires sans générer des déséquilibres de la balance commerciale et le besoin de mouvements compensatoires du taux de change. Cette lecture des échanges internationaux a déterminé bon nombre de politiques de développement industriel en Amérique Latine après les années 1950, qui ont eu par ailleurs des effets assez controversés.

Une seconde option est d'associer les tendances non expliquées par les prix à des "effets d'offre". Faute d'un modèle structurel approprié, on a souvent recours, pour capter ces effets, à des tendances temporelles introduites de façon *ad hoc*. Murata *et al.* (2000), par exemple, ainsi que Pain *et al.* (2005) utilisent des tendances temporelles non-linéaires dans les équations de commerce pour capter des facteurs d'offre, comme des changements dans la qualité et de la variété des produits. Mais cette situation est également insatisfaisante.

1.1 Généralisation des fonctions de demande aux effets de différenciation horizontale

Dans ce contexte, le premier article de ce recueil [1] est une revue de littérature sur les méthodes d'estimation des équations de commerce extérieur et les moyens d'y intégrer les enseignements des modèles de commerce international en concurrence imparfaite.

Suivant Bismut et Oliveira Martins (1989),⁴ l'apport spécifique est de proposer une équation de demande qui généralise les effets-prix du modèle d'Armington à l'effet de variété des produits. Cette équation résulte d'une fonction d'utilité à deux niveaux combinant le modèle d'Armington avec des préférences CES de type Dixit et Stiglitz (1977) permettant la prise en compte de la différenciation horizontale des produits. Plus précisément:

⁴ Cet article a été présenté dans la Conférence "Commerce International en Concurrence Imparfaite" organisé par l'Université d'Aix-Marseille, Juin 1987. Un modèle plus rudimentaire essayant de combiner des effets prix et de différenciation des produits pour expliquer le partage du marché intérieur dans les Etats-Unis, Europe, Japon avait été tenté dans Bismut et Oliveira Martins (1986).

$$U = \left[\alpha \cdot \left(\sum_{i=1}^{n_M} m_j^{(\sigma_M-1)/\sigma_M} \right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + \beta \cdot \left(\sum_{j=1}^{n_Y} y_j^{(\sigma_Y-1)/\sigma_Y} \right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (2)$$

où m_i et y_i correspondent respectivement aux variétés produites par les producteurs étrangers et nationaux. Les paramètres σ , σ_M et σ_Y sont respectivement l'élasticité de substitution entre produits agrégés et les élasticités de substitution intra-variétés. En faisant une hypothèse de symétrie, telle que chaque variété possède le même prix à l'intérieur de chaque agrégat (p_Y et p_M), le prix relatif entre le bien composite produit par les producteurs domestiques (P_Y) et les importations (P_M) est par dualité:

$$\frac{P_M}{P_Y} = \frac{n_M^{1/(1-\sigma_M)} \cdot p_M}{n_Y^{1/(1-\sigma_Y)} \cdot p_Y} \quad (3)$$

où n_M et n_Y sont le nombre de variétés offertes par les producteurs étrangers et domestiques, respectivement. Le partage du marché entre producteurs nationaux et étrangers sera donné par la forme log-linéaire suivante:

$$\log \left(\frac{P_M \cdot M}{P_Y \cdot Y} \right) = cte + (1 - \sigma) \cdot \left[\frac{1}{1 - \sigma_M} \cdot \log(n_M) - \frac{1}{1 - \sigma_Y} \cdot \log(n_Y) + \log \left(\frac{p_M}{p_Y} \right) \right] \quad (4)$$

Utilisant ce modèle simple (que l'on pourrait appeler Armington-Dixit-Stiglitz), il est possible d'étendre les déterminants des échanges extérieurs à des effets "non-prix" ou "effets d'offre" sans avoir recours à des tendances temporelles ou des effets-revenu non-unitaires.

L'équation (4) a été testée sur les exportations de la Corée et de Taiwan vers le marché américain [2]. Le choix de ces deux pays se justifie par le fait qu'il s'agit d'économies qui ont connu une forte expansion de leurs exportations manufacturières tout en ayant des structures industrielles fort différentes. A Taiwan, le secteur exportateur est essentiellement constitué d'un réseau assez dense de petites et moyennes entreprises, tandis qu'en Corée il s'agit plutôt de gros conglomérats verticaux (*chaebol*). A priori, l'économie taiwanaise était plus apte à créer de la

variété de produits, même si des larges entreprises multi-produits peuvent utiliser des stratégies de différenciation horizontale.⁵

Pour aboutir à l'estimation de l'équation (4) le nombre de produits a été approximé par le nombre de firmes donné par le *Census* de l'industrie. Des indices de variété des produits plus sophistiqués ont été depuis proposés dans la littérature (cf. Feenstra, 1994, 2004). En accord avec la prédiction théorique, les résultats montrent que l'effet de la variable de différenciation horizontale n'est significatif que dans le cas de Taiwan. Ce résultat est cohérent avec les mouvements de prix relatifs. Ceux de Taiwan sont restés relativement stables et le gain de parts de marché est venu principalement de la multiplication du nombre de produits. En contraste, la pénétration par les produits coréens s'est accompagnée d'une baisse continue des prix relatifs sur le marché américain, en partie due aux mouvements du taux de change réel.

L'introduction de la variable de différenciation horizontale a permis une meilleure estimation des effets-prix qui, en général, sont plus élevés et significatifs. Les élasticités de substitution entre les importations en provenance de Corée et Taiwan et les produits concurrents sur le marché américain sont respectivement de 3 et 4.8. Des valeurs aussi élevées sont rares dans les études empiriques utilisant le modèle d'Armington sur des données agrégées.⁶

En outre, l'équation (4) permet de rendre compte d'une augmentation régulière des parts de marchés sans que cela implique de larges mouvements des prix ou des taux de change réels. Ce point est important. En effet, comme il a été mentionné plus haut, il existe depuis longtemps un débat sur les problèmes potentiels de balance des paiements dus à l'asymétrie entre l'élasticité-revenu des exportations et celle des importations.⁷ Le fameux 'pessimisme des

⁵ Ce point a été éclairci dans Feenstra *et al.* (2003) qui ont montré qu'une économie dominée par des firmes multi-produit offre moins de variété des produits qu'une économie dominée par des firmes mono-produit.

⁶ Gallaway *et al.* (2003) donnent une estimation du modèle d'Armington sur 309 industries pour les Etats-Unis et trouvent en moyenne des élasticités de long-terme autour de 1.5 avec une plage de variation entre 0.5 et 4.8. Kee *et al.* (2004) ont estimé des élasticités-prix à un niveau très fin de nomenclature (six digits HS) et ont trouvé en moyenne une valeur autour de 1.7.

⁷ Ce terme est souvent appelé dans la littérature "l'asymétrie Houthacker-Magee (1969)".

élasticités' se fondait sur la relation bien connue, dite règle de Prebish, qui peut se déduire de la condition d'équilibre de la balance des paiements (cf. [1]):

$$\frac{g}{g^*} = \frac{\varepsilon_{Y^*}^X}{\varepsilon_Y^M} \quad (5)$$

où g , g^* , $\varepsilon_{Y^*}^X$ et ε_Y^M sont, respectivement, le taux de croissance de l'économie, le taux de croissance du reste du monde, l'élasticité-revenu des exportations et des importations. Cette règle implique que, sans mouvements de prix, un pays ne peut avoir un taux de croissance supérieur à celui de ses partenaires commerciaux et respecter sa contrainte de balance de paiements à long-terme que dans la mesure où il possède une configuration de d'élasticités-revenu favorable, c'est-à-dire une élasticité des exportations beaucoup plus forte que l'élasticité des importations. Une telle configuration n'est évidemment pas vraisemblable pour les pays en développement qui exportent des biens traditionnels (agriculture, matières premières). Dans le contexte des taux de change fixes de Bretton-Woods impliquant des ajustements de prix internationaux limités, la règle de Prebish a stimulé des politiques, parfois désastreuses, de substitution des importations.

En revanche, le modèle de demande (4) permet d'envisager une porte de sortie, dans la mesure où un pays qui produit des biens différenciés crée d'autant plus de variétés que son taux de croissance est élevé et peut donc gagner des parts sur le marché mondial sans forcément avoir besoin de réduire le prix relatif de ses produits. Nous avons vu que le modèle exportateur de Taiwan semblait assez proche de cette hypothèse.

Dans un article canonique, Krugman (1989) considère comme une régularité empirique la corrélation positive entre le différentiel de croissance (g/g^*) et le ratio des élasticités apparentes ($\varepsilon_{Y^*}^X/\varepsilon_Y^M$), qu'il appelle la "règle des 45 degrés". Il a aussi montré que dans le cadre du modèle de commerce international en concurrence monopolistique, les élasticités apparentes des exportations et des importations sont effectivement dans la même proportion que le différentiel de croissance, et la règle des 45 degrés est parfaitement vérifiée. Les élasticités-revenu des flux de commerce sont par conséquent endogènes au processus de croissance. Ceci permet

d'envisager un "optimisme des variétés" ou la possibilité d'une convergence économique sans contrainte par la balance des paiements, à condition bien évidemment que les pays émergents exportent des biens différenciés.

Par la suite, le rôle de la différenciation horizontale des produits a été développé par d'autres travaux empiriques. À partir de données microéconomiques, Feenstra, Yang et Hamilton (1999) ont confirmé que Taiwan exporte effectivement beaucoup plus de variété de produits que la Corée vers le marché américain, en accord avec la structure de marché dominante dans leurs industries respectives. Entre autres, Funke et Ruhwedel (2001a, 2001b), et Borda, C. et D. Weinstein (2006) utilisent la mesure de variété des produits développée par Feenstra (1994) pour mettre en évidence que l'intensité de la variété des produits à l'exportation a un impact positif sur la croissance du PIB *per capita*. Une revue de la littérature complète sur ces questions peut être trouvée dans Feenstra (2004). Dans des travaux non encore publiés, Gagnon (2003, 2004) propose un test de l'effet de variété et trouve que le modèle de Krugman (1989) est vérifié pour les importations sur le marché américain.⁸

1.2 Extension du modèle à des fonctions de demande flexibles

Le modèle de demande (4) suppose une élasticité de substitution constante à chaque niveau d'utilité. Cette hypothèse peut être gênante dans le cas où l'on voudrait simuler un choc de demande changeant la substituabilité *perçue* entre produits provenant de différentes origines. Dans le cadre d'un projet CEPR dédié à l'étude du choc de commerce lié à la création du marché unique européen de 1992 (*cf.* Winters, 1992), il semblait par conséquent important d'étendre le modèle à des fonctions de demande plus flexibles.⁹ Dans cet ordre d'idées, l'article [3] remplace

⁸ Gagnon (2004) remplace le nombre de variétés dans l'équation de commerce par le PIB réel, Y , utilisant la relation bien connue dans le modèle de concurrence monopolistique Dixit-Stiglitz: $n = Y / (\sigma - 1) \cdot F$, où F est une mesure des coûts d'entrée dans l'industrie. Cependant, cette proxy pour le nombre des produits semble moins approprié qu'une mesure directe du nombre de firmes utilisée dans l'article [2], notamment à cause des problèmes potentiels d'endogénéité.

⁹ On pourrait noter que les fonctions de demande CES emboîtées du type (2) possèdent néanmoins une certaine flexibilité au niveau des élasticités de substitution partielles (au sens d'Allen-Hicks), même si ce concept est peu adapté pour caractériser la courbure des surfaces d'indifférence dans le cas général à n -produits (*cf.* Blackorby et Russel, 1989).

le premier niveau d'utilité par une fonction d'utilité indirecte de type *Translog*. Dans ce cas, les équations de parts de marché prennent la forme suivante:

$$w_i = \alpha_i + \sum_j \beta_{ij} \cdot \log(\Pi_j) \quad (6)$$

où w_i est la part de marché du producteur i et Π_i son prix composite. Si l'on suppose que chaque producteur offre un certain nombre de variétés symétriques, de type Dixit-Stiglitz, constituant un bien composite, l'équation de part de marché pour le producteur i prend la forme:

$$w_i = \alpha_i + \sum_j \beta_{ij} \cdot \left[\frac{1}{1-\sigma_j} \cdot \ln(n_j) + \ln(P_j) \right] \quad (7)$$

où P_j est le prix représentatif de chaque variété et n_j le nombre de produits (ou de firmes) pour chaque producteur j . On peut noter que cette équation comporte des effets-revenu *via* le nombre de firmes,¹⁰ alors que le modèle *Translog* de base est homothétique.

Ce modèle de demande a été utilisé pour simuler l'impact des effets de variété et de changement de la substituabilité des produits liés à l'intégration dans le marché unique européen après 1992. L'équation (7) a été estimée sur le partage du marché entre producteurs nationaux, européens et non-européens en France, en l'Allemagne, au Royaume-Uni et en l'Italie. Afin de pouvoir tester l'effet des structures de marché, trois industries ayant des caractéristiques assez différentes (Textiles, Industries Chimiques et Produits Electriques) ont été sélectionnées. La variable n_j a été approximée par un index d'activité sectorielle étant donné que le nombre de firmes n'était pas disponible pour une période assez longue, néanmoins la qualité de cette *proxy* a été testée sur des données partielles. Elle est d'autant meilleure que les industries sont caractérisées par un grand nombre de firmes et les variations de la taille du marché se traduisent par des variations équivalentes du nombre de firmes.

¹⁰ Rappelons que dans le modèle standard de concurrence monopolistique, la croissance du nombre de firmes dépend de la taille du marché et donc de l'accroissement du revenu réel.

Les résultats montrent que l'hypothèse de différenciation horizontale ne peut être rejetée dans une majorité de cas. En outre, les valeurs estimées des élasticités de substitution intra-variétés, en général autour de 2, suggèrent que l'effet de l'accroissement du nombre de produits sur les parts de marché peut être assez fort. Ceci soulève une question intéressante. En effet, dans les modèles d'équilibre général en concurrence monopolistique ces élasticités sont calibrées ou imposées *a priori* avec des valeurs assez élevées, souvent proches ou supérieures à 10. Cela est en quelque sorte paradoxal, car ces valeurs impliquent un effet faible du changement de la variété des produits sur l'utilité des consommateurs, c'est-à-dire exactement le contraire des effets que l'on prétend modéliser.

1.3 Transition, variété des produits et changement structurel

L'analyse du lien entre ouverture commerciale, différenciation des produits et changement structurel a trouvé une formidable expérimentation naturelle dans les pays en transition de l'Europe de l'Est. En effet, le système de production socialiste offrait typiquement des biens homogènes ou peu différenciés. Après l'ouverture commerciale, la demande s'est très rapidement ajustée à l'offre abondante des produits différenciés en provenance de l'étranger alors que l'offre domestique devait faire face à une longue et profonde restructuration. Ce décalage structurel a eu des conséquences sur la configuration des échanges extérieurs et la dynamique de la production pendant la transition. Notamment, au début de la transition on a pu observer un renforcement de la spécialisation traditionnelle dans les industries lourdes et une perte massive de production.

Il est relativement étonnant que la littérature sur les économies en transition ait souvent négligé une dimension cruciale du changement structurel, à savoir le passage des produits "homogénéisés" aux produits différenciés, en particulier par la différenciation horizontale des produits (une exception étant Funke et Ruhwedel, 2005). Suite à l'ouverture des échanges et la levée des restrictions d'achat des produits différenciés par les consommateurs nationaux, le côté de la demande a commencé à compter dans la détermination de l'équilibre économique. Une grande variété de produits a fait ainsi l'objet d'importations, notamment en provenance des pays de l'UE.

L'augmentation du nombre de variétés disponibles à la consommation nécessite une augmentation de la densité d'entreprises, mais la formation d'un réseau d'entreprises est un processus coûteux en temps et en investissements. Les barrières à la création d'entreprises étaient particulièrement élevées en Europe centrale et orientale du fait que cette zone manquait d'institutions de marché, d'entrepreneurs et d'intermédiaires financiers pour convoier les ressources vers la création d'entreprises; or, plus les barrières à l'entrée sont fortes, plus la création d'entreprises est limitée et plus le développement de nouveaux produits différenciés est lent.

Dans ce contexte, l'article [4] propose un modèle pour analyser l'effet de la variété des produits sur le processus de transition. Le modèle représente une économie à deux secteurs: un secteur de biens homogènes et un secteur de biens différenciés en concurrence monopolistique.¹¹ L'équilibre initial (pré-transition) est caractérisé par un bien homogène et un seul bien différencié.

Dans ce cadre, un des faits stylisés de la transition, à savoir la chute initiale de la production, peut être interprété comme un manque d'adéquation entre la préférence pour la variété (*love for variety*) des consommateurs et l'inertie du système de production hérité du régime socialiste. En effet, le modèle de planification centrale avait exacerbé ce genre de distorsion en favorisant les industries lourdes et la production de biens homogènes. Au cours de la transition, la création de nouvelles entreprises permet d'absorber progressivement la demande excédentaire en biens différenciés. A long-terme, le modèle prédit que la densité d'entreprises (n^*/L) converge vers une valeur proche de celle des pays les plus avancés, où L est une mesure de la taille du pays (population, PIB réel) et n^* le nombre d'entreprises à l'équilibre. Néanmoins, ce processus d'entrée est coûteux, car les nouvelles entreprises encourrent un coût fixe irréversible à la création et ont une probabilité non nulle d'échec.

Pendant la transition, le pays aura tendance à avoir un déficit dans le secteur des biens différenciés qui sera compensé par un surplus dans les industries traditionnelles. La différence

¹¹ Une variante de ce travail a été aussi publiée dans Boeri et Oliveira Martins (2002).

de densité des entreprises entre l'économie en transition et l'étranger devient ainsi un déterminant de la spécialisation.

En termes de politiques d'accompagnement, la protection sociale, en particulier l'assurance chômage, peut favoriser ce processus de création d'entreprises en transférant des ressources vers des entrepreneurs potentiels. Cependant, si l'assurance chômage est trop généreuse elle peut aussi décourager la création d'entreprises. Il y a donc une co-ordination à effectuer entre politiques sociales et les politiques structurelles qui réduisent les barrières à l'entrée sur les marchés des produits et l'accès au crédit.

2. Salaires relatifs, taux de marge et développement industriel

Dans le cadre de la théorie du commerce international en concurrence imparfaite, la prise en compte de la structure des marchés dans les études empiriques reste largement dominée par le prototype de la concurrence monopolistique ou oligopolistique avec des firmes symétriques à la Dixit-Stiglitz.¹²

Il faut dire que la littérature dans le domaine de l'organisation industrielle a produit une grande variété de modèles caractérisant les structures de marché, notamment par rapport à la différenciation des produits (cf. Encaoua, 1989). Une tentative de systématisation proposée par Sutton (1991, 1998, 2006) consiste à distinguer deux grands types de structures de marché: les industries *fragmentées*, lorsque que le nombre de firmes s'accroît avec la taille du marché et donc la concentration a tendance à diminuer au cours du temps, et les industries *segmentées*, lorsque le nombre de firmes reste relativement constant et donc la concentration tend vers une borne inférieure lorsque la taille du marché s'accroît.

¹² Les applications empiriques se sont d'abord concentrées sur la calibration de modèles en équilibre partiel. L'existence d'interactions stratégiques entre firmes ouvrait en effet une possibilité pour le rôle des gouvernements, ou une "politique commerciale stratégique" (Krugman, 1986). Celle-ci butte cependant sur la contrainte d'information nécessaire pour pouvoir optimiser l'intervention des gouvernements, notamment en termes de paramètres caractérisant la structure de marchés et les types de concurrence (cf. Oliveira Martins, 1987). Les modèles calibrés d'équilibre général en concurrence oligopolistique ou monopolistique se sont développés dans un second temps (e.g. Harris et Cox, 1984 et Smith et Venables, 1988).

Entre les modèles d'économie industrielle, très riches en termes de comportement des firmes, et les modèles d'équilibre général en concurrence monopolistique, la théorie économique ne dispose pas à ce jour d'un cadre suffisamment flexible pour modéliser la concurrence imparfaite, en particulier l'oligopole, en équilibre général (cf. Neary, 2002).

2.1 Une taxonomie des structures de marché

Partant de ce constat qui laisse l'économiste appliqué quelque peu désarmé pour prendre en compte différents types de structure de marché dans un cadre relativement agrégé, l'article [5] propose une taxonomie des différents types de concurrence. L'idée de base est que, malgré la grande variété de modèles, la littérature en économie industrielle a produit essentiellement quatre grandes familles de structures de marché (cf. tableau 1). Ces quatre prototypes sont : (i) la quasi-concurrence parfaite avec des biens peu différenciés et un grand nombre de firmes ; (ii) la concurrence monopolistique avec des produits différenciés; (iii) l'oligopole avec biens peu différenciés et coûts fixes irréversibles (sunk costs) élevés; et (iv) les oligopoles « naturels » (suivant la terminologie de Shaked et Sutton, 1983) avec des biens fortement différenciés et coûts fixes endogènes liés aux dépenses de publicité ou de R&D. A partir de ces catégories, on peut classer les industries dans une matrice 2x2, avec une dimension liée à la différenciation des produits et une autre au type de coûts fixes irréversibles.

Tableau 1. Une taxonomie des structures des marchés

	<i>Faibles coûts fixes irréversibles</i>	<i>Forts coûts fixes irréversibles</i>
<i>Faible différenciation des produits</i>	<p>Concurrence quasi-parfaite (I)</p> <p>Marchés fragmentés</p> <p>Concurrence intra-marques par l'entrée de nouvelles firmes avec des coûts plus faibles</p>	<p>Oligopoles avec des produits homogènes (III)</p> <p>Marchés segmentés</p> <p>Coûts de transport élevés. Forts rendements d'échelle. Concurrence par les capacités de production</p>
<i>Forte différenciation des produits</i>	<p>Concurrence monopolistique (II)</p> <p>Marchés fragmentés</p> <p>Concurrence inter-marques par l'entrée de nouvelles firmes différenciées horizontalement</p>	<p>Oligopoles 'naturels' (IV)</p> <p>Marchés segmentés</p> <p>Coûts fixes endogènes liés aux investissements en R&D et/ou publicité. Concurrence par la différenciation verticale ou mixte des produits</p>

Le prototype (I) correspond à la concurrence quasi pure et parfaite. La concurrence entre firmes se fait essentiellement par les coûts, étant donné que les firmes sont *price-takers* et offrent toutes à peu près le même produit homogène. Les industries textiles d'habillement en sont un bon exemple.

Le prototype (II) correspond à la concurrence monopolistique. Chaque firme échappe à la concurrence par les prix en différenciant son produit. Cette différenciation est essentiellement horizontale, c'est-à-dire elle fait face à une préférence des consommateurs pour la variété *per se*. Le modèle de concurrence spatiale de Hotelling et ses dérivés de 'concurrence dans le cercle' entrent aussi dans cette catégorie. Les producteurs de matériel de précision en sont un exemple.

Le prototype (III) est le cas des industries à forts rendements d'échelle et des biens relativement homogènes ou peu différenciés. Le modèle traditionnel de concurrence par les quantités avec un petit nombre de grandes firmes entre dans cette catégorie. Dans le modèle de base, les firmes prennent les comportements des concurrents comme donnés mais on peut considérer des interactions stratégiques entre firmes à travers des conjectures sur la réaction des concurrents. Un exemple est l'industrie sidérurgique, chimique de base ou les producteurs de ciment.

Le prototype (IV) correspond à la concurrence entre grandes firmes sur la base de grands investissements de R&D ou d'innovation et/ou de marketing/publicité. La différenciation peut être mixte (variété et qualité) mais souvent elle passe par des effets qualité. Ce type de concurrence est au cœur des industries de pointe, telles que l'automobile, les produits pharmaceutiques ou l'aéronautique.

Il est clair que les industries du monde réel partagent plusieurs de ces caractéristiques. Le pari est néanmoins qu'un secteur industriel pris à un niveau de désagrégation suffisant soit dominé par un type de concurrence. Il faut souligner que le but de la taxonomie n'est pas de fournir une explication des structures de marché, mais pouvoir utiliser chacun des prototypes comme élément discriminant dans l'étude des relations entre flux d'échange et certaines variables structurelles.

Dans l'article [5], la classification par prototype de concurrence a été effectuée essentiellement à partir d'une évaluation *a priori* des industries (*expert guess*). Une étude ultérieure [8] utilise des critères plus objectifs à l'aide d'indicateurs de structure des marchés. Le premier indicateur est l'intensité de R&D, interprété comme une *proxy* de la différenciation des produits. Les dépenses en publicité par industrie et par pays n'étant pas disponibles de façon systématique, une vérification a été faite sur des données concernant le Royaume-Uni. L'indicateur de coûts fixes irréversibles *Sunk Cost Ratio* (SCR) est celui suggéré par Sutton (1991).

$$SCR = \frac{K_M}{Q} = \frac{K \cdot Q_M}{Q^2} \quad (8)$$

où Q_M est valeur de la production de la firme médiane de l'industrie (une *proxy* de la taille minimale efficiente), Q la production et K capital total de l'industrie. Ces indicateurs permettent de discriminer assez bien les quatre types de structure de marché.

Il est important de noter qu'il existe une forte corrélation entre la position relative de ces deux indicateurs à travers les pays: les industries qui ont une forte intensité de R&D (ou de coûts fixes irréversibles) dans un pays l'ont aussi dans les autres pays. En d'autres termes, les structures de marché caractéristiques de chaque industrie sont relativement universelles.

Erkel-Rousse et Mirza (2002) ont utilisé cette taxonomie des structures de marché pour interpréter les valeurs des élasticités-prix du commerce extérieur par industrie. Grâce à une spécification incorporant des effets de différenciation de produits ainsi qu'à la correction pour d'éventuels biais statistiques sur la mesure des prix, ils ont estimé des élasticités-prix beaucoup plus élevées pour les industries fragmentées que pour les industries segmentées.

2.2 Salaires relatifs, commerce et structure de marchés

Utilisant taxonomie des structures de marché que l'on vient de décrire, l'article [5] s'insère dans le débat de politique économique sur l'impact de la mondialisation sur la distribution des revenus. Alors que la perception dans l'opinion publique est que les importations créent des pressions concurrentielles sur le coût de la main d'œuvre peu qualifiée, les études empiriques montrent un effet faible, voire négligeable sur les salaires.

L'intuition est que l'impact du commerce sur les salaires relatifs dépend du type de concurrence et donc de la structure des marchés. La méthode se fonde sur l'estimation économétrique en données de panel (secteurs x années) pour douze pays de l'OCDE utilisant une forme réduite, où les niveaux de salaires relatifs sont expliqués par des effets fixes liés au type de structure de marché, la valeur ajoutée par travailleur (une *proxy* de la productivité), le taux de pénétration des importations et le taux d'exportation. Les résultats montrent que la pénétration des importations a un impact négatif sur les salaires relatifs essentiellement dans les industries à faible différenciation des produits, ce qui est conforme à la théorie traditionnelle des échanges.

En revanche, dans les industries à forte différenciation des produits, l'effet des importations est plutôt positif ou non significatif. L'existence de ces effets opposés permet d'expliquer pourquoi au niveau agrégé l'impact du commerce est relativement faible. A notre connaissance, l'article [5] est le premier test explicite du rôle des différents types de concurrence dans l'explication du lien entre échanges internationaux et salaires.

Ces résultats sont relativement robustes et réconcilient l'observation des faits avec la théorie du commerce international. Ils permettent aussi de comprendre pourquoi l'effet du commerce est plutôt faible au niveau agrégé, étant donné que les industries à forte différenciation des produits sont dominantes dans les exportations des pays de l'OCDE.¹³

L'introduction explicite de la structure de marché comme un facteur explicatif du lien en commerce et salaires soulève un certain nombre de questions qui ont été relevées dans des études ultérieures (*c.f.* Richardson, 1995; Lawrence, 1996; Fontagné, et Mirza, 2002; Mirza, 2003; Neary, 2003; Boulhol, 2004; ECB, 2005). En effet, si le commerce international ne peut vraisemblablement expliquer de larges chocs sur le marché du travail au niveau agrégé, il serait absurde de nier que les impacts de la forte concurrence étrangère au niveau d'un secteur ou d'une région peuvent être considérables. Mais, face à la concurrence étrangère, les firmes ne sont pas forcément passives. Elles peuvent adopter de nouvelles technologies plus performantes, segmenter le processus de production pour tirer parti des coûts les plus bas au niveau international, innover ou différencier leurs produits.¹⁴ Tout cela ouvre des possibilités d'échapper à la pression de la concurrence par les prix qui se traduirait automatiquement par une baisse des

¹³ Ceci remet en question l'idée (popularisée par Krugman, 1995) suivant laquelle face à un choc de concurrence externe, les marchés du travail rigides, à l'européenne, génèrent du chômage, notamment chez les travailleurs peu qualifiés. Dans les marchés flexibles, à l'américaine, les prix s'ajustent. Il n'y a pas de chômage, mais une perte de revenu réel pour les salariés des entreprises directement exposées à la concurrence étrangère. Ce raisonnement attrayant est très partiel, car les flux commerciaux ne représentent pas une part suffisante de l'économie américaine ou européenne pour générer de tels ajustements macroéconomiques.

¹⁴ Thoenig et Verdier (2003) proposent un modèle de concurrence Nord-Sud où la stratégie défensive des firmes peut biaiser de façon endogène la direction de l'innovation vers les technologies intensives en travail qualifié.

salaires ou des pertes d'emploi, même si les secteurs où les coûts de main-d'œuvre représentent l'élément essentiel de la compétitivité seront de toute évidence obligés de s'ajuster.

Les stratégies des firmes influencent donc l'adoption de nouvelles technologies, ce qui peut induire une augmentation de la demande de travail qualifié. L'impact du commerce et de la technologie deviennent intrinsèquement liés et probablement se renforcent mutuellement. De même, l'ouverture aux échanges peut réduire le pouvoir de négociation salariale des travailleurs et évidemment ce pouvoir se trouve d'autant plus réduit que la concurrence se fait avec des pays à bas salaires.

Par conséquent, il est vraisemblable que l'impact de la concurrence internationale se fasse moins sentir par le volume de l'emploi déplacé ou pressions directes à la baisse des salaires que par l'augmentation des pressions concurrentielles (effectives ou potentielles). En quelque sorte, l'ouverture au commerce international augmenterait le niveau de "contestabilité" des économies. Dans cet ordre d'idées, Neary (2003) souligne la nécessité d'intégrer les comportements stratégiques des firmes dans un cadre d'équilibre général de façon à rationaliser le lien observé entre structure de marchés, commerce et salaires.

2.3 Degré de concurrence et structure des marchés

L'exploration des formes de concurrence se poursuit par une estimation des taux de marge par secteur dans les pays de l'OCDE [6]. Celle-ci fait appel à la méthode de Roeger (1995) qui généralise les travaux de Hall (1988, 1990). Le principe est d'utiliser le résidu des variations nominales du niveau et des intrants de production pour dériver le taux de marge. Cet indicateur est ensuite mis en relation avec des indicateurs de structure de marché – coûts fixes irréversibles (*sunk costs*), intensité de R&D, concentration ou production moyenne par firme.

2.3.1 Estimation des taux de marge

L'indicateur le plus utilisé pour mesurer la pression concurrentielle est le taux de marge des prix (P) sur les coûts marginaux (c'), connu comme l'indice de Lerner $B = (P - c')/P$. Hall (1988, 1990) a proposé une méthode pour estimer cet indice à un niveau relativement

agrégé, en utilisant les fluctuations de l'activité économique comme révélateur des comportements de formation des prix dans l'industrie. Plus précisément, la méthode consiste à calculer l'écart entre les variations du volume de production et des volumes d'intrants et déduire l'indice de Lerner en utilisant la relation suivante:

$$SR = \Delta q - \alpha \cdot \Delta l - (1 - \alpha) \cdot \Delta k = B \cdot (\Delta q - \Delta k) + (1 - B) \cdot \theta \quad (9)$$

où les variables en minuscules correspondent aux logarithmes et Δ à la différence première. q , l et k sont la valeur ajoutée, le travail et le capital, α est la part du travail dans la valeur ajoutée et θ est le taux de progrès technique neutre au sens de Hicks. La partie gauche de l'équation, le résidu de Solow, est égale au taux du progrès technique en cas de concurrence pure et parfaite ($B=0$). L'idée de Hall (1986) consiste à utiliser la corrélation entre SR et le ratio (Q/K) comme une mesure du taux de marge. Néanmoins, l'estimation économétrique de l'équation (9) par les OLS est inconsistante car le terme d'erreur comprend le progrès technique non observable. Ceci oblige à l'utilisation de variables instrumentales. Pour palier à cet inconvénient, Roeger (1995) a calculé l'expression duale de (9):

$$\alpha \cdot \Delta w + (1 - \alpha) \cdot \Delta r - \Delta p = -B \cdot (\Delta p - \Delta r) + (1 - B) \cdot \theta \quad (10)$$

où p , w et r sont respectivement le prix, le salaire unitaire et la rémunération du capital. En prenant la différence des équations (9) et (10), on voit que le terme de productivité disparaît:

$$\Delta(p + q) - \alpha \cdot \Delta(w + l) - (1 - \alpha) \cdot \Delta(r + k) = B \cdot (\Delta(p + q) - \Delta(r + k)) \quad (11)$$

Cette équation peut être estimée directement par les MCO. L'article [6] montre que l'équation (11) ne donne qu'une borne inférieure du taux de marge en cas de rendements d'échelle croissants:

$$\Delta(p + q) - \alpha \cdot \Delta(w + l) - (1 - \alpha) \cdot \Delta(r + k) = (\lambda \cdot (B - 1) + 1) \cdot (\Delta(p + q) - \Delta(r + k)) \quad (12)$$

où \bar{c} est le coût moyen et $\lambda = \bar{c}/c'$ est un indice des rendements d'échelle.

L'équation (12) a été généralisée en incluant les produits intermédiaires et a été estimée sur 36 industries pour 14 pays de l'OCDE. Dans le cadre de ce modèle (12), il n'est pas possible de séparer l'indice de Lerner de l'effet des rendements d'échelle. Néanmoins, les avantages en termes de robustesse des estimations et de disponibilité des données (seules des variables nominales sont nécessaires) dépassent largement cet inconvénient, surtout pour des estimations faites à un niveau relativement agrégé.

Pour illustrer le type de résultats obtenus, le tableau 2 montre le taux de marge moyen par industrie $\mu_m = \frac{1}{\lambda \cdot (1 - B)}$ obtenu sur un panel de 14 pays de l'OCDE sur la période 1970-92 (des résultats plus détaillés sont disponibles dans Oliveira Martins, Scarpetta et Pilat, 1986).

On peut noter que pratiquement toutes les industries ont des taux de marge significativement supérieurs à 1 et, dans certain cas, assez élevés. Ceci prouve, si besoin est, que la concurrence imparfaite est l'hypothèse la plus réaliste, et cela malgré une très grande ouverture des économies des pays de l'OCDE à la concurrence internationale dans les biens manufacturés. Comme ces estimations ne donnent qu'une borne inférieure du 'vrai' taux de marge (défini sur les coûts marginaux), celui-ci est probablement plus élevé dans les industries très concentrées.

Les estimations de taux de marge moyen présentées ici sont relativement proches des estimations microéconomiques usuelles (cf. Tableau 17.1 dans Bresnahan, 1988) et semblent donc plus fiables que les estimations de Hall (1988) et Roeger (1995), où des marges excessivement élevées (*e.g.* supérieures à 100%) paraissaient peu crédibles.

Table 2. Classement des industries par niveau de taux de marge¹

	μ	Student-t ($\mu > 1$)	R ²	nb. Obs
Drugs & Medecines	1.34	16.9	0.57	212
Beverages	1.33	28.5	0.75	261
Office & Computing Machinery	1.29	8.7	0.26	204
Metal Products	1.26	26.1	0.72	262
Non-metal Products	1.25	33.2	0.82	238
Radio & TV	1.23	15.9	0.55	211
Glass	1.22	21.9	0.65	256
Professional goods	1.22	22.5	0.72	196
Furniture	1.19	34.9	0.83	248
Pottery & China	1.19	15.7	0.49	256
Industrial Chemicals	1.19	21.7	0.65	256
Chemical Products	1.18	17.8	0.57	233
Wood Products	1.17	27.2	0.75	248
Printing & Publishing	1.17	31.9	0.79	260
Other manufacturing	1.15	14.7	0.50	213
Textiles	1.15	32.9	0.81	254
Paper & Pulp	1.15	26.8	0.73	260
Tobacco	1.14	7.2	0.19	219
Machinery & Equipment	1.14	22.3	0.70	210
Iron & Steel	1.14	17.4	0.54	261
Food Products	1.14	37.0	0.84	259
Petroleum & Coal Products	1.13	12.7	0.45	196
Non-ferrous metals	1.13	16.8	0.52	261
Leather	1.13	22.0	0.65	254
Wearing	1.12	22.2	0.66	256
Plastic products	1.12	18.6	0.61	222
Footwear	1.11	20.1	0.61	256
Rubber Products	1.10	13.7	0.42	259
Motorcycles & Bicycles	1.09	6.8	0.26	131
Motor Vehicles	1.08	14.4	0.51	202
Petroleum Refineries	1.08	6.9	0.16	250
Aircraft	1.07	4.8	0.11	177
Railroad Equipment	1.07	4.9	0.12	170
Other transport equipment	1.07	3.1	0.06	133
Electrical Apparatus	1.05	3.9	0.06	212
Shipbuilding & Repair	1.00	0.2	0.00	228

1. Pour la période 1970-92. Les taux de marge ont été calculés utilisant l'équation (8) dans le texte, sur le volume total de la production (gross output).

Source: Calculs de l'auteur.

La taxonomie des structures de marché développée plus haut permet en partie d'interpréter ces résultats. En effet, les taux de marge tendent à être d'autant plus élevés que la concurrence est caractérisée par une forte différenciation des produits et/ou les coûts fixes irréversibles sont élevés. Ces industries ne pourraient tout simplement pas exister dans un

régime de concurrence pure et parfaite. L'existence d'un taux de marge positif ne veut donc pas forcément dire qu'il y a intensité insuffisante de la concurrence nécessitant une intervention de politique économique. La concurrence peut être très intense, mais se déployer sur des dimensions autres que les prix, par exemple par une course aux investissements en R&D. Ce type de concurrence peut aussi avoir des retombées très positives en termes d'innovation.

Les taux de marge pourraient ainsi être décomposés en rentes liées aux activités d'innovation des rentes qui seraient dues à un manque de concurrence sur les marchés des produits. Dans cette voie d'analyse, Aghion *et al.* (2005) dérivent une relation en U-inversé entre le degré de concurrence (mesuré par l'indice de Lerner) et les activités d'innovation (utilisant les brevets comme une *proxy*). Les activités d'innovation seraient d'autant plus fortes qu'elles permettraient aux firmes d'échapper à la concurrence par les prix; mais au-delà d'un certain optimum, la pression concurrentielle diminue les rentes et baisse les incitations à l'innovation.

Une autre voie d'interprétation des taux de marge observés consiste, tout en contrôlant pour les structures de marché, à expliquer leurs variations entre pays par l'existence de restrictions à la concurrence. Nicoletti et Scarpetta (2003) suggèrent que la diminution des ces restrictions pourraient effectivement réduire des rentes excessives et cela est d'autant plus justifié que l'existence de restrictions sur les marchés des produits ne semble pas favoriser particulièrement les activités d'innovation.

2.3.2 Cyclicalité des taux de marge

Les estimations précédentes font l'hypothèse que le taux de marge reste constant à travers le cycle économique.¹⁵ Cette hypothèse a été levée dans l'article [7].

Tout d'abord, on peut postuler une simple relation *ad hoc* entre le taux de marge et le cycle économique (e.g. $\mu_t = \bar{\mu} + \beta \cdot \text{Cycle}_t$). Cette spécification révèle un biais relativement faible lié à la variation du taux de marge.

¹⁵ Voir Encaoua (1983) pour une analyse du comportement dynamique des prix en relation avec les structures et le pouvoir de marché.

Une approche supérieure du point de vue théorique (cf. Rotemberg et Woodford, 1992) consiste à dériver la dynamique du taux de marge à partir d'une approximation de second ordre. Afin d'aboutir à une équation identifiable, il est nécessaire d'imposer une structure à la fonction de production.¹⁶ Pour cela, on a supposé une fonction de production à deux niveaux entre valeur ajoutée (G) et consommations intermédiaires (M) avec un progrès technique neutre au sens de Hicks, de la forme suivante:

$$Q = \Theta \cdot F[G(K, L), M] \quad (13)$$

Si $F(\cdot)$ est du type Leontieff, on peut montrer [cf. 7] que les variations du taux de marge (μ) autour de sa valeur stationnaire ($\bar{\mu}$) peuvent être calculées de la forme suivante:¹⁷

$$\begin{aligned} \Delta \log \mu = & (\Delta q + \Delta p) - \Delta w - [(\Delta p_G + \Delta g) - (\Delta p_M + \Delta m)] \cdot \bar{\mu} \cdot s_M + \\ & + \left(\frac{1}{\sigma_G} \cdot \frac{s_K}{s_L + s_K} - \mu \cdot s_K \right) \cdot \Delta k + \left(\frac{1}{\sigma_G} \cdot \frac{s_K}{s_L + s_K} + \bar{\mu} \cdot s_L \right) \cdot \Delta l - \bar{\mu} \cdot s_M \cdot \Delta m \end{aligned} \quad (14)$$

où s_L , s_K et s_M sont respectivement les parts du travail, capital et consommations intermédiaires dans la production; σ_G est l'élasticité de substitution entre capital et travail dans la valeur ajoutée. Un certain nombre de simulations ont été effectuées en donnant des valeurs alternatives à σ_G . Les autres variables correspondent aux valeurs observées année par année dans la base de données (l'indice temporel a été omis pour simplifier l'écriture).

Les résultats suggèrent que le taux de marge est en général contre-cyclique pour des valeurs raisonnables de l'élasticité de substitution. Ce résultat est en accord avec un certain nombre d'études (e.g. Rotemberg et Woodford, 1992; Bils, 1987 et Galeotti et Schiantarelli, 1998). Une conséquence importante de la contre-cyclicalité du taux de marge est que l'on peut justifier de cette façon la pro-cyclicalité observée des salaires réels, un puzzle bien connu en macroéconomie.

¹⁶ Rappelons qu'à part les hypothèses habituelles de convexité et différenciabilité, les estimations du taux de marge par la méthode Hall ou de Roeger n'imposent aucune forme particulière à la fonction de production, puisqu'il s'agit d'une approximation du premier ordre par une série de Taylor.

¹⁷ La possibilité d'une rigidité à la baisse du facteur travail a été aussi prise en compte mais elle n'est pas essentielle pour les résultats.

Cependant, la littérature empirique n'a pas encore vraiment tranché cette question. Des estimations faites sur des données plus désagrégées, notamment aux niveaux des firmes, et/ou utilisant des équations de prix (e.g. Bloch et Olive, 2003) suggèrent que les taux de marge pourraient être pro-cycliques ou non corrélés avec le cycle.

2.4 Concurrence imparfaite et spécialisation commerciale des pays émergents

Les outils développés jusqu'ici pour analyser le côté offre et demande en concurrence imparfaite sont ensuite mis en œuvre pour étudier le lien entre structure des marchés, politiques commerciales et spécialisation. L'étude [8] prend comme cadre comparatif trois pays d'Amérique du Sud (Argentine, Brésil et Chili) vis-à-vis de trois pays émergents membres de l'OCDE, à savoir la Corée, l'Irlande et le Mexique.

La question est de savoir si les pays ayant réussi à évoluer vers une spécialisation plus intensive en produits industriels ou différenciés auraient des performances supérieures en matière de croissance. En effet, les pays du sud se placent plutôt dans les industries de type (I) et (III), alors que pays développés s'insèrent plutôt dans les industries de type (II) et (IV). En d'autres termes, ils exportent des biens peu différenciés ou homogènes et importent des biens fortement différenciés. Au passage, l'étude de l'effet d'un changement de spécialisation sur la performance des économies est en train d'émerger à nouveau dans la littérature notamment suite aux travaux de Dani Rodrik (e.g. Hausman, Rodrik et Velasco, 2005).

A priori, il pourrait y avoir plusieurs avantages potentiels liés à une spécialisation basée sur la différenciation des produits :

- (i) Moindre dépendance de la compétitivité par les prix et un régime de croissance plus compatible avec la stabilité du taux de change
- (ii) Une configuration plus favorable des élasticités-revenu
- (iii) Barrières commerciales plus faibles
- (iv) Meilleure adaptation à la demande internationale
- (v) Moins de volatilité de termes de l'échange et des exportations

En effet, en réduisant la sensibilité à la compétitivité par les prix, la spécialisation dans les biens différenciés permettrait d'absorber partiellement l'effet des variations du taux de change réel. Ce lien avait déjà été noté dans l'article [2]. Une implication de Krugman (1989) est qu'un changement de spécialisation permet aussi d'évoluer vers une configuration plus favorable des élasticités-revenu des flux de commerce.

Un autre aspect important est que les outils de protection économique utilisés par les pays développés s'adaptent aux formes de concurrence. Typiquement les barrières commerciales sont beaucoup plus élevées dans les industries à forte concurrence par les prix (*e.g.* droits de douane sur le textile) ou par les quantités (*e.g.* anti-dumping dans le marché de l'acier).

Comme le montre le tableau 3, le degré de protection moyen est très faible ou a baissé fortement dans les industries caractérisées par des grandes firmes ou ayant une forte intensité de recherche et développement (R&D). Dans ces secteurs, les firmes des pays de l'OCDE disposent d'un pouvoir de marché considérable ou peuvent différencier suffisamment leurs produits par l'innovation.¹⁸ L'effet du commerce est donc a priori positif sur les salaires et l'emploi. En revanche, les barrières les plus élevées se trouvent dans les industries dominées par des petites firmes et avec une faible intensité de R&D, où la concurrence se fait essentiellement par les prix¹⁹.

¹⁸ Voir Gomory et Baumol (2000) pour une analyse assez originale sur la persistance des structures de spécialisation des pays de l'OCDE dans ce type d'industries.

¹⁹ Il est important de noter que ces indicateurs du Tableau 3 n'incluent pas les produits agricoles.

Tableau 3. Barrières tarifaires et non tarifaires dans le secteur manufacturier par type de structure de marché (en %)

	Secteurs à faibles coûts fixes, caractérisés par de petites firmes	Secteurs à forts coûts fixes, dominés par de grandes firmes
À faible <i>R&D</i>	Droits de douane : 10 Barrières non tarifaires : 38 ; 36 ; 29	Droits de douane : 8 Barrières non tarifaires : 28 ; 19 ; 9
À forte <i>R&D</i>	Droits de douane : 3 Barrières non tarifaires : 3 ; 4 ; 1	Droits de douane : 4 Barrières non tarifaires : 5 ; 4 ; 3

Note: les *droits de douane* sont des moyennes appliquées en 1996 par l'Union européenne, le Japon et les États-Unis (pondérées par les volumes d'importation en dollars). Les *barrières non tarifaires* sont la proportion des lignes tarifaires affectées par des barrières non tarifaires dans l'Union européenne, le Japon et les États-Unis (pondérées par le nombre de lignes tarifaires). Les trois chiffres correspondent respectivement aux années 1988, 1993 et 1996.

Source: Oliveira Martins et Price (2004).

Le dernier point est que les produits différenciés correspondent souvent à des segments plus porteurs en termes de demande internationale. Toutes ces caractéristiques font que le changement de spécialisation peut avoir des effets durables et favorables sur la croissance à long terme.

L'article [8] développe ces aspects et analyse les positions compétitives des trois principaux pays d'Amérique du Sud (Argentine, Brésil et Corée) vis-à-vis des pays intermédiaires qui sont devenus membres de l'OCDE (Corée, Irlande et Mexique). Confirmant *a priori*, la spécialisation des pays d'Amérique du sud est concentrée en biens relativement homogènes et contraste avec celle des pays Membres de l'OCDE qui ont réussi à modifier leur spécialisation vers des produits industriels plus sophistiqués. La comparaison entre différents

groupes de pays révèle que le changement de spécialisation et la diversification des économies semble avoir un impact positif sur la performance exportatrice des économies. Des travaux récents (e.g. Imbs et Wacziarg, 2003; Berthélemy, 2005) confirment ce résultat.

Il faut cependant souligner que d'autres conditions sont nécessaires pour assurer une croissance soutenable des pays émergents. A cet égard, un fait troublant concerne l'économie mexicaine. Ce pays a connu un changement radical de la structure de ses avantages comparatifs relevés de la même manière que la Corée ou l'Irlande, mais il reste des doutes sur la résilience d'un tel changement. Face aux délocalisations récentes vers la Chine des firmes multinationales établies au Mexique, ce changement de spécialisation peut être fragile, voire réversible. Un autre indicateur qui conduit à qualifier la profondeur réelle du changement structurel au Mexique est l'intensité des dépenses de R&D. Alors que le changement de spécialisation vers des produits plus sophistiqués induit généralement une forte augmentation des dépenses de R&D, un tel changement n'a pas été observé au Mexique.

Les divers chemins empruntés sur ce parcours en économie appliquée débouchent donc vers un élargissement de perspective et un questionnement des politiques les plus aptes à faciliter le changement structurel des économies et leur processus de développement. Un aspect qui semble important est la complémentarité entre différentes réformes économiques. Ces travaux sont actuellement en cours.

II. Liste des travaux présentés

NB : Les articles sont cités dans le texte par leur numéro d'ordre [...] dans la liste ci-dessus

1. Différenciation des produits et élasticités des flux de commerce

- [1] "Estimation des flux du commerce extérieur: nouvelles approches et implications pour la politique économique", *Économie et Prévision*, no. 94-95, 1990.
- [2] "Comportement à l'exportation avec différenciation des produits: exportations de la Corée, de Taiwan et du Japon vers le marché américain, *Revue d'Économie Politique*, Mai 1990 ; version anglaise publiée dans *International Trade Modelling*, M. Dagenais et P.-A. Muet (eds.), Chapman & Hall, 1992.
- [3] "Macro-Import Functions with Imperfect Competition: an Application to the EC Trade", in *European Trade and Welfare after '1992'*, L. Alan Winters (ed.), Oxford University Press, 1992 (avec J. Toujas-Bernate).
- [4] "Varieties, Jobs and EU Enlargement", *Rivista di Politica Economica*, XCII, Jan-Feb 2002 (avec T. Boeri); aussi publié dans *The Economics of Enlargement*, S. Manzoocchi (ed.), Series: Central Issues in Contemporary Economic Policy and Theory, Palgrave Macmillan, 2003.

2. Salaires relatifs, taux de marge et développement industriel

- [5] "Market Structure, Trade and Industry Wages", *OECD Economic Studies*, no. 22, 1994.
- [6] "Mark-up pricing, Market structure and the Business cycle", *OECD Economic Studies*, no. 27 (II), 1996 (avec S. Scarpetta et D. Pilat).
- [7] "Estimation of the Cyclical Behaviour of Mark-ups: A technical note", *OECD Economic Studies*, no. 34 (I), 2002 (avec S. Scarpetta).
- [8] "How market imperfections and trade barriers shape specialisation: South America vs. OECD", *OECD Economics Department Working Papers* no. 395, 2004 (avec T. Price); publié dans *International Competitiveness of Argentina, Brazil and Chile: not as easy as A-B-C*, 2004, OECD, Paris.

[1] "Estimation des flux du commerce extérieur: nouvelles approches et implications pour la politique économique"

Économie et Prévision, no. 94-95, 1990.

Cet article s'inscrit à la fois dans la ligne des travaux sur les estimation des équations du commerce extérieur (e.g. Goldstein et Khan, 1985) et la théorie du commerce international en concurrence imparfaite (Helpman, et Krugman, 1985). Il part du constat que les études empiriques ont abouti à la conclusion que les modèles conformes aux hypothèses de la théorie traditionnelle des échanges prédisent des effets des changement de prix qui sont parfois très fortement éloignés de la réalité. Pour cette raison, la recherche empirique a souvent préféré des approches difficiles à relier avec la théorie, telles que le modèle d'Armington (1969) ou l'utilisation systématique de tendances temporelles *ad hoc* pour capturer des effets d'offre (e.g. différenciation des produits).

Dans ce contexte, l'article donne une revue de littérature orientée vers les méthodes d'estimation des élasticités-prix et revenu des flux d'échange et propose l'équation de demande développée dans Bismut et Oliveira Martins (1989) comme une façon de généraliser les effets prix du modèle d'Armington à l'effet de variété des produits. Ce modèle (que l'on pourrait appeler Armington-Dixit-Stiglitz) résulte de deux fonctions d'utilité C.E.S emboîtées. Il ne nécessite pas l'introduction de tendances temporelles ou des effets-revenu non-unitaires pour capter des effets d'offre qui ne sont pas directement liés aux prix. Dans une certaine mesure, il permet ainsi de réconcilier la pratique empirique avec la théorie du commerce.

La principale difficulté pour la mise en œuvre de ce modèle de demande est de nature empirique et est liée à la mesure de la différenciation horizontale des produits, un point qui sera développé dans les articles [2] et [3].

Estimation des flux du commerce extérieur : nouvelles approches et implications pour la politique économique

Joaquim Oliveira Martins (*) (**)

Les échanges de biens et de services étant au coeur des interdépendances entre pays, il est naturel que la littérature économique dans ce domaine soit particulièrement abondante. Les dix dernières années, en particulier, ont vu se développer intensément la "nouvelle théorie du commerce international", ce terme désignant la généralisation de la théorie du commerce international aux situations de concurrence imparfaite. C'est dans cette perspective que l'existence de rendements d'échelle croissants est maintenant considérée comme l'un des déterminants majeurs du commerce international, au même titre que les dotations en facteurs de production ou les différences de technologie entre pays. La concurrence imparfaite, c'est aussi la prise en compte des stratégies des agents, notamment les interactions entre les comportements et la modification des structures de marché qui peuvent en résulter. Ce dernier aspect a favorisé l'imbrication croissante des champs couverts à la fois par les théories du commerce international et de l'organisation industrielle.

Par les questions soulevées, le travail empirique sur les flux de commerce extérieur a été un des moteurs de ce renouvellement théorique. En effet, les études montrant l'importance du commerce intra-branche, phénomène, a priori, inconciliable avec les théories faisant appel aux hypothèses de concurrence pure et parfaite, ont ouvert la voie, au cours des années soixante-dix, aux développements théoriques des années quatre-vingt.

La présente revue de littérature ne sera pas orientée exclusivement vers une synthèse des contributions récentes à la théorie du commerce international ; ce type d'études existe déjà, en nombre et en qualité, et elles seront parmi les références citées. Le sujet traité ici est plus limité, mais en même temps il couvre un thème abordé de façon récurrente et régulière dans la littérature, par conséquent où le champ à couvrir est particulièrement extensif : celui des *modèles et estimations des équations de commerce extérieur*.

Un des objectifs premiers de l'estimation des équations de commerce extérieur est de pouvoir prédire l'impact des variations des prix ou de la croissance sur les flux d'échanges entre pays ; il s'agit d'une donnée essentielle de politique économique, en particulier depuis le flottement généralisé des monnaies. Or, depuis longtemps, les études empiriques ont abouti à la conclusion que les effets simulés par les modèles conformes aux hypothèses traditionnelles divergeaient parfois fortement des effets réellement observés. L'étude des années quatre-vingt ont éprouvé des difficultés pour relier les évolutions du commerce extérieur des Etats-Unis aux mouvements de très grande amplitude du taux de change du dollar.

Dans l'estimation des équations de commerce extérieur, le travail empirique s'est parfois engagé dans des voies difficiles à relier à la théorie. Un exemple bien connu illustre ce propos : le modèle d'Armington (1969), dans lequel on émet l'hypothèse que le même produit provenant de plusieurs origines peut être perçu par les consommateurs de façon différenciée ; cette hypothèse de travail, assez intuitive, mais difficile à fonder théoriquement, prenait en compte l'imperfection des marchés par le biais des préférences des consommateurs. La situation actuelle est plus satisfaisante, car le corps théorique développé depuis une dizaine d'années permet d'interpréter de façon plus cohérente les pratiques de la modélisation empirique.

Dans un premier temps, on passera en revue les deux approches traditionnellement rencontrées dans la littérature. L'hypothèse centrale qui les sépare porte sur l'homogénéité des biens. Selon qu'il est ou non admis que les produits puissent être imparfaitement substituables, les formes d'implantation empirique et les implications en termes de politique économique sont assez différentes. On exposera ensuite les principales caractéristiques et les modèles utilisés par la théorie du commerce international en concurrence imparfaite. La très abondante littérature disponible sur ce sujet nécessite un choix. On abordera ici les aspects qui débouchent sur une vérification empirique de la théorie.

(*) Cépil et Ocdé

(**) Je remercie C. Bismut, T. Francq et P. Morin pour leurs suggestions et commentaires

Ainsi, le modèle de concurrence monopolistique s'est avéré être le paradigme le plus fécond pour des applications à un niveau relativement agrégé. Il permet aussi de tirer des conclusions intéressantes sur le commerce extérieur et la croissance, dont les théories récentes sur la croissance endogène prolongent les résultats.

Dans une dernière partie, on essaiera aussi d'illustrer l'intégration des nouveaux acquis théoriques dans la modélisation des flux d'échange où seront abordés essentiellement les thèmes de la compétitivité et de la différenciation des produits.

Les approches traditionnelles de modélisation des flux de commerce

La méthodologie d'estimation du comportement temporel des séries des volumes et des prix du commerce extérieur fait l'objet d'une vaste littérature, et des synthèses ont régulièrement été publiées, qui permettent de faire le point sur l'état de l'art dans ce domaine. Nous citerons deux articles, publiés à dix ans d'intervalle, qui permettent un tour d'horizon assez complet et remarquablement présenté.

Le premier, de Magee (1975), expose de façon très claire les problèmes d'estimation et les enjeux de politique économique liés aux équations de commerce extérieur ; on y trouve une discussion sur le problème de l'"Orcuttisation" des études empiriques⁽¹⁾, qui a beaucoup préoccupé les praticiens pendant les années soixante. Ce terme désignait la recherche, parfois acharnée, des biais susceptibles de justifier la valeur assez faible des élasticités-prix estimées économétriquement, la théorie suggérant qu'elles auraient dû être beaucoup plus élevées. Les questions autour de la valeur de ces élasticités ont joué un rôle important, dans les orientations de politique économique notamment, en ce qui concerne la politique de taux de change et les stratégies d'insertion des pays en développement dans le commerce international, points qui seront abordés plus loin. Dans son étude, Magee analyse les arguments justifiant la possible sous-estimation des élasticités ; on y retrouve des thèmes bien connus liés à l'estimation des élasticités du commerce extérieur : la simultanéité, le problème de l'agrégation, la dynamique des équations... Sur tous ces points, une contre-argumentation est proposée⁽²⁾, qui amène à mettre en question l'existence des biais systématiques à la baisse des élasticités estimées. L'article de Magee reflète donc le consensus qui commençait à se dessiner à l'époque⁽³⁾.

Il fallait envisager des explications à la valeur des élasticités du commerce extérieur, autres que celles qui relevaient des problèmes d'estimation par des différentes méthodes économétriques. L'introduction des hypothèses de concurrence imparfaite (différenciation des produits et rôle de la structure des marchés) allaient fournir les ingrédients des nouvelles approches théoriques. Ces hypothèses, dont l'article fondateur fut Armington (1969), étaient d'ailleurs déjà en partie présentes dans les modèles utilisés depuis le début des années soixante-dix. Cette approche fut développée par la suite dans ce que l'on a désigné comme "l'approche keynésienne"⁽⁴⁾ des échanges extérieurs".

Dix ans plus tard, Goldstein et Khan (1985) publiaient une nouvelle revue de littérature dans laquelle le statut des hypothèses de concurrence imparfaite est assez clairement explicité. Le degré de substituabilité entre la production nationale et les produits importés est la ligne de partage entre deux modèles alternatifs. Le cas limite, celui de la parfaite substituabilité (ou homogénéité) entre la production intérieure et les importations pour un produit donné, est présenté comme une possibilité de modélisation pour certains biens *très standardisés*⁽⁵⁾. En dehors de ce cas limite, l'observation de certains faits marquants des échanges internationaux a amené à préférer le modèle comportant des produits imparfaitement substituables. Ces faits sont aussi à l'origine de la profonde mutation de la théorie des échanges internationaux : l'absence de spécialisation parfaite des échanges (ou l'existence du commerce intra-branche) et la non-vérification de la loi du prix unique qui impliquait la parité de pouvoir d'achat (PPA) à travers les différents pays.

Il est donc clair que l'estimation des flux de commerce extérieur a précédé la théorie des échanges par la mise en oeuvre des hypothèses de concurrence imparfaite. Cependant, si ces hypothèses étaient supposées être plus conformes à la réalité, elles restaient sans véritable fondement théorique. Il était donc difficile de faire évoluer ces modèles autrement que dans l'affinement de leurs techniques d'estimation. En revanche, au sein de la nouvelle théorie des échanges, les conditions de concurrence imparfaite sont directement explicitées, et il est donc possible de dépasser le stade de la simple observation en proposant des cadres explicatifs pour la valeur des paramètres estimés.

Bien que l'hypothèse d'homogénéité des biens ne soit pas absolument cruciale pour le modèle d'Heckscher-Ohlin (en abrégé, H-O), elle était cependant une pièce centrale du paradigme néo-classique d'explication des flux du commerce international. Cette approche partait des différences de dotations relatives des facteurs de production des pays partenaires pour arriver au fondement de l'échange international. Dans un cadre de concurrence parfaite, les différences de dotations relatives de facteurs de production se répercutent sur les prix des biens selon l'intensité relative de chaque facteur utilisé dans leur production, créant ainsi un avantage comparatif pour certains produits. De la possibilité de spécialisation entre pays différents⁽⁶⁾ naît le gain de l'échange. Comme dans l'approche ricardienne où ce sont plutôt les différences de technologie qui sont à la base de l'avantage comparatif, l'accent est mis du côté de l'offre, le côté demande étant neutralisé par l'hypothèse que les préférences sont identiques pour tous les consommateurs et homothétiques⁽⁷⁾.

Inspiré de la présentation de Goldstein et Khan (1985), le modèle prototype d'estimation des volumes du commerce extérieur dans l'hypothèse d'homogénéité des biens peut être résumé par les équations (1) à (4) ; dans un but de simplification, les indices symbolisant les pays et les différents produits sont omis :

(I) le modèle avec biens homogènes :

$$(1) D = f(P, Y)$$

$$(2) S = g(P, F)$$

$$(3) M = D - S \quad \text{ou} \quad X = S - D$$

$$(4) P = P_m = E \cdot P_x = E \cdot P^*$$

où Y , D , S et P sont respectivement le revenu, la demande, l'offre et le niveau des prix intérieurs. P_m , P_x , P^* et E désignent le prix d'importation, le prix d'exportation, le prix étranger et le taux de change. Dans le cas extrême où les préférences sont identiques dans tous les pays, ceux-ci se différencient seulement par le niveau de revenu (Y) et la variable-clé, le niveau des coûts des facteurs F - déterminé par leur abondance relative. De la confrontation entre l'offre et la demande sur le marché intérieur naissent des offres ou des demandes "excédentaires" qui déterminent si le pays est exportateur ou importateur pour chaque produit⁽⁸⁾. Les biens étant homogènes et les producteurs dans une situation de concurrence parfaite, tout écart de prix se traduit par un détournement immédiat de la demande, et les niveaux de prix doivent donc alors être égaux dans tous les pays, c'est-à-dire que la "loi du prix unique" est vérifiée⁽⁹⁾ (équation 4). Cette dernière conséquence logique du modèle est largement en contradiction avec l'observation des évolutions des taux de change (voir Isard, 1977).

Dans ce modèle, les élasticités des flux de commerce extérieur ne sont que le résultat des élasticités d'offre et de demande sur le marché intérieur. Il est clair que les hypothèses assez strictes du modèle (I) étaient difficilement transposables dans une application empirique à un certain degré d'agrégation. Aussi, le fait que dans ce cadre l'estimation des flux de commerce extérieur nécessite la connaissance de la fonction f sur le total de la demande intérieure pose des problèmes empiriques difficiles à résoudre⁽¹⁰⁾. En revanche, le modèle où l'imparfaite substituabilité entre les produits nationaux et importés est admise implique que les consommateurs perçoivent le même produit en provenance de deux origines différentes de façon différenciée, et il est donc possible d'identifier une courbe de demande propre pour les importations et les exportations. Dans sa forme générique, le modèle comportant des substituts imparfaits peut être décrit par les équations suivantes :

(II) le modèle avec biens imparfaitement substituables

Importations :

$$(5) M^d = f(P_m, P, Y)$$

$$(6) M^s = g^*(P_x^*, P^*)$$

$$(7) P_m = P_x^* \cdot E$$

Exportations :

$$(8) X^d = f^*(P_m^*, P^*, Y^*)$$

$$(9) X^s = g(P_x, P)$$

$$(10) P_m^* = P_x / E$$

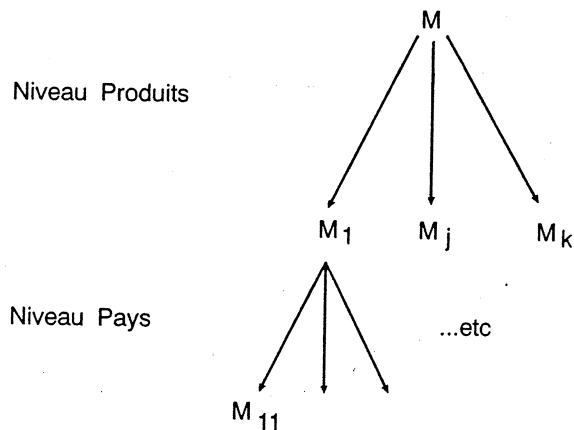
L'équilibre sur les deux marchés :

$$(11) M^d = M^s \cdot E \quad \text{et} \quad X^s = X^d \cdot E$$

Les notations étant les mêmes que dans le modèle précédent, les indices d , s et $*$ indiquent respectivement les équations de demande, d'offre et le pays étranger. En outre, les équations (6) et (9) pourraient intégrer des éventuelles subventions aux exportations qui modifieraient l'arbitrage des producteurs entre la vente sur le marché national ou l'exportation. De même, les équations (7) et (10) pourraient refléter l'existence de droits de douane sur les prix des biens importés. Par ailleurs, l'estimation de ces modèles suppose un certain nombre de restrictions liées aux comportements d'optimisation sous-jacents⁽¹¹⁾.

L'exploration des hypothèses d'imparfaite substituabilité entre les produits a conduit à des formes présentant des propriétés intéressantes, la plus répandue étant celle d'Armington (1969), dont le modèle est à l'origine de l'estimation de la plupart des systèmes de demande d'importations désagrégés bilatéralement par pays et par produits. Partant de l'hypothèse que le même produit, provenant de plusieurs sources, est perçu de façon différente par les consommateurs, Armington a construit un système de demande d'importations en emboîtant plusieurs hypothèses de séparabilité. Cette structure de demande est représentée dans la figure 1. Elle permet de ne faire dépendre les volumes d'importations que des prix et de l'indice composite de la quantité totale consommée à l'intérieur de chaque agrégat. Si cet indice composite est supposé être du type CES, un seul paramètre suffit pour caractériser les possibilités de substitution des produits entre eux et l'estimation d'un système comportant de nombreuses dimensions géographiques ou sectorielles devient aisée⁽¹²⁾.

Figure 1 :
l'arbre de séparabilité
du modèle d'Armington



M: Total des importations

La mise en oeuvre d'hypothèses de séparabilité peut permettre par exemple de dissocier la détermination des flux d'importation entre eux de la partie de la demande intérieure servie par les producteurs nationaux⁽¹³⁾, propriété intéressante pour les raisons invoquées plus haut. Dans ce cas, la fonction f aurait deux niveaux et prendrait la forme :

$$(12) M^d = cte \cdot (P_m / P)^{-\sigma} \cdot Y$$

pour le total des importations, et :

$$(13) M_i^d = cte \cdot (P_{m_i} / P_m)^{-\sigma_m} \cdot M^d$$

pour les importations en provenance de la source i . Les paramètres σ et σ_m , positifs, sont respectivement les élasticités de substitution entre produits nationaux et importations, et entre les produits importés entre eux. Outre qu'elle est relativement économe en paramètres, la forme des équations (12) et (13) est particulièrement adaptée aux estimations sur les parts de marché et aux analyses sur la compétitivité.

Les implications en termes de politique économique

Les structures très différentes des modèles (I) et (II) impliquent des analyses et des suggestions de politique économique nécessairement assez contrastées. Notamment, le modèle (I) ne pouvait pas rendre compte des effets des taux de change, question essentielle au début des années soixante-dix. Pour cette raison, c'est le modèle comportant des substituts imparfaits, dans sa forme armingtonienne, qui a été au centre des simulations sur des scénarios de taux de change flexibles (Branson (1972), Artus et Rhombert (1973), Artus et McGuirk, 1981)⁽¹⁴⁾.

Les différents messages de politique économique sont essentiellement le résultat des effets-prix et revenu contenus dans les deux modèles alternatifs.

Les effet-prix et le taux de change

Dans le cas du *modèle avec biens homogènes*, les élasticités-prix se déduisent des équations (3), connaissant les élasticités de la demande ϵ^d et de l'offre intérieure ϵ^s . Si le pays est importateur du produit considéré, on aura pour l'élasticité-prix des importations :

$$(14) \quad \epsilon_{mp}^d = \epsilon^d \cdot \frac{D}{M} - \epsilon^s \cdot \frac{S}{M} \leq 0$$

et, si le pays est exportateur :

$$(15) \quad \epsilon_{xp}^s = \epsilon^s \cdot \frac{S}{X} - \epsilon^d \cdot \frac{D}{X} \geq 0$$

pour l'élasticité-prix de l'offre d'exportations.

C'est à partir de ces formules que le fameux "optimisme" des élasticités pouvait prendre une certaine justification. En effet, même pour des valeurs assez faibles des élasticités de la demande et de l'offre intérieure, les élasticités du commerce extérieur peuvent être plus élevées dans la mesure où des ratios D/M , S/M , S/X , et D/X sont supérieurs⁽¹⁵⁾ à un.

Si le même calcul est effectué pour la demande excédentaire du reste du monde pour un produit donné, il apparaît immédiatement qu'un petit pays, par rapport au marché mondial, aura des valeurs très favorables pour les élasticités-prix⁽¹⁶⁾ de la demande d'exportation. Les pays en développement qui disposeraient d'une bonne compétitivité-prix auraient donc intérêt à accepter une franche insertion dans le commerce mondial et à asseoir une grande partie de leur croissance sur les exportations. Néanmoins, partant d'une situation où le pays est peu ouvert, cette configuration se modifierait au fur et à mesure de l'augmentation des flux de commerce par rapport au marché intérieur, car l'élasticité-prix de l'offre aurait tendance à baisser.

L'absence de vérification empirique de cette prédiction sur les élasticités-prix du commerce extérieur est un fait d'observation qui a occupé les spécialistes de commerce extérieur pendant des décennies. Malgré les tentatives d'affinement économétrique des estimations, les élasticités-prix sont restées obstinément très en dessous de ce que le modèle avec biens homogènes permettait d'espérer.

En outre, cette dernière approche enlève toute dimension d'ajustement macro-économique au taux de change ; en revanche, le *modèle avec biens imparfaitement substituables* donne à cette variable un rôle privilégié.

En effet, même si l'imparfaite substituabilité implique des flux de commerce moins élastiques aux mouvements de prix, le taux de change affecte aussi les équations de prix et crée des chocs sur l'offre. Par exemple, à la suite d'une dépréciation, le prix relatif entre biens exportables et biens exclusivement destinés au marché intérieur se modifie et peut inciter les producteurs à se tourner vers les marchés extérieurs. En contrepartie de cet effet d'offre, on perd la possibilité d'estimer indépendamment les équations de demande⁽¹⁷⁾. Pour contourner cette difficulté, l'approche keynésienne des échanges extérieurs considérait usuellement que l'élasticité d'offre était infinie ; en toute rigueur, c'est seulement sous cette hypothèse que l'on peut exogénéiser les comportements de prix du commerce extérieur, ou tout au moins les rendre rigides à court terme⁽¹⁸⁾.

Les élasticités-prix de la demande dans le modèle comportant des substituts imparfaits dépendent de façon cruciale et évidente du degré de substituabilité entre les produits⁽¹⁹⁾. Celui-ci est le reflet de facteurs multiples liés à la structure des marchés, qui se traduisent *in fine* par la différenciation des produits perçue au niveau des consommateurs.

Parmi les aspects de politique économique liés aux élasticités-prix, la fameuse condition de Marshall-Lerner-Robinson est le fondement de l'analyse, justement qualifiée "d'approche par les élasticités", des effets d'une dévaluation du taux

de change sur la balance commerciale. Sous sa forme la plus générale, elle exprime le lien entre la dérivée de la balance commerciale (BC) par rapport aux taux de change et les élasticités-prix du commerce extérieur :

$$(16) \quad dBC = \left[(P_x \cdot X) \cdot \left[\frac{\varepsilon_{xp}^d \cdot (1 + \varepsilon_{xp}^s)}{\varepsilon_{xp}^d - \varepsilon_{xp}^s} \right] - (P_m \cdot M) \cdot \left[\frac{\varepsilon_{mp}^s \cdot (1 + \varepsilon_{mp}^d)}{\varepsilon_{mp}^s - \varepsilon_{mp}^d} \right] \right] \cdot dE$$

Si les élasticités d'offre sont infinies et si l'on se situe au voisinage de l'équilibre des échanges, l'expression (16) sera alors positive lorsque la somme des élasticités ε_{mp}^d et ε_{xp}^d sera en valeur absolue supérieure à un. Cette relation se complique si l'on prend en compte la dynamique d'offre face aux mouvements de taux de change, et les modèles récents visent justement à expliciter de tels mécanismes micro-économiques. Ces mécanismes peuvent expliquer pourquoi les amples fluctuations du dollar de la période récente n'ont pas eu l'effet escompté sur l'ajustement de la balance commerciale américaine.

Les effets-revenu, la contrainte extérieure et les stratégies de développement

En ce qui concerne les élasticités-revenu des flux de commerce, leur valeur et leur interprétation ont eu aussi des répercussions importantes sur le débat de politique économique autour de la notion de contrainte extérieure. En effet, la valeur de ces élasticités engendre des contraintes au niveau du différentiel de croissance possible entre une économie et le reste du monde. Les prises de position de Prebisch (1950), fondées sur des travaux antérieurs, notamment ceux de Harrod, ont amené à une vision cette fois assez pessimiste des possibilités d'insertion des pays en développement dans le commerce mondial. La fameuse règle de Prebisch se déduit de façon très simple de la condition d'équilibre de la balance commerciale :

$$(17) \quad m \cdot Y = X$$

où m désigne la propension à importer, Y le revenu national et X les importations. En supposant qu'il n'y ait pas de mouvements de prix et de taux de change, on peut calculer la relation suivante⁽²⁰⁾ :

$$(18) \quad \frac{g}{g_w} = \frac{\varepsilon_{xy}}{\varepsilon_{my}}$$

où g , g_w , ε_{xy} et ε_{my} sont respectivement le taux de croissance de l'économie, le taux de croissance du reste du monde, l'élasticité-revenu des exportations et l'élasticité-revenu des importations. Le message de politique économique de cette "règle" est très clair : sans mouvements de prix, un pays ne peut respecter sa contrainte extérieure et avoir un taux de croissance plus fort que celui de ses marchés extérieurs que dans la mesure où il dispose d'un jeu très favorable d'élasticités, avec une élasticité-revenu à l'exportation beaucoup plus élevée que celle à l'importation. Typiquement, un petit pays exportant des produits manufacturés peu sophistiqués, des matières premières ou des produits agricoles se trouve *a priori* dans le cas exactement opposé, à moins de mettre sur place une stratégie de dévaluation continue du taux de change permettant d'assurer la stabilité de ses débouchés extérieurs par une augmentation régulière de sa compétitivité-prix. D'où la conclusion que les pays en développement, ayant besoin de maintenir des taux de croissance assez élevés pendant une longue période, devraient plutôt s'appuyer sur leur marché intérieur et mettre en place une politique de substitution des importations. Ce message assez opposé à celui des élasticités-prix a dominé les stratégies de développement de nombreux pays pendant les années cinquante, soixante et même jusqu'à la moitié des années soixante-dix pour certains pays d'Amérique latine. L'expérience, assez réussie, de développement des pays d'Asie du Sud-Ouest par une stratégie de promotion des exportations tend à montrer, avec un certain recul, que quelque chose manquait dans l'appréciation de la contrainte extérieure telle qu'elle résultait du simple jeu des élasticités-revenu.

Le débat sur les élasticités-revenu du commerce extérieur a aussi été l'objet d'une vive polémique autour de l'article de Houthakker et Magee (1969). Appliquée cette fois au cas des pays industrialisés, l'estimation des volumes des importations et des exportations⁽²¹⁾ a montré que des différences significatives apparaissaient entre les élasticités-revenu prises individuellement et entre les différents pays. Dans le cas des Etats-Unis, le fait que l'élasticité à l'importation était significativement plus élevée que l'élasticité à l'exportation signifiait qu'il pouvait exister une dégradation tendancielle de la balance commerciale américaine qu'il faudrait compenser par une dévaluation régulière du taux de change du dollar⁽²²⁾.

Ce type de discussion sur les effets-revenu dans le cadre de la théorie néo-classique du commerce international et même dans le modèle standard avec biens imparfaitement substituables (celui d'Armington) était par construction très limité. En effet, ces deux modèles partagent l'hypothèse d'homothéticité de la fonction d'utilité des consommateurs, ce qui impose que les élasticités-revenu soient unitaires. Dans le cas du modèle avec biens homogènes, il est néanmoins possible de faire apparaître une élasticité-revenu des importations différente de un, même lorsque la fonction de demande (1) prend la forme $D = f(P) \cdot Y$. En effet, elle est égale à⁽²³⁾ :

$$(19) \quad \varepsilon_{my}^d \approx \varepsilon_y^d \cdot \frac{D}{M} - \varepsilon_y^s \cdot \frac{S}{M}$$

où ε_y^d et ε_y^s représentent respectivement l'élasticité-revenu de la demande et de l'offre intérieure. Cette expression peut être de signe positif ou négatif et différente de un.

Si l'on veut dépasser la simple constatation de leur différence à travers les pays, le point central, souvent occulté, de l'analyse des effets-revenu est celui de la compréhension des causes de ces différences, si elles existent, et de leur modélisation. L'analyse de la composition du commerce par produits et marchés peut parfois fournir des pistes intéressantes, mais il est néanmoins difficile de les intégrer dans un cadre qui explicite de façon claire ses hypothèses. Quelques travaux, au cours des années soixante-dix, ont essayé de donner un contenu à la valeur des élasticités-revenu. Barker (1977), notamment, a proposé un modèle de parts de marché faisant intervenir des effets-revenu par le biais de l'augmentation des caractéristiques des produits offerts aux consommateurs. L'introduction de la différenciation des produits sera en effet un des éléments importants des nouvelles approches qui se sont développées au cours des années quatre-vingt. L'interprétation des élasticités-revenu en termes d'effets hors-prix se retrouve dans plusieurs autres études⁽²⁴⁾.

Nous verrons plus loin comment la nouvelle théorie des échanges propose des cadres explicatifs qui permettent d'interpréter les différences entre les élasticités-revenu apparentes du commerce extérieur. Elle met aussi en avant des formes d'ajustement qui donnent des degrés de liberté supplémentaires à la politique économique par rapport à l'instrument privilégié qu'a été le taux de change pour gérer la compétitivité extérieure d'une économie.

Autres déterminants des flux d'échange

Les variables de prix et de revenu constituent le bloc central des déterminants des équations de commerce extérieur, qui peut se déduire d'un cadre théorique de maximisation d'utilité. Dans la pratique, ce cadre a néanmoins été élargi à d'autres variables parfois difficiles à justifier de façon rigoureuse. Sans entrer dans les détails sur les différentes voies suivies, on peut classer ces variables en deux grands types : i) les variables censées capter la composante cyclique de l'économie, qui se traduit entre autres par des tensions sur les capacités de production, et ii) les "trends", dont la justification habituelle était la possibilité de saisir une composante de long terme liée à l'évolution de la spécialisation des pays ou à l'intégration croissante des économies.

L'introduction de ces formes *ad hoc* révélait aussi de façon très nette un besoin de renouvellement du cadre théorique d'explication des flux du commerce extérieur. Après l'imbrication assez forte avec la macro-économie des années soixante-dix, les méthodes d'estimation des flux de commerce extérieur allaient se rapprocher, suivant le même mouvement que la théorie du commerce international, des paradigmes de type micro-économique empruntés à la théorie de l'organisation industrielle.

La théorie du commerce international en concurrence imparfaite

La théorie du commerce international a connu au cours des dix dernières années un renouvellement assez considérable. On peut s'y référer, pour une vue d'ensemble, aux ouvrages désormais classiques de Helpman et Krugman (1985), (1989) et au recueil d'articles de Krugman (1990). Laussel et Montet (1989) donnent aussi une synthèse très claire sur le sujet.

Suite à ce renouvellement, on dispose actuellement d'un ensemble de modèles beaucoup plus aptes à rendre compte des multiples formes que peuvent prendre les structures des marchés et de leur lien avec les flux de commerce. Mais, le champ étudié devenant de plus en plus complexe, peut-être est-il désormais un peu plus difficile de délivrer un message simple de politique économique concernant le commerce extérieur. Par exemple, la théorie traditionnelle donnait un fondement à l'opposition marquée à toute forme de protectionnisme. En revanche, la théorie actuelle met en évidence des cas où le protectionnisme peut se justifier économiquement par l'existence de situations de concurrence imparfaite.

Il faut souligner cependant que cela ne remet nullement en cause le principe du libre échange en tant que mécanisme

créateur de richesse. Il s'agit plutôt de comprendre, et éventuellement de proposer des formes d'intervention lorsque les agents ne sont pas en mesure de s'approprier ce surplus. Dans l'étude de ces inefficacités des mécanismes de marché, la théorie du commerce international en concurrence imparfaite débouche de façon naturelle sur un rapprochement avec la théorie de l'organisation industrielle. En effet, c'est bien dans celle-ci que les principaux éléments utilisés dans les nouvelles approches ont été puisés.

En rapport avec notre objectif initial, nous allons revoir les aspects et modèles qui, dans leur état actuel, nous semblent les plus utiles pour l'estimation des équations du commerce extérieur.

Le rôle de la demande et des rendements d'échelle croissants

Comme il a déjà été mentionné plus haut, les hypothèses d'homogénéité des biens et de similitude des préférences à travers les pays faisaient que le côté demande était assez négligé dans la théorie pure du commerce international⁽²⁵⁾. Dans les nouvelles approches, la prise en compte de la différenciation des produits a radicalement modifié cette position.

Cette fois du côté de l'offre, un autre aspect, l'existence de rendements d'échelle croissants, est devenu décisif. En effet, les rendements d'échelle peuvent être à la base d'avantages comparatifs entre industries plus ou moins concentrées et devenir ainsi des déterminants du mécanisme de spécialisation, au même titre que les dotations en facteurs de production ou les avantages technologiques.

La différenciation des produits

La différenciation des produits est l'un des éléments essentiels des formes de concurrence entre producteurs. Aspect essentiel de l'offre, la différenciation des produits est en même temps intimement liée aux préférences exprimées du côté demande. En effet, il ne suffit pas pour un producteur de différencier son produit par rapport à ceux des concurrents, mais encore faut-il que les consommateurs perçoivent ces différences et les valorisent. Différenciation des produits et préférences étant indissociables, notamment à des fins de mesure, il s'agit bien d'un même concept d'un point de vue scientifique⁽²⁶⁾.

La littérature en économie industrielle a suivi deux types d'approche pour appréhender ce phénomène : l'approche avec adresse, et l'approche du type consommateur représentatif. Nous allons nous limiter à les évoquer brièvement, ce sujet étant assez bien exposé par ailleurs (voir Eaton et Lipsey, 1989 ; Encaoua, 1989).

La première suit la tradition du modèle de différenciation spatiale de Hotelling et des travaux de Lancaster (1966). Comme son nom l'indique, le principe de *l'approche avec adresse* suppose que les biens peuvent être localisés dans un espace de caractéristiques sur lesquelles portent directement les préférences des consommateurs, par exemple, pour une automobile, la couleur, la puissance, ... Certaines de ces caractéristiques peuvent être reconnues par les consommateurs de façon homogène. Pour reprendre notre exemple, on peut supposer que la puissance d'une voiture est une caractéristique sur laquelle l'évaluation des consommateurs est à peu près unanime : de deux voitures de même prix et identiques par ailleurs, la voiture la plus puissante sera toujours préférée⁽²⁷⁾. Ce type de différence perçue par les consommateurs est désigné par le terme *différenciation verticale* des produits. Ce qui rend possible que deux produits différenciés verticalement soient présents en même temps sur un marché donné est l'existence d'un écart de prix favorable pour le produit de plus basse qualité. C'est pour cette raison que les comportements de demande liés à ce type de différenciation sont caractérisés par la distribution des revenus dans une population donnée. En revanche, d'autres caractéristiques des biens sont intrinsèquement liées aux goûts variés des consommateurs (dans notre cas, la couleur de la voiture). Dans ce cas, c'est l'hétérogénéité des préférences qui crée la demande pour des produits différenciés. Il s'agit alors d'une *différenciation horizontale* en ce sens qu'il est impossible d'établir une hiérarchie entre les produits en rapport avec la disponibilité à payer des consommateurs. Les deux catégories de différenciation sont ainsi assez bien repérées théoriquement, mais en pratique il est parfois difficile d'établir la nuance entre biens "différents" et biens "différenciés", ou entre produits et variétés d'un même produit.

Si les modèles avec "adresse" recèlent des possibilités pour appréhender la richesse et la diversité des préférences, l'approche la plus répandue pour capter les effets de la différenciation des produits dans les modèles de commerce international est celle du *consommateur représentatif*. Dans cette approche la diversité des goûts est modélisée par un consommateur représentatif qui a une préférence pour la variété⁽²⁸⁾. Cela veut dire que le fait de répartir sa consommation sur un nombre plus grand de produits accroît toujours le bien-être. Cette approche semble beaucoup

moins réaliste que la précédente ; néanmoins, malgré sa simplicité, elle permet de saisir un des éléments-clé de l'effet de la différenciation des produits, à savoir que l'optimisation porte non seulement sur les quantités, mais aussi sur la diversité des produits consommés⁽²⁹⁾. Etant donné que la variété est valorisée *per se*, il est clair que cette approche n'est pas adaptée au traitement du cas de la différenciation verticale. Même dans le cas de la différenciation horizontale, il peut être difficile de lever l'ambiguïté entre produits et variétés. Cette difficulté est contournée dans les modèles qui suivent cette approche par l'utilisation d'une hypothèse, assez forte, de symétrie dans les conditions de production et dans les préférences. Dans ce cas, les différents produits entrent de façon équivalente dans l'utilité du consommateur, et ont tous le même prix ; le goût pour la variété apparaît ainsi dans sa forme la plus lapidaire.

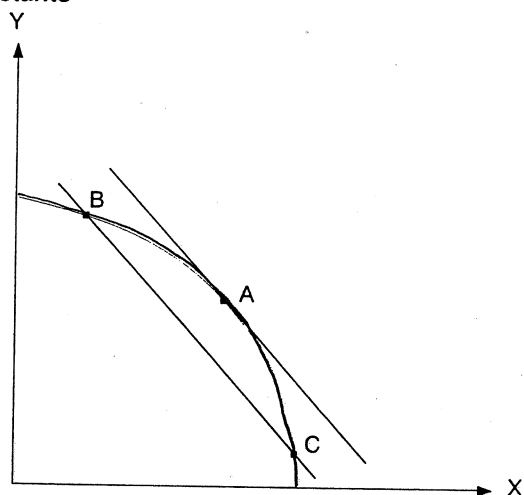
Dans les modèles de commerce international, les deux approches ont été utilisées pour modéliser la différenciation des produits. Pour ne citer que les principaux travaux, Gabszewicz, Shaked, Sutton et Thisse (1981), et Shaked et Sutton (1984) ont exploré les modèles de différenciation verticale. Dans le domaine de la différenciation horizontale, la littérature est particulièrement abondante, grâce notamment aux travaux de P. Krugman et de H. Helpman, déjà cités. Les modèles avec "adresse" et le modèle du consommateur représentatif, peuvent produire des résultats différents en termes d'effets du commerce sur la structure des marchés et le bien-être collectif. Néanmoins, sous l'hypothèse très fréquente d'uniformité des goûts des consommateurs (dans l'espace des caractéristiques des produits), les deux modèles aboutissent en pratique au même type de résultats.

Rendements d'échelle et spécialisation

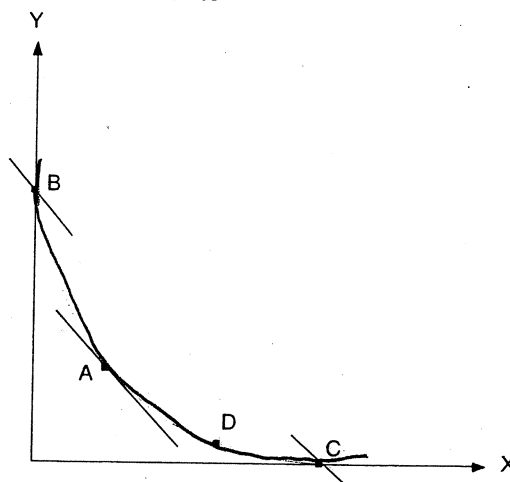
L'existence de rendements d'échelle croissants est maintenant considéré comme l'un des déterminants majeurs des flux de commerce, car elle peut être à l'origine de mouvements de spécialisation et d'accroissement de l'efficacité du système productif. Pour illustrer ce propos et dans la ligne de l'analyse proposée dans Ethier (1987), on supposera que les rendements d'échelle sont externes aux entreprises. Cette hypothèse sera levée plus loin. Pour bien mettre en évidence le rôle des rendements d'échelle croissants, nous allons nous situer dans un cas où il n'y aurait pas par ailleurs de mécanisme autonome incitant à la spécialisation. Il s'agit du cas de deux pays parfaitement identiques en termes de production et de préférences. Supposons, pour simplifier, qu'une économie produise deux biens (X et Y) avec des technologies présentant des rendements d'échelle constants et des coûts d'opportunité décroissants, ce qui entraîne une frontière de production concave (cf. figure 2a). A l'équilibre en autarcie, l'économie produit les deux biens, ce qui est représenté par le point A de la frontière de production. Si on permet l'échange entre deux pays parfaitement identiques, ayant donc le même rapport de prix en autarcie, il est clair qu'aucune incitation à l'échange ne va émerger. Toute tentative pour forcer la spécialisation des pays, par exemple en les faisant passer du point A aux points B et C respectivement, aurait comme conséquence d'aboutir à un niveau utilité inférieur et donc à une perte de bien-être.

Supposons maintenant que la technologie présente des rendements d'échelle croissants, ce qui laisse une possibilité pour que la frontière de production soit convexe (cf. figure 2b). Dans ce cas, à partir d'un équilibre d'autarcie caractérisé par la production des deux biens (point A de la frontière de production), on peut, en permettant l'échange et la spécialisation (points B et C), augmenter l'utilité collective des deux pays. L'équilibre présente alors une caractéristique assez spécifique. En effet, on voit qu'il existe au moins deux équilibres de spécialisation complète (avec l'un des deux pays produisant X, l'autre produisant Y) ; cette multiplicité des équilibres peut engendrer des phénomènes d'instabilité et d'indétermination que l'on retrouve très souvent dans les modèles de concurrence imparfaite. A noter aussi que l'efficacité globale s'accroît sans ambiguïté, mais il peut se poser le problème du partage de ce surplus. En effet, selon le choix et le degré de spécialisation de chaque pays, on peut aboutir à des inégalités, voire à des pertes dans la répartition des gains de l'échange⁽³⁰⁾.

Figure 2 : rendements croissants et spécialisation
a. frontière de production avec des rendements constants



b. frontière de production avec des rendements d'échelle croissants



Cet exemple illustre comment le commerce international peut exister entre deux pays parfaitement similaires, alors que, dans l'approche traditionnelle, les différences entre pays étaient les seules sources de l'échange. On peut même dire qu'ici la causalité se renverse, étant donné que le commerce international crée des différences là où elles n'existaient pas.

Le modèles du commerce international en concurrence imparfaite

Les modèles de commerce international en concurrence imparfaite se sont succédés à partir des années quatre-vingt en trois vagues successives.

Tout d'abord, les modèles de *concurrence monopolistique* ont permis de fournir un cadre théorique rigoureux pour l'explication du commerce intra-branche, phénomène qui avait été au centre des recherches empiriques des spécialistes d'économie internationale durant les années soixante-dix. Les premiers modèles ont été proposés par Krugman (1979) ; Dixit et Norman (1980) ; Lancaster (1980) et Helpman (1981)⁽³¹⁾. Les modèles de concurrence monopolistique sont encore le paradigme de base de la nouvelle théorie, car sont eux qui ont fourni le cadre d'équilibre général, indispensable à l'évaluation des effets de bien-être et à la détermination du profil des flux de commerce en présence de rendements d'échelle croissants et différenciation des produits.

Assez vite, la recherche s'est ensuite orientée vers des *modèles d'oligopole* se plaçant dans un cadre d'équilibre partiel. Ces modèles ont permis de comprendre des phénomènes d'interaction stratégique entre agents, en même temps qu'ils ont fourni des fondements pour l'intervention de l'Etat dans le processus de concurrence internationale. Une des caractéristiques de ces modèles est l'extrême sensibilité des résultats aux hypothèses concernant les formes de concurrence. L'opposition habituelle entre concurrence à la Cournot (en quantités) ou à la Bertrand (par les prix) peut ainsi amener à proposer, selon l'un ou l'autre cas, des actions d'intervention publique totalement opposées⁽³²⁾. Le problème soulevé par ces ambiguïtés théoriques a conduit dans une deuxième phase à réaliser des études de simulation numérique avec des modèles d'oligopole calibrés sur le cas spécifique de certaines industries⁽³³⁾.

La troisième vague de travaux qui est venue enrichir le corps de la nouvelle théorie du commerce international s'est constituée dans la suite logique des modèles d'équilibre partiel. Il s'agit des *modèles d'équilibre général calculables avec concurrence imparfaite*. Les travaux pionniers dans ce domaine ont été réalisés par Harris et Cox (1984) dans le cadre de l'évaluation de l'accord de libre-échange entre le Canada et les Etats-Unis. Actuellement, les travaux se poursuivent dans cette voie. A l'avenir, on peut d'ailleurs espérer qu'une certaine interaction et qu'une certaine convergence pourront se faire entre les approches de type équilibre général calculable et les approches économétriques utilisées pour l'estimation des équations de commerce extérieur. Cette convergence pourra se fonder d'une part sur le fait que les structures des préférences utilisées dans les modèles d'équilibre général sont pour le moment assez *ad hoc*, et d'autre part sur l'évaluation statistique de ces modèles, notamment en termes d'effets de bien-être⁽³⁴⁾.

Pour être complet, il faut ajouter que les nouvelles théories de la croissance endogène fournissent aussi matière à applications dans le cadre de la théorie du commerce international (voir Grossman et Helpman, 1990a et 1990b), un des aspects les plus intéressants de leur apport étant la possibilité d'endogénéiser en termes dynamiques la construction de l'avantage comparatif des pays.

Pour le moment, parmi ces nouvelles approches ce sont surtout les premiers modèles, ceux du type concurrence monopolistique qui ont permis de déboucher sur des applications empiriques en vue de l'estimation des équations de commerce extérieur⁽³⁵⁾. Les niveaux relativement agrégés des équations du commerce extérieur nécessitent en effet des modèles pouvant intégrer les interactions entre un grand nombre de firmes, et à cette fin l'hypothèse de concurrence monopolistique fournit une simplification assez attractive.

Modèle de concurrence monopolistique (grand nombre de firmes)

Il ne s'agit ici que de rappeler les principaux résultats de ce modèle qui fournit le cadre minimal permettant d'étudier le rôle des rendements et de la différenciation des produits. Le point de départ est une fonction d'utilité du type Dixit et Stiglitz (1977) où un consommateur représentatif présente une préférence pour la variété :

$$(20) \quad U = \sum_I c_I^\theta \quad \text{avec} \quad 0 < \theta < 1$$

Les fonctions de demande qui se déduisent de la fonction d'utilité (20) sont alors :

$$(21) \quad c_i = \frac{p_i^{-\sigma}}{\sum_{j=1}^n p_j^{(1-\sigma)}} R \quad \text{avec } \sigma = \frac{1}{1-\theta}$$

avec n le nombre de variétés disponibles, p_i leur prix et σ l'élasticité de substitution constante entre chaque paire de produits. L'élasticité-prix de la demande pour la variété i est donnée par :

$$(22) \quad \varepsilon_i^d = \sigma + \frac{p_i^{-\sigma}}{\sum_{j=1}^n p_j^{(1-\sigma)}} (1 - \sigma)$$

On voit que cette élasticité converge vers σ lorsque n devient très grand. On peut alors approximer les fonctions de demande ci-dessus par des fonctions à élasticité constante égale à $1/(1-\theta)$. Ceci est un inconvénient de ce type de modèles, car on s'attendrait intuitivement à ce que l'élasticité croisée de la demande entre deux variétés continue de s'accroître lorsque leur nombre augmente indéfiniment. En quelque sorte, l'effet de différenciation perçue par les consommateurs devrait se diluer dans le trop-plein de produits, ou encore l'effet marginal de la variété devrait diminuer avec leur nombre. Il est clair que les modèles "avec adresse" seraient en mesure de représenter cet effet de façon beaucoup plus appropriée. Ce modèle permet néanmoins de capter le fait stylisé le plus décisif, c'est-à-dire la valorisation de la diversité des produits dans les comportements de demande.

Avec rendements d'échelle croissants, cette fois internes aux entreprises, chaque firme se spécialise dans un seul produit, avec un comportement de mark-up sur le coût marginal C_m :

$$(23) \quad p = C_m \cdot \left(1 + \frac{1}{\sigma - 1}\right)$$

A l'équilibre de plein emploi avec des firmes ayant des fonctions de coût identiques (l'hypothèse de symétrie) on aura :

$$(24) \quad p n q = w \cdot L$$

où L est la taille du facteur travail (le seul facteur production), w sa rémunération unitaire et q la production de la firme représentative. L'hypothèse de symétrie permet de calculer le nombre de firmes à l'équilibre avec libre entrée, étant donné que les nouveaux entrants sur le marché réduiront les profits de monopole sur l'ensemble de l'industrie⁽³⁶⁾. A l'équilibre on aura alors :

$$(25) \quad n = \frac{L}{F \sigma}$$

Cette relation est particulièrement intéressante, car elle établit une relation directe entre le nombre de produits et la taille du marché, cette dernière étant égale au nombre d'individus (L). D'autre part, l'existence d'un coût fixe F lié à la mise en place de la production d'une nouvelle variété limite le nombre de variétés disponibles. Enfin, plus forte sera la substituabilité entre produits, plus leur nombre sera faible à l'équilibre.

Comme dans le cas étudié plus haut, il suffit maintenant d'ouvrir le commerce entre deux pays identiques et de déterminer le profil des flux d'échange qui s'établiront entre eux. Le nombre total de produits étant égal à $(n + n^*)$ et le consommateur représentatif continuant à consommer de toutes les variétés disponibles, la part du revenu national allouée aux biens importés sera égale à :

$$(26) \quad p \cdot M = \frac{n^*}{n + n^*} \cdot w L$$

avec M désignant le volume des importations. Pour les exportations on aura :

$$(27) \quad p \cdot X = \frac{n}{n + n^*} \cdot w L^*$$

où les variables pour le pays étranger sont désignées par un astérisque. Des deux dernières équations, il est facile de déduire que le commerce est équilibré. Trois propriétés importantes se dégagent de cette équilibre de concurrence monopolistique avec commerce international : *i*) entre pays identiques il y a du commerce intra-branche dont on peut prédire le volume mais où la direction des échanges est indéterminée⁽³⁷⁾, *ii*) chaque pays aura une part d'autant plus élevée dans la production mondiale, et donc à l'exportation, que son propre marché intérieur sera large (étant donné que $n/n^* = L/L^*$) et *iii*) le commerce international produit une augmentation de bien-être exclusivement par l'augmentation du nombre de variétés offertes aux consommateurs.

Ce modèle, qui constitue le noyau de base de la théorie du commerce intra-branche, peut être généralisé de manière à englober d'autres caractéristiques observées des flux de commerce. Notamment, il est possible d'y intégrer les déterminants classiques fondés sur l'existence de différences dans les dotations des facteurs de production. Ce fait, assez satisfaisant d'un point de vue scientifique, permet de disposer d'un cadre unique d'explication à la fois des flux de commerce à l'intérieur d'une industrie (du type intra-branche) et des flux nets de commerce (le solde), cette partie étant assimilée à l'inter-branche⁽³⁸⁾. Krugman (1981) a proposé une extension de ce modèle, où il apparaît que l'intensité du commerce intra-branche est liée à la similitude des dotations des facteurs, alors que les différences dans ces dotations accentuent le commerce de type inter-branche. Il s'établit ainsi l'un des messages centraux de la nouvelle théorie, car en opposition à la seule théorie fondée sur la proportion des facteurs, les échanges de biens peuvent être complémentaires des mouvements internationaux de facteurs de production.

Conséquences pour la modélisation des équations du commerce extérieur et implications pour la politique économique

L'approche qui vient d'être décrite peut fournir des éléments de renouvellement ou d'amélioration des méthodes d'estimation des équations de commerce extérieur. Nous allons passer en revue quelques aspects liés à ce thème en maintenant la grille d'analyse, déjà utilisée, en termes d'effets-prix et d'effets-revenu.

Effets-prix, différenciation des produits et structure des marchés

Un article récent de Norman (1990) compare différents modèles de concurrence imparfaite au modèle usuel d'Armington. L'auteur se pose la question suivante : supposons que l'on veuille modéliser les flux de commerce dans une industrie de type oligopolistique à travers le modèle d'Armington, qui suppose des biens imparfaitement substituables du côté de la demande, mais suppose que le fait que l'offre est infiniment élastique ; quelle sera la performance relative de ce dernier par rapport au "vrai" modèle ? Les résultats de la simulation numérique révèlent que le modèle d'Armington peut être une assez mauvaise approximation. Comme on pouvait s'y attendre, l'approximation d'Armington sera d'autant meilleure que le nombre de firmes sera grand, sans toutefois aboutir au résultat asymptotique qui serait celui de la concurrence monopolistique (voir plus haut la formule d'élasticité de la demande dans ce cas). En outre, la possibilité de libre entrée et sortie dans une industrie pourrait faire que le modèle d'Armington donne des résultats très en dessous du vrai modèle, notamment pour les flux d'échange inter-industriels.

Cette constatation permet de renforcer le message sur la nécessité de la prise en compte des effets d'offre et des structures des marchés dans la modélisation du commerce extérieur. Un des cadres les plus appropriés pour une telle démarche est celui des modèles d'équilibre général en concurrence imparfaite. Au niveau d'approches plus partielles, comme celle de l'estimation d'un système d'équations de commerce extérieur, plusieurs voies peuvent néanmoins être suivies.

Une première possibilité consiste à prendre en compte l'existence de la différenciation des produits. A cette fin, le modèle de concurrence monopolistique décrit plus haut peut être généralisé pour admettre la possibilité de l'existence d'écarts de prix entre les variétés offertes par les producteurs nationaux et étrangers. La part de marché relative des deux producteurs sur un marché donné sera égale à :

$$(28) \quad V = \frac{\sum_{i=1}^{n_N} p_{N_i} \cdot q_{N_i}}{\sum_{i=1}^{n_E} p_{E_i} \cdot q_{E_i}}$$

et on aura la fonction de part de marché :

$$(29) \quad V = \left(\frac{n_N}{n_E} \right) \cdot \left(\frac{p_N}{p_E} \right)^{(1-\sigma)}$$

où p_N et p_E sont respectivement les prix des variétés nationales et étrangères. L'expression ci-dessus suggère que le nombre de firmes ou de produits doit intervenir de façon conjointe avec les prix dans détermination du partage du

marché. La différenciation horizontale des produits donne ainsi une alternative, autre que la compétitivité-prix pure, pour expliquer des gains de part de marché.

Ce modèle est valable dans le cas où les produits nationaux et étrangers sont perçus de manière équivalente du côté de la demande. S'il faut tenir compte de la possibilité d'une différenciation globale entre les deux producteurs agrégés, le système de demande à deux niveaux proposé dans Bismut et Oliveira Martins (1987) peut être utilisé. Cette généralisation *a posteriori* assez directe du système d'Armington conduit à des parts de marché relatives de la forme

$$(30) \quad V = \left(\frac{n_N^{\beta_N}}{n_E^{\beta_E}} \right) \cdot \left(\frac{p_N}{p_E} \right)^{(1-\sigma)}$$

avec $\beta_N = (1 - \sigma) / (1 - \sigma_N)$ et $\beta_E = (1 - \sigma) / (1 - \sigma_E)$

où σ , σ_N et σ_E sont respectivement les élasticités de substitution entre et à l'intérieur de chaque panier de biens différenciés. Les coefficients β_N et β_E peuvent s'interpréter comme des "élasticités-produit" et ils mesurent l'effet du nombre de produits sur le partage du marché. Cet effet peut être plus ou moins grand selon la substituabilité entre produits, pouvant même être négatif lorsque de manière globale les produits nationaux et étrangers sont perçus comme étant très peu substituables (cas où σ est inférieur à un).

Comme souvent dans les modèles de concurrence imparfaite, le problème de l'information statistique sur les nouvelles variables à intégrer dans l'équation de part de marché se pose de manière particulièrement aiguë. En effet, il existe très peu d'information disponible en série temporelle sur le nombre de firmes ou, de façon plus cohérente avec l'hypothèse de symétrie sous-jacente, sur le nombre de firmes de taille représentative dans une industrie⁽³⁹⁾. Faute de cette information, on peut suggérer des *proxies* cohérentes avec l'hypothèse de concurrence monopolistique. Le volume de l'output potentiel pourrait être un candidat pour représenter le nombre de firmes ou de produits dans une industrie. L'idée simple qui peut justifier cette approximation est que la croissance favorise l'exploitation des rendements d'échelle et l'entrée rentable de nouvelles entreprises apportant de nouveaux produits sur le marché. Des études utilisant des indices de production industrielle ont effectivement montré que leur adjonction peut intervenir très significativement dans l'estimation des équations⁽⁴⁰⁾. Cette variable possède, en revanche, l'inconvénient d'être très générale et donc peu discriminante par rapport à l'effet qu'elle est censée représenter. Mais à l'inverse, on pourrait dire aussi que la différenciation de produits pourrait donner un fondement théorique à certaines pratiques empiriques très courantes qui consistent à introduire des tendances temporelles ou des variables de dimension pour améliorer l'estimation des équations du commerce extérieur (voir par exemple Geracci et Prewo (1982))⁽⁴¹⁾. Dans l'avenir, c'est l'effort de collecte d'informations qui semble très important pour améliorer de façon décisive la testabilité de ces modèles.

Un des aspects de politique économique qui se dégage ces approches et qui peut être étayé par l'estimation des flux de commerce est celui de la définition macro-économique de la compétitivité d'une nation⁽⁴²⁾. Comme on l'a vu plus haut, le message dégagé traditionnellement par les effets-prix du commerce extérieur était celui d'un optimisme exagéré mis en défaut par les valeurs désespérément faibles des élasticités-prix estimées, ou alors celui du rôle décisif du taux de change en tant que moyen pour rétablir la compétitivité extérieure. Par rapport à ces conclusions, on peut dire d'une part que les modèles que l'on vient de voir expliquent comment des structures de marché monopolistiques peuvent engendrer des effets-prix beaucoup plus faibles que le modèle traditionnel ; d'autre part, le taux de change n'est pas le seul moyen d'améliorer la compétitivité extérieure. La différenciation de produits peut être une source importante de compétitivité globale d'un pays. Ce mécanisme peut être utilisé pour prévoir une conséquence négative, parfois négligée, des politiques déflationnistes. En effet, elles peuvent être à l'origine d'un effet de dégradation du solde extérieur occasionné par le ralentissement de l'activité économique. Cet effet peut jouer de façon particulièrement forte lorsqu'il y a un décalage de croissance important par rapport aux pays dont les entreprises concurrencent directement les producteurs nationaux. Normalement, on aurait plutôt attendu un effet contraire à celui-ci.

Par ailleurs, le rôle des structures des marchés dans l'analyse de l'impact des mouvements du taux de change a été aussi l'objet d'un développement intéressant dans les modèles d'hystérèse. Ces modèles reposent sur l'idée que d'amples mouvements du taux de change peuvent produire des chocs durables sur les flux de commerce. Par exemple, la structure du marché peut se déformer à suite à l'entrée massive de produits étrangers sur le marché national, favorisée par un taux de change avantageux. D'autres modèles font intervenir la stratégie et le comportement de monopole des producteurs dans la répercussion des chocs du taux de change (*pass-through*) sur leurs prix relatifs sur un marché donné. Cette littérature, en grande partie provoquée par le débat autour de l'ajustement de la balance commerciale américaine, s'inspire directement des modèles de commerce international en situation de concurrence imparfaite. Nous ne développerons pas davantage cet aspect, une revue de littérature sur les modèles d'hystérèse et de *pass-through* étant proposée dans l'article de Ducos et Lecoite dans ce même numéro d'Economie et Prévision.

La discussion sur les effets-prix amène aussi naturellement à considérer le rôle des structures des préférences dans les élasticités-prix. Une généralisation de la forme usuelle du modèle d'Armington, qui semble maintenant assez importante, consiste à ne pas séparer la concurrence vis-à-vis des producteurs nationaux du partage des importations entre producteurs étrangers. Cette hypothèse de séparabilité, très utilisée en pratique et parfois nécessaire en raison du manque d'information statistique, a été vivement critiquée par Winters (1984), qui suggère l'utilisation de formes flexibles n'imposant pas de restrictions *a priori* sur les préférences. Les applications normatives de la théorie de la demande peuvent être effectivement assez sensibles à la structure des préférences⁽⁴³⁾. Par exemple, Muet et Gubian

(1989) mettent en évidence que la valeur des élasticités-prix bilatérales peut dépendre fortement de la définition des flux d'importation en part de marché sur le total des importations ou sur le total de la demande intérieure, c'est-à-dire y compris les produits nationaux destinés au marché domestique.

Croissance, création de nouveaux produits et élasticités-revenu

Le modèle de concurrence monopolistique avec un large nombre de firmes se prête à un développement intéressant sur les effets-revenu. Krugman (1989) considère les flux d'importation et d'exportation entre deux pays ayant des structures monopolistiques identiques. Comme on l'a vu plus haut, ces flux vont dépendre d'une part du nombre de produits offerts par les firmes nationales relativement aux firmes étrangères, et d'autre part du revenu national, lui-même fonction de la taille du pays. Si l'on désigne respectivement par Y et Y^* les revenus réels national et étranger, on aura pour le volume des importations :

$$(31) \quad M = \frac{n^*}{n + n^*} \cdot Y$$

et pour le volume des exportations :

$$(32) \quad X = \frac{n^*}{n + n^*} \cdot Y^*$$

Le taux de variation des volumes du commerce va évidemment dépendre du taux de croissance de l'économie, et ce dernier induit aussi la variation du nombre de firmes. La contrainte de l'équilibre du solde extérieur étant vérifiée, les deux flux varient au même rythme :

$$(33) \quad \frac{dM}{M} = g \cdot \left(\frac{Y^*}{Y + Y^*} \right) + g^* \cdot \left(\frac{Y}{Y + Y^*} \right) = \frac{dX}{X}$$

où g et g^* désignent respectivement les taux de croissance de Y et Y^* . On peut maintenant calculer les élasticités-revenu à l'importation ($dM/M/g$) et à l'exportation ($dX/X/g^*$) respectivement :

$$(34) \quad \varepsilon_{my} = \left(\frac{Y^*}{Y + Y^*} \right) + \frac{g^*}{g} \cdot \left(\frac{Y}{Y + Y^*} \right)$$

et

$$(35) \quad \varepsilon_{xy^*} = \left(\frac{Y}{Y + Y^*} \right) + \frac{g}{g^*} \cdot \left(\frac{Y^*}{Y + Y^*} \right)$$

A partir de ces deux expressions on peut calculer le ratio des élasticité-revenu, et on obtient alors la relation, assez surprenante à première vue :

$$(36) \quad \frac{\varepsilon_{xy^*}}{\varepsilon_{my}} = \frac{g}{g^*}$$

Elle correspond exactement à la "règle de Prebisch" dont il est question dans la première partie. Ce modèle très simple permet donc de mettre en évidence un mécanisme autonome d'ajustement des flux de commerce au différentiel de croissance. La contrainte extérieure est contournée sans nécessiter aucun ajustement du taux de change (puisque l'on raisonne sur des pays ayant les mêmes conditions de production et de préférences, les prix sont identiques). L'idée, assez classique, qui apparaît ici est celle de la croissance qui génère ses propres débouchés par un mécanisme de création de nouveaux produits. Cela assure que les débouchés nationaux et étrangers pour les produits nationaux croissent au même rythme que la production. Cette conclusion, assez optimiste, s'oppose donc au message fourni par les élasticités-revenu dans le modèle traditionnel. Elle peut apporter des éléments d'explication sur le fait que les pays spécialisés dans les biens manufacturés et en croissance rapide présentent souvent des élasticités-revenu apparentes assez élevées à l'exportation tout en maîtrisant le taux de pénétration sur leur marché intérieur (on pense bien sûr au cas du Japon).

La politique économique suggérée par ce modèle pourrait être affinée par des hypothèses plus flexibles, mais le résultat central semble assez robuste. Comparé à celui des effets de compétitivité par la différenciation des produits, ce message est d'ailleurs pratiquement le même. Ceci n'est pas étonnant, car les fonctions de partage du marché (29) et (30) ne peuvent être considérées, comme dans le modèle d'Armington, à élasticité-revenu unitaire, le nombre de firmes étant dépendant lui-même de la taille du marché.

Conclusion

Cette revue de littérature, non exhaustive, visait à mettre en avant quelques aspects des nouvelles théories du commerce international qui débouchent sur des applications concrètes dans le domaine de l'estimation des équations du commerce extérieur. Nous souhaitons qu'elle soit utile aux personnes intéressées par ce sujet, qui voudraient en même temps posséder quelques repères dans les développements théoriques récents. Nous avons particulièrement cherché à citer des références parmi les travaux de synthèse plus facilement utilisables dans l'activité d'études ou de recherche appliquée. L'auteur serait assez réjoui s'il atteignait au moins en partie cet objectif.

Bibliographie

- Abd-el-Rahman K. (1991). "Firms Competitive and National Comparative Advantages as Joint Determinants of Trade Composition", à paraître dans *Weltwirtschaftliches Archiv*.
- Artus J.R., Rhomberg R.R. (1973). "A Multilateral Exchange Rate Model", *IMF Staff Papers*, n°20, pp.591-611.
- Artus J.R., McGuirk A.K. (1981). "A Revised Version of the Multilateral Exchange Rate Model", *IMF Staff Papers*, n°28, pp.275-309.
- Artus P. (1981). "Un peu d'économétrie sur les importations", *Memorandum Océd*, 1981.
- Armington P. (1969). "A Theory of Demand for Products Distinguished by Place of Production", *IMF Staff Papers*, mai, vol.XVI, n°1.
- Baldwin R.A. (1988). "On Taking the Calibration out of Calibration Studies", *Mimeo*, NBER/CEPR Workshop of Empirical Studies of Strategic Trade Policy, University of Sussex, juillet.
- Barker T. (1977). "International Trade and Economic Growth : an Alternative to the Neo-Classical Approach", *Cambridge Journal of Economics*, vol.1, pp.153-172.
- Behrman J.R., Deolalikar A. (1989). "Is Variety the Spice of Live ? Implications for Calorie Intake", vol.71, pp.666-672.
- Bergstrand, J.H. (1989). "The Generalized Gravity Equation, Monopolistic Competition, and the Factor Proportions Theory in International Trade", *Review of Economics and Statistics*, février.
- Bismut C., Oliveira Martins J. (1986). "Le rôle des prix dans la compétition internationale entre l'Europe, les Etats-Unis et le Japon", dans *Industrie mondiale : la compétitivité à tout prix*, sous la direction de Michel Fouquin, Economica, Paris.
- Bismut C., Oliveira Martins J. (1987). "Compétitivité-prix, parts de marché et différenciation des produits", dans *Commerce international en concurrence imparfaite*, eds. D. Laussel et C. Montet, Economica, Paris.
- Branson W. (1972). "The Trade Effects of the 1971 Currency Realignments", *Brookings Papers on Economic Activity* n°1, pp.15-58.
- Chiappori P.-A. (1990). "La théorie du consommateur est-elle réfutable ?", *Revue Economique*, n°6, pp.1001-1026.
- Chipman J.S. (1965). "A Survey of the Theory of International Trade : part 2, The Neo-Classical Theory", *Econometrica*, vol.33 (4), pp.685-760.
- Dixit A., Stiglitz J.E. (1977). "Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity", *American Economic Review*, n°67, juin, pp.297-308.
- Dixit A., Norman V. (1980). *Theory of International Trade*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Ducos P., Lecoite F. (1990). "Effets d'hystérésis sur le commerce extérieur américain", *Economie et Prévision*, n°94/95.
- Eaton B.C., Lipsey R.G. (1989). "Product Differentiation", in *Handbook of Industrial Organisation*, eds. R. Schmalense et R. Willig, North-Holland.
- Encaoua D. (1990). "Différenciation des produits et structure des marchés : un tour d'horizon", *Annales d'Economie et de Statistique*, n°15/16, pp.51-83.
- Ethier W.J. (1987). "The Theory of International Trade", in *International Economics*, ed. L.H. Officer, Kluwer, Boston.
- Gabszewicz J.J., Shaked A., Sutton J., Thisse J.-F. (1981). "International Trade with Differentiated Products", *International Economic Review*, vol.22, 3, pp.527-532.
- Gagey F., Vincent J.Ph. (1990). "Compétitivité des produits français : une approche par la qualité", *Observations et Diagnostics Economiques*, n° 32, juillet.
- Geracci V.J., Prewo W. (1982). "An Empirical Demand and Supply Model of Multilateral Trade", *The Review of Economics and Statistics*, août.
- Grossman G., Helpman E. (1990a). "Trade, Innovation, and Growth", *American Economic Review*, vol.80, mai, pp.86-91.
- Grossman G., Helpman E. (1990b). "Comparative Advantage and Long-Run Growth", *American Economic Review*, vol.80, septembre, pp.796-815.
- Grubel H.G., Lloyd P.J. (1975). *Intra-Industry Trade*, Macmillan, Londres.
- Gubian A., Muet P.-A. (1989). "Dégradation des échanges industriels et compétitivité-prix", *Observations et Diagnostics Economiques, Revue de l'OFCE.*, n°27, avril.
- Goldstein M., Khan M. (1985). "Income and Prices Effects in Foreign Trade", in *Handbook of International Economics*, eds. R.J. Jones et P. Kenen, North-Holland.
- Guellec D., Ralle P. (1989). "Croître plus sans augmenter le déficit commercial?", *Economie et Statistique*, n°217, janvier-février.
- Harris R., Cox D. (1984). *Trade, Industrial Policy, and Canadian Manufacturing*, University of Toronto Press, Toronto.
- Helpman E. (1981). "International Trade in Presence of Product Differentiation, Economies of Scale, and Monopolistic Competition : A Chamberlinian-Heckscher-Ohlin Approach", *Journal of International Economics*, n°11, pp.305-340.
- Helpman E. (1990). "Monopolistic Competition in Trade Theory", *Special Papers in International Finance Princeton University*, n°16, juin.
- Helpman E., Krugman P. (1985). *Market Structure and Foreign Trade*, MIT Press, Cambridge.
- Helpman E., Krugman P. (1989). *Trade Policy and Market Structure*, MIT Press, Cambridge.
- Horiba Y. (1979). "Testing the Demand Side of Comparative Advantage Models", *American Economic Review*, septembre, pp.650-661.
- Italianer A. (1986). *Theory and Practice of International Trade Linkage Models*, Martinus Nijhoff Publishers, Dordrecht.
- Isard P. (1977). "How Far Can we Push the Law of One Price", *American Economic Review*, décembre, pp.942-948.

- Kremp E. (1984).** "L'interconnexion dans les modèles multinationaux : une analyse des interdépendances de cinq grandes économies", *Document de travail du Cépii*, n°84-09, juin.
- Krugman P. (1979).** "Increasing Returns, Monopolistic Competition, and International Trade", *Journal of International Economics*, novembre, pp.469-479.
- Krugman P. (1981).** "Intra-Industry Specialisation and the Gains from Trade", *Journal of Political Economy*, n°89, pp.959-959.
- Krugman P. (1989).** "Industrial Organisation and International Trade", in *Handbook of Industrial Organisation*, eds. R. Schmalense et R. Willig, North-Holland.
- Krugman P. (1989).** "Differences in Income Elasticities and Trends in Real Exchange Rates", *European Economic Review*, vol.33, pp.1031-1054.
- Krugman P. (1990).** *Rethinking International Trade*, MIT Press, Cambridge.
- Lafay G. (1987).** "Avantage comparatif et compétitivité", *Economie Prospective Internationale*, n°29, 1er trimestre.
- Lancaster K. (1961).** "A New Approach to Consumer Theory", *Journal of Political Economy*, n°74, pp.132-157.
- Lancaster K. (1980).** "Intra-Industry Trade under Perfect Monopolistic Competition", *Journal of International Economics* n°10, pp.151-175.
- Lassudrie-Duchêne B. (1971).** "La demande de différence et l'échange international", *Cahiers de l'ISEA, Economie et Sociétés*, juin.
- Laussel D., Montet C. (1989).** "Théorie du commerce international en concurrence imparfaite : développements récents et perspectives", dans *Commerce international en concurrence imparfaite*, ed. idem, Economica, Paris.
- Leamer E. (1984).** *Sources of International Comparative Advantage*, MIT Press, Cambridge, MA.
- Magee S.P. (1975).** "Prices, Income and Foreign Trade : a Survey of Recent Studies", in P. B. Kenen, ed., *International Trade and Finance*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Malinvaud E. (1981).** *Méthodes statistiques de l'économétrie*, 3ème édition, Dunod, Paris.
- Markusen J.R., Melvin J.R. (1988).** *Theory of International Trade*, Harper and Row, New York.
- Norman V. (1989).** "Trade Policy Under Imperfect Competition : Theoretical Ambiguities - Empirical Regularities", *European Economic Review*, n°33, pp. 473-479.
- Norman V. (1990).** "Assessing Trade and Welfare Effects of Trade Liberalization : A Comparison of Alternatives Approach to CGE Modelling with Imperfect Competition", *European Economic Review*, n°34, p.725-751.
- Oliveira Martins J. (1987).** "Les fondements théoriques des politiques commerciales", *Economie Prospective Internationale*, n°31, 3ème trimestre.
- Oliveira Martins J. (1989).** "Fonctions d'importation et concurrence imparfaite", *Economie Prospective Internationale*, n°40, 4ème trimestre.
- Oliveira Martins J. (1990).** "Comportement à l'exportation avec différenciation des produits", *Revue d'Economie Politique*, mai-juin.
- Orcutt G. (1950).** "Measurement of Price Elasticities in International Trade", *Review of Economics and Statistics*, n°32, mai.
- Prebisch R. (1950).** "The Economic Development of Latin America and its Principal Problems", ECLA, ONU, New-York.
- Richardson J.D. (1988).** "Empirical Research on Trade Liberalisation with Imperfect Competition : A Survey", *OECD-ESD Working Papers* n°58, novembre.
- Shaked A., Sutton J. (1984).** "Natural Oligopolies and International Trade" dans *Monopolistic Competition and International Trade*, ed. H. Kierzkowski, Clarendon Press, Oxford.
- Simon J.L. (1982).** "Linguistic Confusion in Economics : Utility, Causality, Product Differentiation, and Supply of Natural Resources", *Kyklosol.*35, pp.673-701.
- Siroën J.M. (1988).** "La théorie du commerce international en concurrence monopolistique", *Revue Economique*, mai, pp.511-544.
- Smith A., Venables A. (1987).** "Politique commerciale en situation de concurrence imparfaite : exercices de simulation", dans *Commerce international en concurrence imparfaite*, eds. D. Laussel et C. Montet, Economica, Paris.
- Stern R.M., Francis J., Schumacher B. (1976).** *Price Elasticities in International Trade - An Annotated Bibliography*, Macmillan, Londres.
- Thirwall A.P., Hussain M.N. (1979).** "The Balance of Payments Constraint, Capital Flows and Growth Rate Differences Between Developing Countries", *Oxford Economic Papers*, mai, pp.498-510.
- Thursby M.C., Johnson P.R., Grennes T.J. (1986).** "The Law of One Price and the Modelling of Disaggregated Flows", *Economic Modelling*, octobre, pp.293-302.
- Winters L.A. (1984).** "Separability and the Specification of Foreign Trade Functions", *Journal of International Economics*, n°17, pp.239-263.

Notes

(1) Ce terme trouve son origine dans l'article de Orcutt (1950), qui dressait une liste des biais possibles à la baisse des élasticités-prix du commerce extérieur. Par extension, le terme d'*Orcuttisation* a ainsi désigné le processus qui visait à rechercher et donc à sélectionner les valeurs les plus élevées possibles des élasticités estimées.

(2) La question de l'agrégation (c'est-à-dire, doit-on estimer les élasticités à un niveau désagrégé pour déduire l'élasticité agrégée ou l'estimer directement) y est développée de façon particulièrement approfondie.

(3) Il faut se rappeler que l'ouvrage très important de Grubel et Lloyd (1975) sur la mesure et les déterminants du commerce intra-branche était publié au même moment.

(4) L'approche keynésienne suppose en outre la rigidité des prix à court terme (élasticité de l'offre par rapport aux prix infinie).

(5) Néanmoins, certains travaux empiriques, cf. Thursby, Johnson et Grennes (1986), vont même jusqu'à mettre en doute la validité de ce modèle dans le cas de produits *a priori* assez homogènes, comme le blé ou certaines matières premières.

(6) Dans le sens indiqué, c'est-à-dire par l'abondance relative des facteurs de production.

(7) C'est à partir de cette hypothèse que deux résultats importants pour la dérivation du modèle H-O peuvent être obtenus : i) d'une part, il est possible de construire une fonction d'utilité collective pour un pays donné à partir des préférences individuelles (voir Chipman (1965), pp.689-698), ii) d'autre part chaque pays consomme la même proportion de la production mondiale de chaque produit, égale à sa part dans le revenu mondial (voir par exemple, Leamer (1984), p. 1-9). Pour une discussion et pour le test des hypothèses de demande dans les modèles d'avantage comparatif, on pourra se référer à Horiba (1979).

(8) Les flux de commerce sont par conséquent univoques, c'est-à-dire qu'il n'y a pas coexistence de flux d'importations et d'exportations pour un même produit. Néanmoins, l'existence de coûts d'opportunité croissants dans l'allocation des facteurs de production entre les différents produits peut empêcher que la spécialisation soit complète, le pays n'abandonnant pas totalement la production intérieure des biens importés.

(9) Le taux de change est donc déterminé par la parité de pouvoir d'achat dans sa forme absolue $E = P / P^*$.

(10) Quiconque a essayé de rassembler des données de production permettant de dériver la demande intérieure par produit peut apprécier le sens de cette litote.

(11) Notamment les équations de demande doivent satisfaire aux habituelles conditions d'homogénéité et de symétrie.

(12) Italianer (1986) présente une discussion approfondie de la théorie et des différentes techniques d'estimation de ces modèles, et propose aussi l'utilisation d'un modèle plus général qui s'affranchit de cette hypothèse assez restrictive.

(13) Laissant cette possibilité ouverte dans son article original, Armington n'a pas considéré spécifiquement les produits nationaux par rapport aux produits importés parmi les sources de la demande intérieure (voir aussi l'approche suivie par Artus, 1981). Par la suite, dans la littérature, cette simplification a été remise en cause, notamment par les travaux de Alan Winters (voir plus loin).

(14) Pour une revue de littérature assez complète sur ce sujet, en rapport avec la construction des modèles multinationaux, voir Kremp (1984).

(15) Par exemple, pour des élasticités-prix de l'offre et de la demande unitaires et un taux de pénétration de 20% de la demande intérieure, l'élasticité-prix des importations serait égale à -9. Or les estimations empiriques à un niveau désagrégé ont rarement dépassé la valeur de -5 et sont en moyenne plutôt distribuées autour de -1 (voir Stern et alii (1976), p. 25).

(16) Les rapports D_{RdM} / X et D_{RdM} / X^* , où D_{RdM} et D_{RdM}^* sont respectivement la demande et l'offre du reste du monde, seront numériquement très forts.

(17) On peut trouver une discussion assez claire de ce problème de simultanéité dans Malinvaud (1981), pp.683-686. Une des premières estimations des équations simultanées d'offre et de demande de commerce extérieur a été réalisée par Goldstein et Khan (1978).

(18) Ce qui signifie que les chocs sur les prix P_m et P_m^* (équations 7 et 10) proviennent exclusivement des mouvements autonomes du taux de change.

(19) Par exemple, pour l'équation (12) définissant la part des importations dans la demande intérieure, cette élasticité de la demande serait égale à $-\sigma(1 - T)$, où T est le taux de pénétration.

(20) Voir Thirwall et Hussain (1979) pour une étude plus générale de cette relation.

(21) Il s'agissait d'une forme log-linéaire faisant dépendre les volumes des prix relatifs et du revenu.

(22) On se souvient que l'article de Houthakker et Magee a été publié deux ans avant la rupture des accords de Bretton-Woods.

(23) Voir Magee (1975), pp. 188-190.

(24) Voir l'étude récente de Guellec et Ralle (1989).

(25) Nous faisons ici allusion à l'approche néo-classique. Par ailleurs, plusieurs travaux précurseurs avaient déjà insisté sur le rôle de la demande parmi les déterminants des flux d'échange, notamment ceux de Linder (1961). Lassudrie-Duchêne (1971) a proposé une voie originale pour comprendre le rôle de "demande de différence" et l'impact du commerce international dans l'accroissement de la variété des produits mis à la disposition des consommateurs ; ces deux aspects ont été, en effet, parmi les composants essentiels des nouvelles approches.

(26) Simon (1982) fournit une argumentation sur ce point.

(27) Cela ne veut pas dire de façon générale que les consommateurs préfèrent toujours la puissance à d'autres caractéristiques des automobiles.

(28) Cette approche est fréquemment désignée par les initiales S-D-S, du nom des travaux de Spence et de l'article de Dixit et Stiglitz (1977). A son origine, ce courant de littérature se situe dans la ligne du modèle de concurrence monopolistique proposé par Chamberlin en 1933.

(29) A ce sujet, Beharman et Deolalikar (1989) proposent une analyse (un peu surprenante) de l'effet de la variété sur les comportements

alimentaires.

(30) C'est une des conséquences importantes de l'existence des rendements d'échelle croissants, à savoir que les résultats du modèle H-O-S sur gains à l'échange peuvent même se renverser (voir par exemple, Markusen et Melvin (1988), pp.171-174).

(31) Une synthèse sur dix années de recherche effectuées sur ce sujet vient d'être faite dans Helpman (1990). En français, on peut trouver une analyse comparative des différents modèles dans Siroën (1988).

(32) Même ne s'agissant que des principaux travaux, il est difficile de donner ici une liste de références, tant il est vrai que les modèles de théorie des jeux qui ont été utilisés dans ce domaine suscitent une grande diversité de résultats. Une vue d'ensemble est présentée dans Helpman et Krugman (1989). Un exposé non technique du sujet a été réalisé dans l'ouvrage édité par Krugman (1986); pour le lecteur intéressé uniquement par les principales idées de cet ouvrage, un résumé est proposé dans Oliveira Martins (1987).

(33) Des revues de littérature assez complètes sur ces études sont proposées dans Norman (1989), Richardson (1988) et Krugman (1989).

(34) Voir par exemple l'argumentation développée dans Baldwin (1987).

(35) Une tentative d'estimation économétrique d'un modèle d'oligopole sur les flux d'importation japonais de biens manufacturés a été réalisée dans Yamakawi et Audretsch (1988). Pour la prise en compte de la différenciation verticale, voir Gagey et Vincent (1990).

(36) Si l'on étudie des effets de concurrence plus fins, dans un modèle avec adresse, la pression concurrentielle des nouvelles firmes pourrait être localisée sur certains segments du marché, et n'aurait donc pas automatiquement cet impact global (voir Archibald, Eaton et Lipsey, 1986).

(37) On retrouve ici l'indétermination déjà mentionnée plus haut. Par l'existence de rendements d'échelle croissants, chaque firme est poussée à la spécialisation dans un produit donné, mais rien ne prédispose à ce que celui-ci soit produit dans un pays plutôt que dans un autre.

(38) Sur la base de l'observation directe de flux de commerce au niveau des firmes, cette définition usuelle de la séparation des commerces intra et inter-branche a été critiquée de façon très convaincante par Abd-el-Rahman (1991).

(39) Smith et Venables (1987) proposent une méthodologie pour déterminer le nombre de firmes représentatives à partir de données sur la distribution des tailles d'entreprises. Néanmoins, ce type d'information est évidemment extrêmement difficile à collecter sur une période assez longue.

(40) Cette voie a été suivie dans Bismut et Oliveira Martins (1986), (1987) et Oliveira Martins (1989). Une comparaison entre des estimations utilisant des indices de production industrielle et une mesure plus directe du nombre de firmes a été tentée dans Oliveira Martins (1990).

(41) A ce propos on peut noter aussi qu'il est possible de donner un fondement de ce type aux modèles gravitaires (voir Bergstrand, 1989).

(42) Voir Lafay (1987) pour une clarification de cette notion en rapport avec le concept d'avantage comparatif.

(43) Ce point est discuté d'un point de vue méthodologique dans l'article récent de Chiappori (1990).

[2] "Comportement à l'exportation avec différenciation des produits: exportations de la Corée, de Taiwan et du Japon vers le marché américain"

Revue d'Économie Politique, Mai 1990 ;

version anglaise publiée dans *International Trade Modelling*, M. Dagenais et P.-A. Muet (eds.), Chapman & Hall, 1992.

Cette étude montre de façon concrète comment le modèle de demande étudié dans l'article précédent peut être appliqué à la modélisation des parts de marché de trois pays asiatiques, la Corée, Taiwan et le Japon, sur le marché américain. Ces pays fournissent un test particulièrement intéressant du modèle Armington-Dixit-Stiglitz. Pendant la période étudiée (1968-86) leurs exportations vers les U.S. ont toutes connu une forte expansion, alors que la structure de marché de leur secteur exportateur et leurs stratégies de compétitivité-prix (y compris l'utilisation du taux de change réel) et non-prix ont été assez différentes.

Le nombre de variétés offertes par chaque producteur est approximé alternativement par un indice de production (en volume) ou par le nombre de firmes actives dans l'industrie de chaque pays. Ces deux variables étant liées par une relation de proportionnalité dans le modèle de concurrence monopolistique Dixit-Stiglitz. L'effet de variété est particulièrement fort pour Taiwan où le secteur exportateur était caractérisé par un grand nombre de petites firmes en contraste avec l'industrie coréenne dominée par de grandes firmes. En outre, les élasticités de substitution estimées sont plus élevées que d'habitude, suggérant que l'introduction explicite des effets d'offre permet une meilleure estimation des effets-prix (et plus en accord avec la théorie).

Alors que le modèle de demande Armington-Dixit-Stiglitz fonctionne relativement bien pour la Corée et Taiwan, l'estimation est plus problématique pour le Japon. En effet, la constance de l'élasticité de substitution est rejetée par les données, des estimations récursives montrant que ce paramètre présente une tendance à la baisse sur la période étudiée. Ceci remet en question la constance des préférences. En outre, la valeur estimée de la élasticité de substitution est inférieure à un, ce qui contredit une hypothèse de base du modèle de concurrence monopolistique. Une explication possible de ces résultats est que les producteurs Japonais ont poursuivi une stratégie de différenciation verticale, l'augmentation de la qualité perçue de leurs produits par les consommateurs américains leur permettant d'échapper à la forte concurrence par les prix et les variétés des autres producteurs asiatiques. Il faut donc rechercher un modèle plus général (cf. [3]).

comportement à l'exportation avec différenciation des produits

exportations de la Corée, de Taiwan
et du Japon
vers le marché américain

Joaquim OLIVEIRA MARTINS

C.E.P.I.I.

9, rue Georges Pitard, 75015 Paris

Résumé. — Ce papier est une analyse des flux d'exportations de la Corée, de Taiwan et du Japon vers le marché américain. Le modèle théorique est fondé sur une équation de part de marché où des effets de différenciation de produits ont été introduits de façon cohérente avec une fonction d'utilité de type C.E.S. Ce modèle permet d'analyser les déterminants prix et non-prix de la compétitivité d'un producteur donné sur un marché. Les estimations concernent le total des produits manufacturés. Deux formes des équations de partage du marché ont été utilisées qui font ou non intervenir les producteurs américains ; le choix entre les deux a été fait en liaison avec un test de séparabilité. Un test de changement structurel a été aussi réalisé qui met en évidence la différenciation accrue des produits japonais exportés sur le marché américain. Pour la Corée et Taiwan, en particulier, on a essayé d'apprécier l'impact de leurs structures industrielles sur le comportement à l'exportation.

Je remercie M. AGLIETTA, C. BISMUT, M. FOUQUIN, G. LAFAY, F. SACHWALD et L. A. WINTERS pour leurs critiques. Cet article a aussi bénéficié des commentaires des participants aux conférences de l'E.A.R.I.E. 1989, Budapest et A.E.A. 1989, Montréal où il a été présenté. Je remercie aussi l'éditeur, et un référé anonyme pour les suggestions qui m'ont permis d'améliorer la première version de cette étude. Je reste, bien évidemment, responsable des erreurs qui peuvent encore subsister.

**Commerce international - Différenciation des produits -
Modélisation des échanges
International Trade - Product Differentiation - Trade Modelling**

Rev. écon. pol. 100 (3) mai-juin 1990

Export Behaviour with Differentiated Products

Exports of Korea, Taiwan and Japan, to the U.S. Domestic Market.

Summary. — This paper estimates a model of market share determination with differentiated goods for the manufactured exports of Korea, Taiwan and Japan to the U.S. domestic market over the period 1967-1986. The determinants of market shares are usually classified in two groups: price effects and non-price effects. This paper tries to deal with the two aspects of the competitiveness analysis within a coherent framework. The model (Bismut and Oliveira Martins [1987]) takes into account the price and non-price determinants of market shares, the latter related to product differentiation strategies. Product differentiation is defined over two dimensions: i) one dimension associated with the level of global imperfect substitutability between aggregate producers (in our case the Armingtonian assumption of national product differentiation); ii) another dimension, related to the number of varieties offered by an aggregate producer, usually named horizontal product differentiation. One of the results used in this paper concerns the role of horizontal product differentiation as an alternative to a price competitiveness strategy when the overall substitutability is high enough. Conversely, reducing the substitutability (i.e. creating global differentiation) ensures protection against aggressive price strategies but also has an adverse effect on the benefits of increasing product range.

As no direct measures of the number of products offered by each producer are available, two proxies are introduced. The first one is the volume of the output; the second proxy is the number of operating firms in the industry of a given national producer.

The econometric estimates give contrasted results for each country. Notably, in the cases of Korea and Taiwan the role of price-competitiveness is quite different. In spite of a comparable performance and high overall substitutability vis-à-vis competing products in the American market, relative prices were much more stable for Taiwan than for Korea. Therefore, if the price competitiveness strategy seems decisive to understand the Korean performance, the role of horizontal product differentiation may be an explanation in the case of Taiwan. This conclusion is in accordance with the market structure characteristics of both countries: high concentration and large scale product lines in Korea whereas the exporting sector in Taiwan is composed mainly by small firms producing a great number of varieties of standardized products. For Japan, a test of structural change and recursive estimates of the overall elasticity of substitution suggest a significative modification in the differentiation of Japanese products over the past years.

The traditional assumption according to which national demand is separable over foreign and domestic suppliers is tested using the Winters [1984] approach. The separability is rejected for Japan and Taiwan and not rejected for Korea. It follows that the model is estimated in the usual import allocation form and in an alternative form where the domestic (American) producers are also taken into account.

Introduction

La modélisation des flux du commerce extérieur fait l'objet d'une vaste littérature à la fois théorique et empirique dont les applications couvrent l'ensemble du champ géographique et sectoriel. Cependant, parmi les déterminants de la compétitivité extérieure, si les aspects concernant les prix sont assez bien connus, il reste d'autres aspects dont la modélisation s'avère beaucoup plus difficile. Ces déterminants sont généralement appelés compétitivité hors-prix et souvent ils apparaissent comme un résidu non-expliqué ou assimilés à des effets plus habituels tels qu'une divergence entre élasticités-revenu pour les produits offerts par les différents producteurs sur un marché donné. Le

problème qui se pose est celui, d'une part, de pouvoir intégrer ces effets de façon cohérente à un modèle de demande, et d'autre part, de disposer d'un modèle adéquat du comportement des producteurs. Sur ce dernier point, la théorie du commerce international dispose maintenant d'un certain nombre d'approches qui intègrent des déterminants liés aux stratégies des producteurs et à la structure des marchés dans l'explication des flux de commerce (1).

Le modèle de demande qui sera utilisé dans cette étude a été développé dans Bismut et Oliveira Martins [1987]. Il s'agit d'une équation de partage de marché du type Armington [1969] qui a été généralisée de façon à pouvoir intégrer, outre les prix relatifs, le degré de différenciation horizontale des producteurs. Par la correspondance, presque tautologique, entre la structure des préférences et la possibilité de différenciation des produits, il est ainsi possible de donner un contenu positif à la notion de compétitivité hors-prix. Elle serait le résultat des stratégies adéquates de différenciation des produits qui permettent à un producteur donné de réaliser des gains de part de marché.

L'estimation des équations de commerce extérieur se heurte souvent à des problèmes de mise en œuvre empirique qui sont à l'origine de certaines hypothèses simplificatrices. Notamment, la possibilité de séparer la détermination des flux d'importation d'une origine donnée de la concurrence vis-à-vis des producteurs nationaux sur le marché national est une hypothèse largement utilisée (2). Des travaux récents de Winters [1984] sur la séparabilité des fonctions d'importation, ont cependant montré que cette hypothèse est difficilement acceptable *a priori*. Dans le cadre de cette étude il a paru intéressant de tenir compte de l'ensemble des concurrents sur le marché. Plus précisément, deux types d'équations seront testées faisant intervenir de façon différente les producteurs nationaux (dans notre cas, les producteurs américains) dans la définition de la part de marché des importations en provenance d'une origine donnée.

Enfin, le rôle de la différenciation des produits dans le comportement à l'exportation, sera mis en rapport avec la structure des marchés nationaux qui caractérisent chaque producteur. Dans notre cas, la Corée et Taiwan fourniront un exemple illustratif de deux pays où la concentration industrielle et les stratégies de production ont été assez différentes. En Corée, il s'agit d'une industrie relativement concentrée et les stratégies de recherche de rendements d'échelle se sont déployées sur une gamme assez réduite de produits. A Taiwan, en revanche, les unités de production sont plutôt de petite taille et les rendements d'échelle sont liés au grand nombre de variétés peu différenciées d'un même produit offertes sur le marché.

(1) V. la synthèse de HELPMAN et KRUGMAN (1985) sur les principaux travaux dans ce domaine; ABD-EL-RAHMAN (1986) propose une discussion sur les éléments joints de différence et similitude dans l'explication du commerce international; sur le lien avec l'approche par les élasticités-revenu voir KRUGMAN (1989).

(2) V. GOLDSTEIN et KHAN (1985), p. 1047.

Le texte s'articule autour de deux parties. La première introduit le modèle et la forme à estimer, la seconde propose le test empirique de ce modèle pour les exportations de la Corée, de Taiwan et du Japon vers le marché intérieur américain.

I

Le modèle

1. La demande de biens différenciés

Le modèle de demande que nous allons utiliser est une généralisation du modèle d'Armington [1969], dont l'hypothèse principale était de supposer que pour chaque catégorie de biens, les produits en provenance de différentes origines sont des substituts imparfaits. Bien que assez intuitive, cette hypothèse ne correspondait pas au cadre central de la théorie du commerce international car elle s'opposait à l'hypothèse d'homogénéité des produits du modèle d'Heckscher-Ohlin-Samuelson. Ainsi, il a fallu attendre que des situations de concurrence imparfaite soient intégrées dans le cadre d'équilibre général de la théorie du commerce international pour que le modèle d'Armington puisse être réinterprété de façon cohérente avec la théorie.

Dans cette voie, l'introduction des modèles de type concurrence monopolistique dans la théorie des échanges internationaux (cf. Helpman et Krugman [1985], chapitre 6) suggère une justification assez naturelle de l'hypothèse d'Armington, fondée sur le fait que chaque producteur national agrégé est considéré comme offrant un panier de biens différenciés au lieu d'une quantité homogène d'un produit donné. Ce point a été développé dans Bismut et Oliveira Martins [1987] à partir d'une fonction d'utilité à deux niveaux de substituabilité entre les produits. Le premier niveau représente la différenciation nationale ou d'une façon générale les stratégies globales de différenciation des producteurs. Le deuxième niveau prend en compte le fait que chaque producteur agrégé offre un panier de biens différenciés. Plus précisément, si on suppose que deux producteurs agrégés A et B, se partagent un marché donné, on définit la fonction d'utilité C.E.S. à deux niveaux (3) :

$$U = [a \cdot u_a^\theta + b \cdot u_b^\theta]^{1/\theta}$$

avec

$$u_a = \left[\sum_{l=1}^{n_a} x_{a_l}^{\theta_a} \right]^{1/\theta_a} \quad \text{et} \quad u_b = \left[\sum_{l=1}^{n_b} x_{b_l}^{\theta_b} \right]^{1/\theta_b} \quad (1)$$

(3) La fonction C.E.S. à deux niveaux a été traitée analytiquement dans SATO (1967). Pour la dérivation des résultats dans notre cas particulier voir BISMUT et OLIVEIRA MARTINS (1987).

Avec les hypothèses sur les paramètres caractérisant les préférences :

$$a, b > 0; \theta < 1; 0 < \theta_a < 1, 0 < \theta_b < 1. \quad (2)$$

Les x_{a_i} et les x_{b_i} sont les variétés de chaque produit différencié offertes par les producteurs agrégés A et B distingués par leur origine. Suivant Dixit et Stiglitz [1977], le nombre potentiel de variétés n_a et n_b est très élevé et on suppose que seulement m_a et m_b sont disponibles sur le marché; en outre, l'hypothèse de symétrie au niveau des conditions de production conduit à la propriété, essentielle dans ce type de modèles, que chaque variété possède le même prix à l'intérieur de chaque agrégat, respectivement p_a et p_b . Sous ces conditions et sous la contrainte d'un revenu donné, le maximum de U est atteint lorsque le partage du marché V (*i.e.* le ratio entre les parts de marché de chaque producteur) est tel que :

$$V = \frac{\sum_{i=1}^{m_a} p_{a_i} x_{a_i}}{\sum_{i=1}^{m_b} p_{b_i} x_{b_i}} = \left[\frac{b}{a} \right]^{-\sigma} \cdot \frac{m_a^{\beta_a}}{m_b^{\beta_b}} \cdot \left[\frac{p_a}{p_b} \right]^{(1-\sigma)} \quad (3)$$

avec

$$\sigma = \frac{1}{1-\theta}, \quad \sigma_a = \frac{1}{1-\theta_a}, \quad \sigma_b = \frac{1}{1-\theta_b}$$

et

$$\beta_a = (1-\sigma)/(1-\sigma_a), \quad \beta_b = (1-\sigma)/(1-\sigma_b)$$

σ , σ_a et σ_b sont respectivement l'élasticité de substitution inter-produits agrégés et les élasticités de substitution intra-variétés. On remarque que lors que $\sigma = \sigma_a = \sigma_b$ (*i.e.*, il n'y a pas de différenciation nationale) et on considère une parfaite similarité entre les deux producteurs agrégés A et B ($p_a = p_b$), on retrouve le modèle de Helpman-Krugman où le ratio V serait égal à une constante près à m_a/m_b .

L'équation [3] permet d'analyser les effets du prix relatif $\Pi = (p_a/p_b)$ et du degré de différenciation horizontale de chaque producteur, respectivement m_a et m_b , sur le déplacement du partage du marché. Le signe de ces deux effets dépend du paramètre σ , avec la valeur critique de 1. Plus la substituabilité sera forte entre producteurs agrégés, plus l'effet de la compétitivité-prix et de l'élargissement de la gamme de produits offerts sera fort. L'intensité de l'effet de différenciation horizontale dépend aussi des élasticités intra-variétés σ_a et σ_b ; plus forts seront ces paramètres, moins cette stratégie sera efficace en termes de gain de part de marché. Les cas où $\sigma < 1$, correspondent à des situations de monopole relatif des deux producteurs; la contrainte de compétitivité-prix est alors inexistante et les stratégies de différenciation ont un effet pervers, car l'augmentation du nombre de variétés d'un producteur par rapport à un autre induit des pertes de part de marché. Dans ce cas,

l'élargissement de la consommation à des nouvelles variétés ne compense pas la diminution de la consommation de chaque variété et globalement il y a un report sur les produits offerts par l'autre producteur.

Dans le cadre que l'on vient de décrire si on veut éviter que l'incitation à créer de nouvelles variétés n'augmente de façon croissante, on peut imposer une condition supplémentaire sur les élasticités de substitution. Pour cela, lorsque $\sigma > 1$, l'accroissement du nombre de variétés d'un producteur agrégé, A par exemple, augmente la part de marché globale de ce producteur mais doit réduire la part de marché individuelle de chaque variété. Cette condition s'exprime simplement dans notre cas en posant que l'élasticité du partage du marché par rapport à m_a doit être inférieur à 1, *i.e.* :

$$\frac{d \text{Log } V}{d \text{Log } m_a} = \beta_a = \frac{1 - \sigma}{1 - \sigma_a} < 1 \quad (4)$$

et symétriquement pour les variétés de B. La condition [4] peut sembler assez naturelle car il s'agit d'imposer que la substituabilité entre les variétés d'un même producteur agrégé soit plus forte que la substituabilité au niveau global entre les deux producteurs. Cependant, cette condition peut poser problème à des niveaux d'agrégation assez élevés. Les cas où σ serait plus fort que σ_a ou σ_b pourraient expliquer des situations où une certaine instabilité du partage du marché serait associée à la prolifération de nouvelles variétés (4).

2. Le passage à la spécification empirique

Le passage du modèle de demande [3] à une forme testable empiriquement pose les problèmes habituels de prise en compte de la dynamique et des variables non disponibles dans les sources statistiques.

La dynamique sera prise en compte par un processus d'ajustement partiel avec une vitesse d'ajustement constante λ . Cette hypothèse, assez simple, impose la même forme d'ajustement aux variables de prix et de différenciation horizontale. Dans notre cas ceci peut trouver une certaine justification, puisque ces deux variables représentent, en réalité, le vrai indice de prix C.E.S. qui détermine le partage du marché.

Concernant les variables m_a et m_b , on a supposé d'abord que la variation du nombre de produits offerts par chaque producteur agrégé était liée positivement à une mesure du volume de la production industrielle (dans notre cas un indice de production industrielle). La justification de cette proxy peut reposer sur l'hypothèse de l'offre de biens différenciés dans un régime de concurrence monopolistique.

(4) Cette difficulté pourrait être résolue en considérant des structures de préférences ayant des élasticités de substitution variables, par exemple liées au nombre de variétés disponibles.

Sous cette hypothèse, tout choc permanent tendant à accroître les débouchés du secteur monopolistique (tel qu'un déplacement de la demande globale) induit une augmentation du nombre de variétés produites par l'incitation à la création de nouvelles firmes (V. Dixit et Norman [1980], p. 271). Les pays connaissant des rythmes de croissance industrielle élevés auraient ainsi des conditions plus favorables pour une plus large différenciation horizontale des produits.

Cependant, une critique sévère à l'égard de cette proxy provient de son caractère très général car on peut imaginer d'autres facteurs susceptibles d'influencer conjointement le volume de la production et la part de marché d'un producteur. Notamment, dans un modèle avec des produits homogènes de type Hecksher-Ohlin, un choc sur les ressources peut avoir cet effet. Pour discriminer l'effet dû à la différenciation des produits et plus précisément à l'augmentation de la variété des produits, nous avons essayé de qualifier cette proxy par de l'information concernant la structure des marchés nationaux de chaque producteur. En outre, nous avons aussi testé l'introduction — au lieu du volume de la production — d'un index du nombre de firmes qui composent chaque producteur agrégé, car cette variable peut être liée de façon plus directe au nombre de produits offerts.

Dans l'application empirique du modèle de demande [3], deux types d'équations ont été testées : une équation de partage de la demande intérieure et une équation de partage des importations. Dans le premier cas, les producteurs nationaux sont pris en compte dans la détermination du partage du marché des importations en provenance d'une origine donnée (variable V^d) ; dans le deuxième cas, on détermine le partage du marché en tenant compte seulement des autres producteurs étrangers (variable V^m). Plus précisément, ces deux formulations alternatives s'expriment par :

$$V_k^d = \frac{M_k}{D - M_k} \quad \text{et} \quad V_k^m = \frac{M_k}{\sum_i M_i - M_k} \quad (5)$$

où D et M_k sont respectivement pour un produit donné la demande intérieure en valeur et les importations en valeur en provenance de l'origine k . Estimer directement un modèle en V^m suppose que le partage entre producteurs nationaux et total des importations se fait d'une façon séparable du partage du marché des différents producteurs étrangers entre eux. Cette hypothèse très largement utilisée dans la littérature s'est avérée difficilement acceptable *a priori*, notamment à la suite aux travaux de Winters [1984]. Dans la présente étude nous avons ainsi été amenés à tester cette hypothèse de séparabilité et suite à ce test à privilégier la forme en V^d , *i.e.* en considérant le partage du marché par rapport à la demande intérieure et non seulement par rapport au total des importations.

II

Application empirique

1. Les exportations de la Corée, de Taiwan et du Japon sur le marché américain

Le rôle du marché américain en tant que débouché des exportations des pays asiatiques est assez bien connu. Les années 80 ont vu les nouveaux pays industrialisés d'Asie investir ce marché d'une façon assez intense et le Japon a réorienté davantage ses échanges extérieurs sur ce marché (V. Oliveira Martins [1988]). Par conséquent, étudier les exportations vers les États-Unis permet d'appréhender une grande partie du comportement d'exportation de ces pays et, dans notre cas, c'est un bon terrain pour analyser les stratégies qui ont été déterminantes en termes de conquête de part de marché. Nous ne mettrons pas ici l'accent sur une analyse sectorielle pour nous concentrer sur les composantes de la compétitivité telles qu'elles peuvent se révéler au niveau du total des échanges de biens manufacturés. Le pari implicite de cette simplification est que l'on espère que ces composantes seront suffisamment différenciées entre le Japon, la Corée et Taiwan pour être observables à un niveau d'agrégation assez élevé. Ceci peut être considéré comme raisonnable pour la composante prix relatifs, où le taux de change joue un rôle décisif, mais l'est beaucoup moins pour les composantes de nature plus microéconomique.

La figure 1 permet d'observer l'évolution des variables de partage du marché américain pour les importations en provenance du Japon, de la Corée et Taiwan. La variable V^d correspond à la définition [5], *i.e.* la variable du partage du marché sur le total de la demande intérieure.

Les trois pays sont depuis le début de la période dans un mouvement de gain régulier de parts de marché. Les niveaux de V^d représentent, fin 1986, des parts de marché de 3,52 %, 0,79 % et 0,57 % de la demande intérieure américaine respectivement pour le Japon, Taiwan et la Corée du Sud (5). La très forte poussée de la demande américaine à partir de 1983, fait que la variable V^d accélère son rythme de progression en fin de période, alors que le partage au niveau des importations aurait gardé une tendance plus régulière. A ce stade, les niveaux et l'évolution des exportations de la Corée et de Taiwan sont comparables, mais une première différence peut être observée dans l'évolution des variables de

(5) Compte tenu du taux de pénétration d'environ 13 % en 1986, les parts de marché sur le total des importations américaines sont respectivement de 26,6 %, 5,99 % et 4,38 %.

COMPORTEMENT A L'EXPORTATION

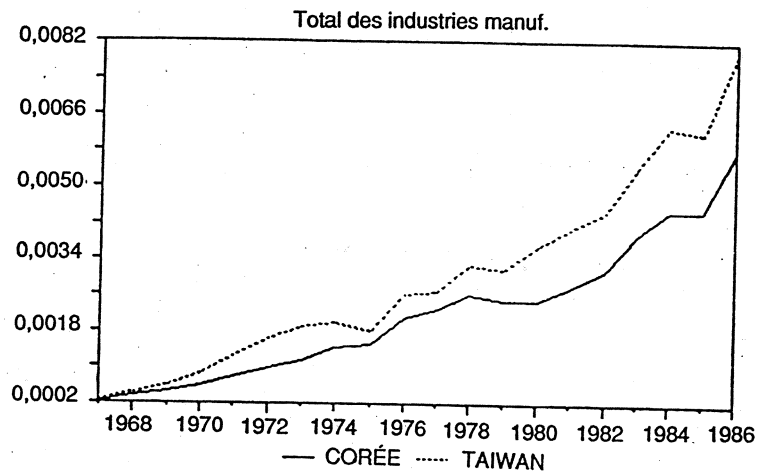


Figure 1a. Partage du marché américain en valeur (variable V^a).

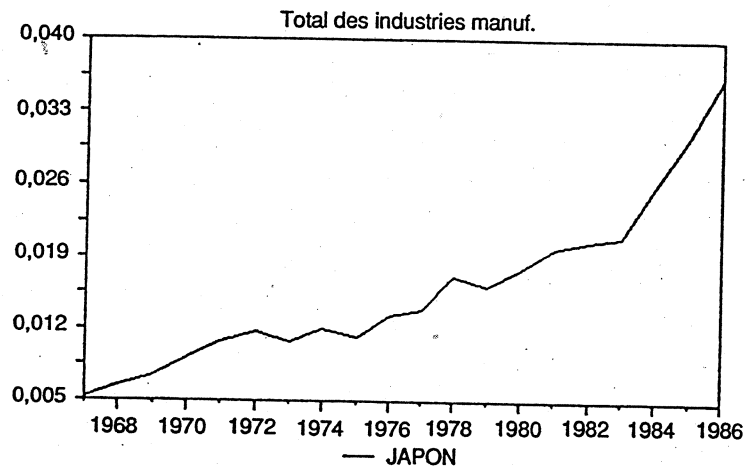


Figure 1b. Partage du marché américain en valeur (variable V^a).

prix relatifs (ces variables étant définies de la même façon que les variables de partage du marché). En effet, les figures 2 montrent que la Corée a eu depuis le début de la période une stratégie de baisse continue du prix relatif de ses produits manufacturés en comparaison avec les prix de Taiwan dont la relative stabilité est beaucoup plus proche de l'évolution des prix relatifs japonais jusqu'à 1980. Depuis, les prix de la Corée et de Taiwan évoluent de façon assez proche, alors que les prix relatifs japonais ont augmenté assez fortement (du fait de l'appréciation du Yen, mais aussi peut-être par la modification des produits vendus, comme on le verra plus loin).

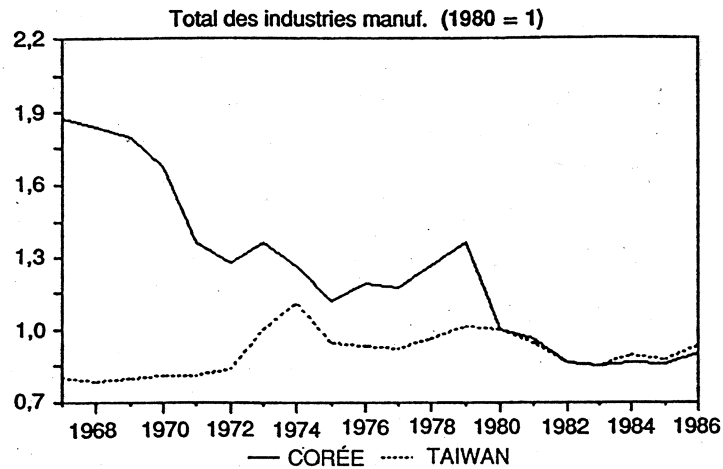


Figure 2a. Prix relatifs sur le marché américain (variable V^a).

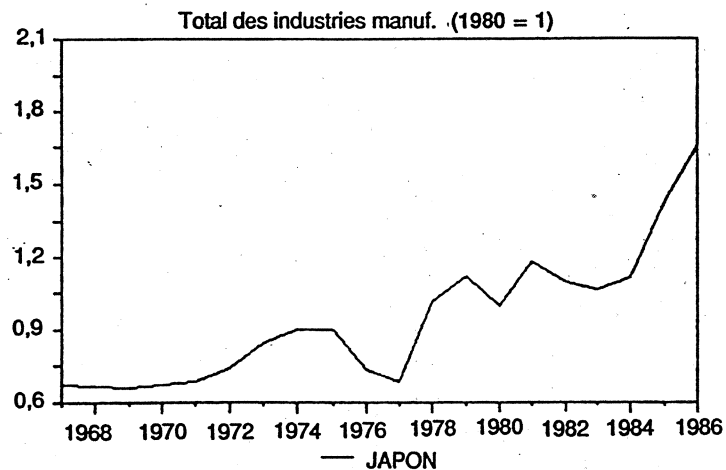


Figure 2b. Prix relatifs sur le marché américain (variable V^a).

La description des sources utilisées pour les données d'échanges et de prix, bien comme les autres variables utilisées dans les estimations (volume de production ou le nombre de firmes), sont décrites de façon détaillée en annexe.

2. Les estimations

Afin d'introduire la dynamique à travers un processus d'ajustement partiel sur les quantités, nous avons défini la variable $Z = V/\Pi$, qui

correspond à un ratio de partage du marché déflaté par l'indice de prix relatifs observé. L'équation à estimer, déduite de [3] et exprimée en logarithmes, est donc la suivante pour les importations en provenance du pays k :

$$\Delta \text{Log } Z_{kt} = \lambda_k \cdot [\alpha_k + \beta_k \cdot \text{Log } Q_{kt} - \bar{\beta}_k \cdot \text{Log } \bar{Q}_{kt} - \sigma_k \cdot \text{Log } \Pi_{kt} - \text{Log } Z_{kt-1}] + u_{kt} \quad (6)$$

avec

$$Z_{kt} = V_{kt}/\Pi_{kt} \quad \text{et} \quad u_{kt} \sim N(0, s^2)$$

où Q_k est l'indice de production industrielle du producteur k et \bar{Q}_k est une moyenne pondérée (les pondérations prises en 1980) de l'indice de production industrielle des producteurs concurrents de k sur le marché américain. Cette dernière variable est malheureusement une approximation grossière, car faute de mieux, elle a été déduite de la production mondiale et de Q_k (selon les deux définitions du partage du marché elle tient ou non compte des producteurs américains). Le paramètre λ représente la vitesse du processus d'ajustement, il est supposé être compris entre 0 et 1.

Les équations [6] ont été estimées de façon indépendante pour les trois pays et cette voie moins rigoureuse que l'estimation d'un système d'équations de part de marché a été choisie compte tenu du caractère exploratoire de notre démarche. En effet, si l'on applique l'hypothèse d'Armington au système d'équations [6] il faut imposer que les paramètres σ_k soient égaux entre eux quelque soit k , ce qui revient à considérer que la substituabilité entre les produits des différentes origines sur le marché américain est la même. En même temps, la relative économie de paramètres du modèle original d'Armington ne se retrouve pas complètement dans notre cas, étant donné que les paramètres β_k et $\bar{\beta}_k$ dépendent aussi des élasticités de substitution au niveau des variétés et peuvent donc être différents pour chaque pays d'origine.

Dans un premier temps, le modèle a été estimé sous la forme habituelle de partage des importations (V^m), *i.e.* implicitement le partage du marché se détermine d'abord entre producteurs américains et producteurs étrangers, puis à l'intérieur des importations entre les produits d'origine k et un agrégat de tous les autres produits importés. Chaque estimation correspond ainsi à une hypothèse alternative de séparabilité dans la structure des préférences. Dans un second temps, nous avons cherché à intégrer la compétition par rapport aux producteurs américains en testant les hypothèses de séparabilité. Le test repose sur l'idée qu'il n'est pas nécessaire pour tester la séparabilité de disposer d'un modèle plus général dans lequel le modèle [6] serait emboîté ; ce modèle est inconnu et impliquerait vraisemblablement une augmentation du nombre de paramètres à estimer difficile à concilier avec la taille réduite de notre échantillon. Nous avons suivi l'approche de Winters [1984], fondée sur le test du multiplicateur de Lagrange. Si la séparabilité est vérifiée, alors l'introduction des variables de prix et de

production des producteurs américains doit avoir peu d'impact sur l'amélioration de la vraisemblance de l'échantillon. Dans le cas d'un modèle linéaire, il suffirait d'ajouter un terme $\delta_1 \cdot \text{Log } \Pi_{us}$ et un terme en $\delta_2 \cdot \text{Log } Q_{us}$ et de tester l'hypothèse linéaire $\delta_1 = \delta_2 = 0$. Dans le cas d'un modèle non linéaire par rapport aux paramètres comme celui que nous utilisons, la statistique asymptotique du type multiplicateur de Lagrange (LM) peut être utilisée (6). Les résultats du test de séparabilité sont donnés dans le tableau 1.

Tableau 1. Test de séparabilité du partage des importations par rapport aux producteurs américains

	LM
CORÉE	3,197
TAIWAN	9,099 *
JAPON	11,146 *

La statistique LM suit un $\chi^2(2)$, la valeur critique à 5 % est 5.991.

(*) Séparabilité rejetée.

La séparabilité est rejetée dans le cas de Taiwan et du Japon et non rejetée dans le cas de la Corée. Ces résultats confirment la position avancée dans Winters (1984) selon laquelle la séparabilité vis-à-vis des producteurs nationaux est difficilement acceptable *a priori*. Si l'on tire les conséquences de ce test il faut donc se rapprocher d'un modèle où la compétition entre les produits importés et les produits nationaux soit prise en compte au même titre que la compétition vis-à-vis des autres producteurs étrangers. Faute d'avoir un tel modèle, nous avons utilisé l'équation [6] au niveau du partage de la demande intérieure (variable V^d), considérant les producteurs américains et les autres producteurs étrangers comme un agrégat. Même si cette hypothèse peut être aussi contestable, elle rapproche nos estimations d'un modèle où la concurrence entre un producteur étranger et les producteurs nationaux interviendrait dans la détermination de sa part de marché. Le tableau 2 donne les résultats des estimations sous la forme partage des importations et partage de la demande intérieure américaine.

Les estimations ont une qualité statistique acceptable et peuvent donc être interprétées. Pour la Corée les variables de production n'apparaissent pas significativement dans les équations, alors que l'élasticité de substitution est estimée avec une bonne précision. En revanche, pour Taiwan les effets-prix et la variable de production apparaissent plutôt

(6) On peut démontrer (V. BREUSCH et PAGAN (1980)) que dans un modèle du type $y = g(x, \theta, \theta') + u$, avec u distribué selon une loi $N(0, \sigma^2)$ et g une fonction non linéaire des paramètres (θ, θ') indépendante de u , la statistique LM pour le test $\theta' = 0$, peut être calculée de façon assez simple en régressant les résidus \hat{e} obtenus par l'estimation de la forme contrainte, sur la matrice des dérivées partielles de g par rapport aux paramètres évaluée au point $\theta' = 0$. La statistique LM s'interprète alors comme $N \cdot R^2$, où R^2 est le coefficient de détermination et N le nombre de points de cette régression.

**Tableau 2. Estimation des équations de partage du marché.
États-Unis, total des produits manufacturés**

	λ	β	$\bar{\beta}$	σ	R ²	SEE	h
I) Partage des importations (var. dépendante $\Delta \text{Log } Z^m$)							
CORÉE	0,324 (0,110)	- 0,097 (0,322)	0,009 (1,362)	2,227 (0,804)	0,807	0,0655	- 0,315
TAIWAN	0,334 (0,191)	0,405 (0,669)	- 0,222 (2,299)	1,858 (1,818)	0,695	0,0788	0,941
JAPON	0,887 (0,139)	0,291 (0,184)	- 0,414 (0,235)	0,776 (0,161)	0,814	0,0721	2,043
II) Partage de la demande intérieure (var. dépendante $\Delta \text{Log } Z^d$)							
CORÉE	0,523 (0,130)	0,406 (0,189)	- 0,626 (1,131)	2,054 (0,396)	0,818	0,0738	- 0,966
TAIWAN	0,432 (0,129)	1,867 (0,594)	2,984 (2,549)	1,720 (0,900)	0,811	0,0798	- 1,453
JAPON (a)	0,701 (0,183)	1,533 (0,450)	- 0,085 (0,700)	0,794 (0,301)	0,747	0,0911	2,052

Estimations réalisées par les moindres carrés non linéaires. Chaque équation a été estimée de façon indépendante. Entre parenthèses les écarts-types estimés des paramètres. Période d'estimation : 1968-1986. SEE : écart-type estimé de la régression.

h : statistique h de Durbin (la valeur critique à 5 % est 1,645).

(a) Une variable muette a été introduite pour traiter le point 1973.

comme des déterminants qui sont liés dans l'explication du partage du marché (comparer les estimations I et II du tableau 2). En ce qui concerne la variable de production des producteurs japonais, elle apparaît significativement conjointement avec la variable de prix relatifs dans l'estimation sur le partage de la demande intérieure II). Néanmoins, les estimations pour le Japon sont plus délicates à évaluer étant donné que l'hypothèse d'autocorrélation des résidus — révélant un éventuel problème de spécification — n'est pas rejetée par les données dans les deux cas. Plus loin nous allons procéder à un test de changement structurel qui aidera à préciser la nature de ce problème. On peut remarquer que les résultats ne semblent pas contradictoires avec le test de séparabilité effectué plus haut.

2.1. Essai d'une proxy alternative pour l'effet de différenciation horizontale

Compte tenu du problème de qualification de la proxy utilisant le volume de production pour capter les effets d'augmentation de la variété des produits offerts par les producteurs, nous avons essayé de la remplacer par une relation que l'on peut penser être plus directe. Cette proxy est un indice du nombre de firmes actives dans l'industrie de chaque pays exportateur. Nous supposons implicitement qu'il s'agit de firmes mono-produit qui ont la possibilité de différencier leurs produits, ce qui implique, qu'au mieux, cette proxy ne fournit qu'une borne inférieure au nombre de produits réellement offerts.

Les données pour le nombre de firmes proviennent des Censuses de l'Industrie dans les différents pays. Il existe cependant un problème de comparabilité, car la définition du recensement peut varier d'un pays à l'autre. Pour la Corée, la couverture correspond aux établissements de cinq ou plus employés, pour Taiwan il s'agit des compagnies enregistrées selon la *Company Law* (ce qui exclut les entreprises individuelles), et pour le Japon le recensement a pris en compte toutes les firmes industrielles jusqu'à 1980 et depuis, les firmes avec trois ou moins employés ont été exclues. Alors que pour la Corée et Taiwan les données semblent être comparables, dans le cas du Japon la définition du Census et le changement de couverture statistique ne permettent pas une utilisation de cette information sur la période que nous étudions. La variable correspondante au nombre de firmes des concurrents de chaque producteur national (l'équivalent de la variable \bar{Q} dans l'équation [6]) n'étant pas disponible nous avons supposé que $\bar{\beta} = 0$ (à noter que dans les estimations précédentes cette variable n'est jamais significative). Les résultats sont présentés dans le tableau 3.

Tableau 3. Estimations de l'équation de partage du marché avec l'effet de différenciation horizontal proxie par le nombre des firmes. États-Unis, total des produits manufacturés

	λ	β	$\bar{\beta}$	σ	R^2	SEE	h
Partage de la demande intérieure (var. dépendante $\Delta \text{Log } Z^d$)							
COREE	0,303 (0,047)	0,478 (0,401)		3,051 (0,398)	0,777	0,0790	- 1,699
TAIWAN	0,240 (0,110)	0,922 (0,175)		4,826 (2,411)	0,718	0,0941	- 2,196

Estimations réalisées par les moindres carrés non linéaires. Chaque équation a été estimée de façon indépendante. Entre parenthèses les écarts types estimés des paramètres. Période d'estimation : 1968-86.

SEE : écart-type estimé de la régression ; h : h de Durbin.

Ces estimations fournissent le même résultat qualitatif que les estimations précédentes, *i.e.* la variable supposée capturer l'effet de différenciation horizontale n'est significative que dans le cas de Taiwan. Pour comparaison des deux types de variables, dans les figures 3 on montre l'évolution (en indice) des variables de volume de la production et du nombre de firmes. La progression très voisine de l'indice de production industrielle et du nombre de firmes en Taiwan suggère que la croissance du secteur industriel s'est accompagnée par une augmentation du nombre de firmes actives sur le marché. En Corée, le nombre de firmes ne rejoint le rythme de croissance de la production industrielle que vers la fin des années 70. Des éléments sur la politique industrielle et la structure des marchés dans ces deux pays — discutés ci-dessous — sont cohérents avec cette interprétation.

COMPORTEMENT A L'EXPORTATION

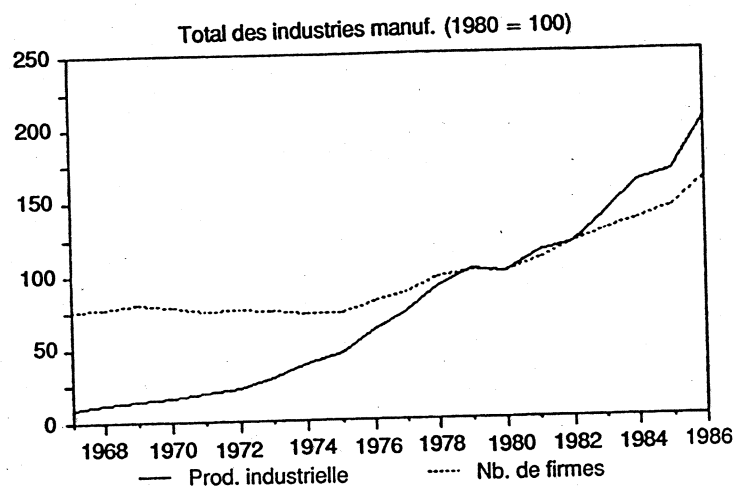


Figure 3a. Production industrielle et nombre de firmes en Corée.

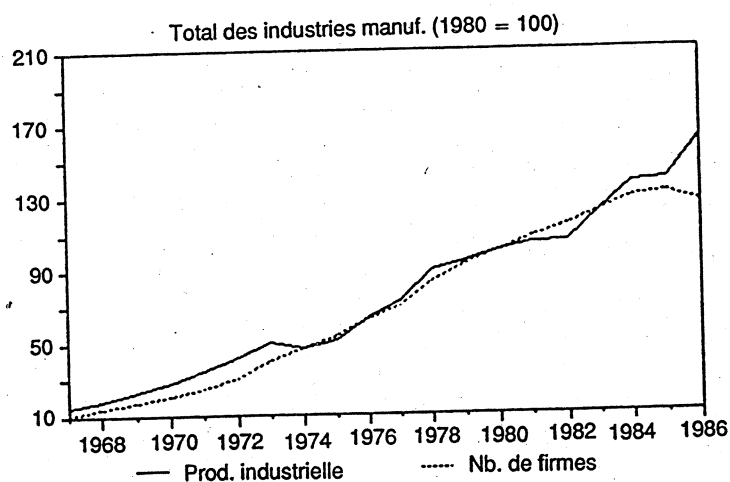


Figure 3b. Production industrielle et nombre de firmes à Taiwan.

3. Interprétation des résultats

Compte tenu des gains de part de marché observés (Fig. 1), des évolutions de prix relatifs (Fig. 2) et des résultats des estimations du modèle de part de marché, nous disposons maintenant d'un certain nombre d'éléments qui permettent de proposer un cadre explicatif du lien entre la contrainte de compétitivité sur le marché américain et les stratégies adoptées par les différents pays pour y répondre.

Tout d'abord, les estimations sont contrastées entre le Japon d'une part, la Corée et Taiwan d'autre part. Globalement, ces deux derniers pays fournissent sur le marché américain des produits plus substituables (donc plus directement concurrencés par les prix) vis-à-vis des autres concurrents étrangers et américains que les producteurs japonais (pour ces derniers l'élasticité de substitution estimée est voisine de 1).

La réponse de l'économie coréenne à la contrainte, assez forte, de compétitivité par les prix a été une stratégie de baisse régulière des prix relatifs (V. Fig. 2). Sur le plan macroéconomique cette stratégie va de pair avec une dépréciation tendancielle du taux de change tout le long de la période étudiée. En revanche, si les produits de Taiwan disposent, au départ, de bons atouts de compétitivité par les prix, le rôle de la compétitivité hors-prix mis en évidence par la variable de production (ou le nombre de firmes) semble être décisif. Selon l'interprétation de notre modèle, le gain de part de marché serait étroitement lié à l'élargissement continu de la gamme de produits offerts pour le marché américain.

Cette interprétation des résultats n'est pas contradictoire avec d'autres études sur la structure de l'industrie à Taiwan. Dans un article récent, Chou [1988] montre que la structure du secteur exportateur à Taiwan est caractérisée par un degré de concentration assez faible, un nombre important de firmes de taille réduite produisant beaucoup de produits peu différenciés et connaissant globalement un rythme de croissance assez fort. Ces caractéristiques sont susceptibles d'être assez bien approchées par notre hypothèse d'un régime de concurrence monopolistique. En outre, le rôle des relations, assez fortes, de sous-traitance entre producteurs taiwanais et américains n'est pas à négliger, car la production sur commande de produits différenciés doit normalement réduire le coût de différenciation au même temps qu'elle permet de répondre de façon assez précise à la demande.

La différence de comportement entre la Corée et Taiwan, s'expliquerait ainsi par deux structures industrielles assez différentes. Le cas de la Corée est typiquement celui d'une industrie concentrée, l'exploitation des rendements d'échelle permettant l'amélioration des coûts et la baisse des prix mais sur une gamme de produits assez réduite (Jones [1980]). Cette structure a été le résultat, entre autres, d'une politique favorisant la concentration industrielle. Cependant, si l'on observe l'évolution récente des prix relatifs coréens (V. Fig. 2), on peut anticiper, que par rapport aux caractéristiques observées dans le passé, l'industrie coréenne doit adopter des stratégies de différenciation de produits qui lui permettront de résister à la concurrence, étant donné que l'amélioration de la compétitivité-prix pure est désormais limitée. D'autre part, la progression très sensible du nombre de firmes constatées en fin de période (V. Fig. 3) — favorisée, notamment, par un changement de politique industrielle en faveur des P.M.E. — est aussi susceptible de générer naturellement un accroissement global de la variété offerte par l'économie coréenne.

En ce qui concerne les estimations pour le Japon peut-être la question la plus intéressante à analyser est celle de la valeur élasticité de substitution (σ). En tenant compte de la précision des estimations cette

valeur se situe autour de 0,8 (avec un intervalle de confiance de $\pm 0,6$). Une valeur assez faible de cette élasticité pourrait expliquer pourquoi en fin de période (V. Figs. 1 et 2) le gain de part de marché est parallèle à une hausse de prix relatifs. En revanche, elle pose un problème d'interprétation, dans le cadre de notre modèle, pour le signe (positif) de la variable de la production japonaise : lorsque σ est inférieure à 1, l'augmentation du nombre de variétés conduit à une perte de part de marché du producteur agrégé, comme nous l'avons montré plus haut.

Ces difficultés d'interprétation peuvent résulter du fait que nous avons imposé la constance de l'élasticité de substitution pendant toute la période d'estimation. Pour essayer de préciser cette question nous avons utilisé l'habituel test de Chow. Pour des raisons de simplicité, le test de Chow a porté sur les élasticités de court-terme $\lambda\sigma$ et $\lambda\beta$ (on rappelle que σ intervient dans β) en estimant le modèle par les moindres carrés linéaires. Nous avons testé l'hypothèse d'un changement structurel partiel (seulement $\lambda\sigma$ et $\lambda\beta$ changent, λ et α restent constants) et l'hypothèse d'un changement structurel pur sur l'ensemble des coefficients estimés. Le choix des deux sous-périodes s'est fait autour du second choc pétrolier, à partir de l'*a priori* selon lequel cette date correspondrait à un possible changement de stratégie à l'exportation. Pour le Japon, les années 1978-79 correspondent à une période de forte appréciation du Yen, sanctionnée par des pertes de part de marché, qui a pu inciter les producteurs japonais à mettre en place des stratégies de différenciation des produits les mettant à l'abri d'une perte de compétitivité par les prix (on peut aussi penser aux effets indirects de la mise en place des accords d'autolimitation des exportations japonaises). Ces stratégies produisant progressivement leurs effets au cours de la décennie 80 elles pourraient expliquer l'évolution constatée en fin de période. Les résultats du test de Chow pour les trois pays sont donnés dans le tableau 4.

Tableau 4. Test de changement structurel sur les équations de partage du marché entre les périodes 1968-78 et 1979-86. États-Unis, total des produits manufacturés (var. dép. $\Delta \text{Log } Z^d$)

Valeurs de F	(a)	(b)
CORÉE	0,344	2,663
TAIWAN	0,252	1,866
JAPON	6,790 *	4,354 *

(a) Test de stabilité des paramètres $\lambda\beta$ et $\lambda\sigma$. La valeur critique pour la Corée et Taiwan est $F_{0,95}(2, 13) = 3,80$ et pour le Japon $F_{0,95}(2, 12) = 3,88$.

(b) Test de changement structurel pur. La valeur critique pour la Corée et Taiwan est $F_{0,95}(4, 11) = 3,36$ et pour le Japon $F_{0,95}(4, 10) = 3,48$.

N.B. Le paramètre β a été contraint à zéro.

(*) Stabilité rejetée.

Le test rejette la stabilité des coefficients de l'équation du Japon entre les deux sous-périodes considérées. Pour la Corée et Taiwan cette

hypothèse n'est pas rejetée. Numériquement, sur la sous-période 1968-78, l'élasticité de substitution estimée pour le Japon se situe autour de 1,4, alors que pour la seconde sous-période elle se situe autour de 0,5 (mais les estimations sont moins précises). Craignant la faible puissance de ce test et pour avoir une idée de la sensibilité de l'estimation de σ sur la fin de la période, nous avons effectué des estimations récursives en ajoutant à chaque fois une année supplémentaire, depuis 1979 jusqu'à 1986. Les figures 4 montrent la variation de l'estimation de σ .

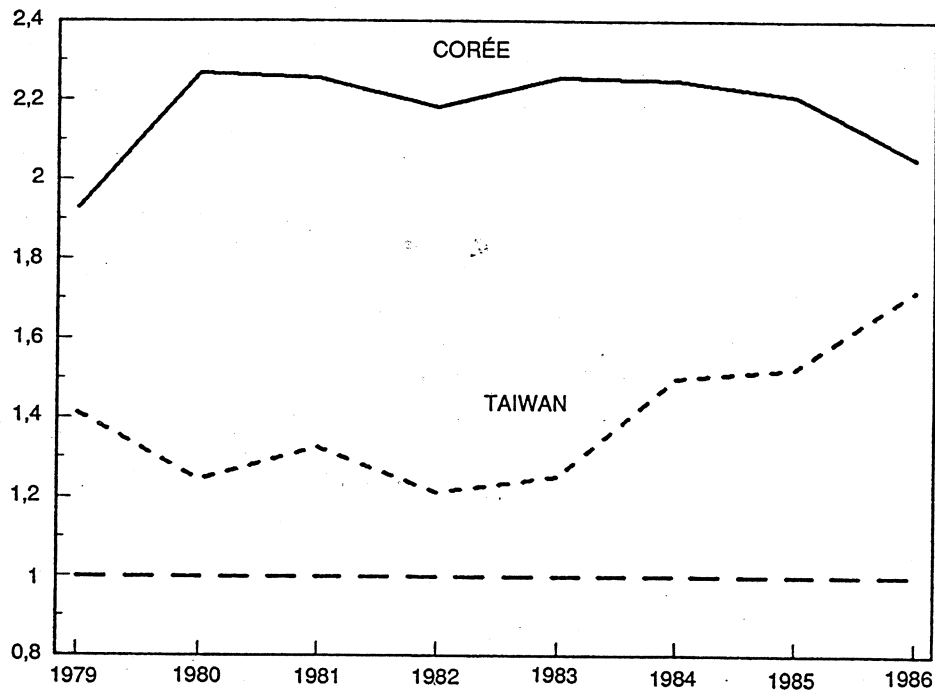


Figure 4a. Estimation récursive de l'élasticité de substitution.

Dans les cas de la Corée et de Taiwan les estimations ne changent pas qualitativement lorsque l'on inclut successivement les points de la fin de la période. Pour le Japon on constate la baisse de la valeur estimée de l'élasticité de substitution, qui s'effectue assez progressivement entre 1979 et 1985, puis devient inférieure à 1 en 1986, d'où on conclut que cette année est très influente dans l'estimation. Ce profil temporel confirme en partie le résultat du test de Chow mais invite à une certaine prudence sur le fait que l'élasticité de substitution aurait franchi le seuil qualitatif (inférieure à 1) qui permettrait aux producteurs japonais de renverser les effets d'une hausse de prix sur le marché américain (7).

(7) Des études sur la répercussion (*pass-through effect*) du taux de change sur les prix d'exportation ont confirmé que le comportement des producteurs japonais dépendait effectivement de leur pouvoir de monopole relatif (V. SHYBAYAMA, KIJ, HORIUCHI et KIYONO (1988)).

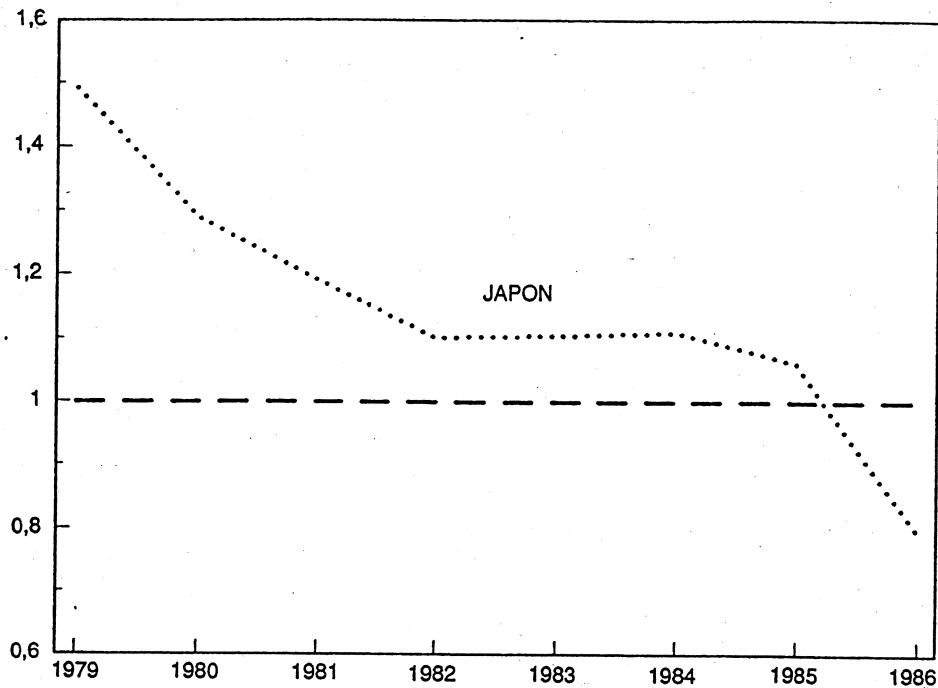


Figure 4b. Estimation réursive de l'élasticité de substitution.

Néanmoins, on peut lever l'ambiguïté sur l'interprétation du signe de la variable de production et affirmer que l'impact de la compétitivité-prix sur la part de marché des produits japonais est tout de même assez limité. Il est intéressant de remarquer aussi que ces résultats rejoignent un certain nombre de commentaires généraux sur l'effet de la montée en gamme (augmentation de la qualité, différenciation accrue) des produits japonais. Entre autres, on y a associé l'existence d'une « courbe en L », résultante d'une modification de l'élasticité-prix de long-terme, par opposition à la traditionnelle « courbe en J » liée à des possibles délais d'ajustement (8).

Conclusion

Nous avons présenté et testé un modèle de détermination du partage des importations des États-Unis en provenance de la Corée, de Taiwan et du Japon. Ce modèle intègre plusieurs déterminants des parts de

(8) Voir par exemple Industrial Bank of Japan (1989). Cependant, cette question n'est pas tranchée dans la littérature, car on peut trouver des études récentes soutenant plutôt une explication du type « courbe en J », e.g. CORKER (1989).

marché qui peuvent être interprétés sous les dénominations désormais habituelles de compétitivité-prix et non-prix. Dans notre modèle, la compétitivité non-prix est associée aux stratégies de différenciation des produits et possède deux niveaux : i) un niveau, associé à la possibilité de différenciation globale entre producteurs agrégés (par exemple, l'image de marque ou dans notre cas l'hypothèse de différenciation nationale), et ii) une autre dimension, associée à la substituabilité entre produits d'un même producteur, par laquelle on introduit le nombre de variétés offertes ou degré de différenciation horizontale d'un producteur agrégé. On établit ainsi un pont entre des approches empiriques largement utilisées et des déterminants théoriques des échanges tels qu'ils sont suggérés par la nouvelle théorie du commerce international. Notamment, le modèle permet d'introduire des liens entre la structure des marchés et le flux d'échanges observés.

Selon l'équation de part de marché que nous avons utilisée, lorsque la substituabilité d'un producteur agrégé vis-à-vis de ses concurrents est suffisamment élevée la stratégie de différenciation horizontale peut être une alternative à la compétitivité-prix pure pour réaliser des gains de part de marché. Si la pression concurrentielle se fait trop forte, la possibilité de différenciation globale permet alors de relâcher la contrainte de compétitivité-prix ; en même temps elle rend moins intéressantes les stratégies d'introduction de nouvelles variétés assez substituables aux produits déjà existants. L'impact global des deux effets est lié d'une façon simple à la détermination des parts de marché.

Le test empirique a montré que ce modèle peut rendre compte des évolutions passées et permet de formuler quelques prévisions sur les déterminants des parts de marché dans les années à venir. Notamment, dans le cas de la Corée et de Taiwan les résultats sont compatibles avec les caractéristiques des structures industrielles dans ces deux pays. A Taiwan, le rôle assez déterminant de la différenciation horizontale s'accorde assez bien avec la structure de l'industrie à l'exportation très peu concentrée et peu différenciée ; la prépondérance de la compétitivité-prix dans le cas de la Corée s'explique, dans le passé, par une stratégie d'exploitation massive de rendements d'échelle au sein de grands groupes industriels mais sur des lignes de produits assez homogènes. Cependant, la stratégie industrielle coréenne est vraisemblablement en train de se modifier dans le sens d'une différenciation accrue, dans la dimension horizontale ou verticale selon le type de produits. Cette remarque nous amène à souligner les limites du modèle, qui prend comme exogènes les comportements d'offre et n'est pas adapté à la dimension verticale de la différenciation des produits.

Au niveau des estimations, nous avons adopté une démarche en plusieurs étapes qui nous a amené à tester l'hypothèse habituelle de séparabilité du partage des importations vis-à-vis des producteurs nationaux. Nos résultats confirment la position avancée dans Winters [1984] selon laquelle cette hypothèse est difficilement acceptable *a priori*. Dans cette voie, nous avons préféré une forme qui fait jouer la concurrence vis-à-vis des producteurs américains au même titre que la concurrence vis-à-vis des autres producteurs étrangers. Sur ce point,

nous devons avancer plus loin dans l'étude de l'implantation empirique des hypothèses de séparabilité.

Aussi sur le plan empirique, nous avons testé une nouvelle variable susceptible de capter l'effet de la différenciation horizontale des produits sur le partage des marchés. Cette variable est le nombre de firmes actives dans l'industrie du pays exportateur que nous avons utilisé alternativement avec le volume de l'output en tant que proxy pour le nombre de variétés offertes par chaque producteur. Cependant, il serait très utile de pouvoir disposer dans l'avenir d'autres types de données plus adaptées au phénomène microéconomique que l'on veut saisir.

Finalement, nous avons testé la stabilité temporelle des estimations et mis en lumière une possibilité assez intéressante concernant la différenciation globale des producteurs japonais. Dans les dernières années, cette différenciation se serait modifiée, permettant aux produits japonais, de résister à l'augmentation des prix relatifs résultant de l'appréciation du Yen. Ceci pourrait être la conséquence d'un déplacement vers le haut de gamme qui, par un effet de structure, aurait induit la baisse de la substituabilité mesurée à un niveau agrégé.

Annexe

Sources des données

Les données nécessaires au test empirique proviennent de sources diverses. Les données d'échanges bilatéraux Japon/États-Unis proviennent de la base de données Volimex élaborée par la C.E.E. (D.G.-II). Pour la Corée et Taiwan, seuls les prix d'exportation toutes destinations confondues sont disponibles. Pour cette raison un prix bilatéral a été construit en appliquant le taux de change vis-à-vis du dollar aux données de prix en monnaie nationale. Compte tenu de l'importance du marché américain pour ces pays, cette approximation ne doit pas poser trop de problèmes. Les données sur volume de production, sont celles de l'indice de la production industrielle disponible dans les sources nationales et dans les annuaires de l'O.C.D.E. L'indice de production mondiale disponible dans les annuaires de l'ONU a aussi été utilisé.

Pour mesurer le partage du marché américain en valeur et en volume, l'équilibre ressources-emplois américain a été construit à partir des données d'échange de Volimex et des données de production intérieure fournies dans la base de données industrielle de l'UNIDO. Les données sont annuelles pour la période 1967-1986. Les références précises des données utilisées par pays sont les suivantes :

CORÉE

- prix exportation en monnaie nationale : Price Statistics Summary, Bank of Korea, 1987 ;
- valeur des exportations manufacturières bilatérales Corée/États-Unis : Base de données CEPIL-CHELEM (à partir de données ONU) ;

Rev. écon. pol. 100 (3) mai-juin 1990

- indice de production industrielle manufacturière : Economic Statistics Yearbook, Bank of Korea, 1988 ;
- nombre de firmes : number of establishments, Industrial Statistics Yearbook, ONU, et Economic Statistics Yearbook, Bank of Korea, 1988 ;
- taux de change Won/Dollar U.S. : IFS ligne rf.

TAIWAN

- prix (valeurs unitaires) à l'exportation en monnaie nationale : Monthly Statistics of Exports and Imports, Department of Statistics, Ministry of Finance, plusieurs numéros 1987 et 1988 ;
- valeur des exportations manufacturières bilatérales Taiwan/États-Unis : Base de données CEPIL-CHELEM ;
- indice de production industrielle manufacturière : Taiwan Statistical Databook, 1987 ;
- nombre de firmes : number of registered companies, Supplementary table 4, Statistical Yearbook of the Republic of China, 1981 et 1988 ;
- taux de change N.T. Dollar/Dollar U.S. ; Taiwan Statistical Databook.

JAPON

- prix (valeurs unitaires) et valeur d'exportation manufacturière bilatérale Japon/États-Unis : Base de données Volimex, CEE ;
- indice de production industrielle manufacturière : Japan Statistical Yearbook, plusieurs numéros, O.C.D.E. Statistiques Rétrospectives 1955-71 et MITI, Statistics on Japanese Industries, 1987 ;
- taux de change Yen/Dollar U.S. : IFS ligne rf.

ÉTATS-UNIS

- prix (valeurs unitaires) et valeurs d'importations manufacturières : base de données Volimex, CEE ;
- production industrielle manufacturière (valeur et volume) : Base de données Industrielles, UNIDO ;
- indice de production industrielle manufacturière : Economic Report of the President 1988, Board of the Governors of the Federal Reserve System.

MONDE

- indice de production industrielle mondiale : Monthly Bulletin of Statistics, ONU, août 1988.

Bibliographie

- ABD-EL-RAHMAN (K.) [1986] : « Le rôle de la différence et de la similitude dans l'échange international », *Revue économique*, vol. 37, n° 2, mars.
- ARMINGTON (P. S.) [1969] : « A Theory of Demand for Products Distinguished by Place of Production », *IMF Staff Papers*, May, vol. XVI, n° 1.

- BISMUT (C.) et OLIVEIRA MARTINS (J.) [1987]: « Compétitivité-prix, parts de marché et différenciation des produits » in Actes du Colloque Aix-en-Provence, 1987, *Commerce international en concurrence imparfaite*, eds. D. Laussel et C. Montet, Economica (1989), Paris.
- BREUSCH (T. S.) et PAGAN (A. R.) [1980]: « The Lagrange Multiplier Test and its Applications to Model Specifications in Econometrics », *Review of Economic Studies*, XLVII, 239-253.
- CHOU (T.-C.) [1988]: « Concentration and Profitability in a Dichotomus Economy: The Case of Taiwan », *International Journal of Industrial Organization*, 6, 409-428.
- CORKER (R.) [1989]: « External Adjustment and the Strong Yen: Recent Japanese Experience », *IMF Staff Papers*, vol. 36, n° 2, juin.
- DIXIT (A. K.) et STIGLITZ (J.) [1977]: « Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity », *American Economic Review*, 67, 297-308.
- DIXIT (A. K.) et NORMAN (V.) [1980]: « *Theory of International Trade*, Cambridge University Press, Cambridge, U.K.
- GOLDSTEIN (M.) et KHAN (S.) [1985]: « Income et Price Effects in Foreign Trade », in: *Handbook of International Economics*, Jones, R. and Kenen, P. (eds.), North-Holland.
- HELPMAN (E.) et KRUGMAN (P.) [1985]: *Market Structure and Foreign Trade*, MIT Press, Cambridge, USA.
- INDUSTRIAL BANK of JAPAN [1989]: « A hypothesis on the L-Curve Effect », *Quarterly Survey*, n° 77, I.
- KRUGMAN (P.) [1989]: « Differences in Income Elasticities and Trends in Real Exchange Rates », *European Economic Review*, vol. 33, n° 5, 1031-1046, mai.
- JONES (L. P.) [1980]: « JAE-BUL and the Concentration of Economic Power in Korean Development: Issues, Evidences and Alternatives », *Korean Development Institute Consultant Paper Series*, n° 12, July.
- OLIVEIRA MARTINS (J.) [1988]: « External Financial Patterns and Current-Account Specialisation in Asia-Pacific Region: A comparative approach », *Document de travail CEPIL*, 88-03, avril.
- SATO (K.) [1967]: « A Two-Level Constant-Elasticity-of-Substitution Production Function », *Review of Economic Studies*, 34, August, 201-218.
- SHYBAYAMA (K.), KIJU (M.), HORIUCHI (T.) and KIYONO (K.) [1988]: « Market Structure and Japanese Export Prices: An Industrial Organization Approach », *MITI and Japan Industrial Policy Research Institute Conference Paper*, n° 88-CF-6.
- WINTERS (L. A.) [1984]: « Separability and the specification of foreign trade functions », *Journal of International Economics*, vol. 17, 239-263.

[3] "Macro-Import Functions with Imperfect Competition: an Application to the EC Trade"

in *European Trade and Welfare after '1992'*, L. Alan Winters (ed.), Oxford University Press, 1992
(avec J. Toujas-Bernate).

De nombreuses études ont été faites pour évaluer l'impact de la création du marché unique européen. En particulier, Winters (1992) comporte plusieurs exemples de modèles d'équilibre général et partiel en concurrence imparfaite. Ces modèles sont calibrés utilisant un certain nombre de paramètres exogènes sur les comportements de demande et les préférences. Néanmoins, peu d'études ont essayé de faire l'estimation des ces paramètres de façon cohérente avec les hypothèses de concurrence imparfaite et notamment la différenciation des produits. Cet article se propose de combler cette lacune.

Une version flexible (du type Translog) du modèle de demande incorporant des effets de différenciation horizontale a été utilisée pour simuler l'impact des effets de variété et de changement de la substituabilité des produits liés à l'intégration dans le marché unique européen après 1992. Cette fonction n'impose pas la constance des élasticités de substitution entre producteurs, une hypothèse qui semblait trop forte pour simuler le changement structurel lié à l'intégration des marchés européens. Un des apports spécifiques de l'article est d'estimer directement les élasticités de substitution intra-variétés. Leur valeur (à long-terme autour de 2) suggère que l'effet de l'accroissement du nombre de produits sur les parts de marché est assez fort et contraste avec les valeurs très élevées de ces élasticités couramment utilisées pour calibrer ou résultant de la calibration des modèles d'équilibre général calculable.

Le principal obstacle pour améliorer les modèles de demande incorporant des effets liés à la différenciation des produits reste celui de disposer des mesures plus directes de la variété des produits. En proposant une mesure de la variété basée sur des indices de prix composites et l'utilisation de données de commerce à un niveau très fin de nomenclature, Feenstra (1994) a permis de combler en partie cette lacune statistique.

9 Macroeconomic import functions with imperfect competition: an application to EC trade

JOAQUIM OLIVEIRA-MARTINS and JOËL TOUJAS-BERNATE

1 Introduction

Macroeconomic trade equations – defined at a global or at a sectoral level – usually consider industries as a homogeneous aggregate. Even if products are assumed to be differentiated by place of production (the usual Armington hypothesis) within each particular grouping of goods there is, implicitly, homogeneity among individual components. This may be a serious drawback as estimates of trade equations with usual price variables cannot capture a key element of imperfect competition suggested by trade theory, namely, that industries should be modelled as a group of heterogeneous firms. This chapter explores a means of introducing at a macro level the impact of the heterogeneity existing at the firm level.

The first part of the chapter analyses the consequences of assuming the supply-side hypothesis of oligopolistic competition with symmetric firms in the usual trade equations framework. Norman (1990), develops this point in a CGE framework, but here we focus on demand-side aspects. The oligopolistic model suggests that, in a given market, prices and the number of products (or firms) competing are joint determinants of market shares. Traditional equations can be generalised to incorporate both effects in a tractable way. Bismut and Oliveira-Martins (1987), and Oliveira-Martins (1989) developed this approach with CES trade functions, and this chapter extends it to the more flexible Translog system which seems more appropriate for modelling market shares over a long period (1963–87).

The empirical test of this model is conducted for the 4 major European countries, France, Germany, the UK and Italy, and for 3 industries with quite different market structures: textiles and leather, chemical products and electrical machinery. Following Winters (1984), we do not impose the stringent separability hypothesis between domestic and foreign sources of domestic demand. Accordingly, in each market, 3 types of producers are identified: National, Other EC and All Other. The empirical analysis

begins with an assessment of the statistical long-term relationship – measured by a cointegration technique – between market shares and relative prices. It turns out that in a significant number of cases there is no evidence of the existence of such a relationship, corroborating the fact that other supply-side variables should be taken into account. The system of market shares is then estimated using as the explanatory variable a ‘composite price index’ embodying prices and an activity variable as a proxy for the number of firms.

The estimates of the demand system enable us to calculate the key substitution parameters characterising the degree of product differentiation among aggregate producers. Finally, we use this set of parameters to simulate the consequences of the ‘1992’ integration process. The integration of European markets is sometimes predicted to lead to the homogenisation of tastes across countries; this implies a hypothetical change in the underlying parameters of the utility function that can be compared with the actual estimates.

2 Macro trade functions and imperfect competition

In the spirit of monopolistic competition models, each aggregate regional producer offers a bundle of differentiated products (or varieties) supplied by a given number of heterogeneous but symmetric firms.¹ Each firm produces only 1 product which makes the number of products equal to the number of firms. In order to focus on the demand equation we treat the price and the number of ‘representative’ firms within an industry as predetermined.

As a starting point, we assume that a given national market is supplied by two aggregate producers (for example, domestic and foreign producers) referred to as N and E . For convenience, we define the ratio between the market share of each producer, V_{NE} :

$$V_{NE} = \frac{\sum_{i=1}^{n_N} p_{N_i} \cdot q_{N_i}}{\sum_{i=1}^{n_E} p_{E_i} \cdot q_{E_i}} \quad (1)$$

Where n_N and n_E are, respectively, the number of firms of the aggregate producers N and E . With symmetry, the ratio V will be equal to $(n_N \cdot p_N \cdot q_N / n_E \cdot p_E \cdot q_E)$, where p_N and q_N are the price and output of the representative firm in N , and similarly for E .

Models of international trade with monopolistic competition usually assume Dixit–Stiglitz CES preferences (see the survey by Helpman, 1990). In that case, with rational behaviour, the ratio between the market shares of the two aggregate producers is given by:

$$V_{NE} = \frac{n_N \cdot p_N \cdot q_N}{n_E \cdot p_E \cdot q_E} = c \cdot \left[\frac{n_N}{n_E} \right] \cdot \left[\frac{p_N}{p_E} \right]^{(1-\sigma)} \quad (2)$$

where $\sigma > 1$ is the elasticity of substitution between each pair of products and c is a constant depending on the parameters of the CES utility function. This equation says that the ratio V is determined by relative prices between N and E and by the relative number of firms. As Norman (1990) observes, this result is quite different from the traditional Armingtonian equation. Indeed, when perfect competition is assumed on the supply side,² the term n_N/n_E , that can be viewed as an imperfect competition effect, will not appear in the equation. If the 'true' model is the imperfect competition one, an econometric estimate of V using only relative prices as the explanatory variable will suffer a specification bias. Indeed, available data are generally based on weighted averages of individual prices, and therefore they cannot capture the valuation of product diversity as in the case of a CES aggregate.³

It is very likely, then, that supply-side effects have been underestimated by empirical work on trade equations, as noted by Goldstein and Khan (1985). There have been attempts at introducing non-price competitiveness effects in trade equations (e.g. Barker, 1977; Geracci and Prewo, 1982) but generally without an explicit link to trade theory, and indeed the practice of introducing time trends to trade equations can be interpreted as an attempt to proxy missing supply-side effects. All these heuristic approaches can be improved upon, taking account of our recent understanding of how imperfect competition interacts with trade flows. Along these lines, the imperfect competition model suggests that one should construct a 'composite price index', encompassing the ratio (n_N/n_E) that combines both price and non-price effects.

The market share equation (2) can be suitable for estimates if consumers perceive differences among varieties but are unable to perceive a global difference between the bundles offered by aggregate producers N and E . However, as trade equations are usually estimated at a broad level of aggregation, it seems more convenient to allow for different degrees of differentiation within and outside each group. To this end, Bismut and Oliveira-Martins (1987) used a 2-level CES function with an intra-firm layer and an aggregate producer layer, with 3 elasticity parameters characterising the substitution possibilities. Their market share ratio V is then given by:

$$V_{NE} = c \frac{n_N^{\beta_N} \left[\frac{p_N}{p_E} \right]^{(1-\sigma)}}{n_E^{\beta_E} \left[\frac{p_N}{p_E} \right]} \quad (3)$$

where $\beta_N = (1 - \sigma)/(1 - \sigma_N)$, and $\beta_E = (1 - \sigma)/(1 - \sigma_E)$.

σ_N and σ_E , (> 1) are the elasticities of substitution inside each group. The parameter σ which characterises the substitutability between the two

Consider the Translog indirect utility function (introduced by Christensen, Jorgenson and Lau, 1975):

$$-\log U = a_0 + \sum_i a_i \log(\Pi_i/Y) + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \beta_{ij} \log(\Pi_i/Y) \log(\Pi_j/Y) \quad (4)$$

where $[\Pi_i]$ is the vector of prices and Y total income. In our experiment, we assume rational behaviour implying constraints on the parameters:

$$\sum_j \beta_{ij} = 0, \quad \beta_{ij} = \beta_{ji} \quad \text{and} \quad \sum_i a_i = 1$$

These constraints imply homogeneity of degree 1 with respect to income. By using the logarithmic form of Roy's identity one gets the market share w_i of producer i :

$$w_i = a_i + \sum_j \beta_{ij} \log(\Pi_j) \quad (5)$$

According to the argument above, the price vector $[\Pi_j]$ should be defined over a bundle of differentiated products, incorporating both a pure price effect and a 'variety' effect. As in the Dixit-Stiglitz approach, we assume a CES functional form for the composite price index:⁵

$$\Pi_j = \left[\sum_{k=1}^{n_j} P_k^{(1-\sigma_j)} \right]^{\frac{1}{(1-\sigma_j)}} \quad (6)$$

where σ_i is the intra-group elasticity of substitution. Moreover, with intra-group symmetry (hence each product has the same price P_j) the composite price index for source j will be:

$$\Pi_j = n_j^{1/(1-\sigma_j)} \cdot P_j \quad (7)$$

It can be noted that, if the first level Translog system is homothetic, by introducing the CES second level, we are possibly introducing other income type effects via the number of firms (or the number of products). This is an important point given the imperfect competition features embodied in this system.⁶

We recall the usual direct (ϵ_{ii}) and cross-price (ϵ_{ji}) elasticities between groups of product derived from the Translog parameters:

$$\epsilon_{ii} = (\beta_{ii} + w_i^2 - w_i)/w_i \quad (8)$$

$$\epsilon_{ji} = (\beta_{ji} + w_j \cdot w_i)/w_j \quad (9)$$

This demand system can be used to characterise the degree of substitution among different bundles of products. The direct (Hicksian) or the Allen elasticities of substitution are not very appealing in the n -

bundles of products is required only to be positive. Compared with equation (2) the 2-level system has the same price elasticities but the 'product elasticities' β_N and β_E can now be different from 1. Whereas in the previous model increasing product variety by one producer always increased market shares, in equation (3) its effects depend on the elasticity of substitution between the 2 bundles of differentiated products. For a very low degree of substitution ($\sigma < 1$) the entry of new firms can have an adverse effect on the ratio V . Also, one should expect (but not necessarily) that the upper level elasticity σ is lower than the intra-varieties' elasticities of substitution.⁴ As the equation (3) is embodied in equation (2) it would be possible to choose between the 2 models by testing the hypothesis $\beta_N = \beta_E = 1$.

In order to carry out an econometric estimation with more than 2 bundles of products, the generalisation of equation (3) would entail severe restrictions on the parameters. Deaton and Muellbauer (1980) suggest two options:

(i) Assume that the overall substitution between each pair of differentiated product bundles is the same. This is equivalent to assuming strong separability among all aggregate sources of domestic demands.

(ii) Or, assume weak separability among groups of products. This hypothesis will lead to a nested framework in which groups of products are in their turn gathered together in broader groups over several layers. A structure of this type would be very similar to the nesting used in applied general equilibrium models.

The second is less restrictive than the first, but requires a careful choice of the separability hypothesis embodied in the nesting. Indeed, the price effects can be radically different according to the separability assumptions. Empirical work has consistently reported that, as far as price effects are concerned, separability between foreign and domestic sources is rejected by the data (see Winters, 1984, 1985).

Moreover, over a large period it also seems quite restrictive to assume that the overall substitution effects remain constant. Accordingly, it seems best to abandon the search for simple and constant elasticities of substitution and adopt instead a more flexible demand system. Among the many candidates, we chose the Translog functional form. The main advantage of the Translog system is that it allows for variable own – and cross-effects within a tractable form. The AIDS model (see Brenton and Winters, 1991), could also be a possible alternative, but it would be somewhat more complex to handle, namely when dealing with the composite prices defined below.

commodity case, but there is an alternative measure that can be interpreted in terms of the curvature of indifference surfaces, thus measuring the ease of substitution – the so-called Morishima partial elasticity of substitution M_{ij} . It can be defined (see, Blackorby and Russel, 1981, 1989) as:

$$M_{ij} = \epsilon_{ji} - \epsilon_{ii} \quad (10a)$$

by using (8) and (9) one gets:

$$M_{ij} = \beta_{ji}/w_j - \beta_{ii}/w_i + 1 \quad (10b)$$

M_{ij} is asymmetric since it refers only to the situation in which the composite price of group i varies. Hence, the possibilities of substitutability between groups i and j will be different if only the price of group j varies.⁷ This measure, however, has the appealing property of being a straightforward generalisation of the 2-group case by relating clearly the impact of relative prices over the market share ratio V_{ij} . Indeed, by taking the logarithmic derivatives of market shares w_i and w_j with respect to the relative composite price and comparing with (10b), one gets:

$$\frac{\partial \log(w_i/w_j)}{\partial \log(\Pi_i/\Pi_j)} = 1 - M_{ij} \quad (11)$$

We have now set up the base framework of a macroeconomic import system with imperfect competition. We now turn to the data sources and the empirical estimates.

3 Empirical implementation

3.1 The data

For France, Germany, the UK and Italy, data were collected for trade and output variables for National, Other EC and All Other producers, on an annual basis covering the period 1963–88 (except for production data in Italy which cover 1967–88); 3 industrial sectors were chosen: textiles and leather, chemical products and electrical goods.

Trade data (values and unit values) were derived from the EC Volimex data base.⁸ Unfortunately, the production data were not available from an unique source. The primary source was the EC sectoral BDS data base.⁹ As there are many missing data concerning production, this base has to be completed with other sources – in order of preference, the OECD IAI data base, the Statistical Office of the European Communities (SOEC) Industrial Statistics, and the UNIDO's Industrial Statistics. Data

for France before 1970 were derived from a particular source, the Propage data base.¹⁰ Appendix 1 (p. 259) summarises the data collecting process. Domestic demand is derived by using the usual identity:

$$P^d D + P^x X = P^q Q + P^m M \quad (12)$$

where D is demand, X exports, Q domestic production, M imports, with their respective prices (based on 1980).

3.2 *A proxy for the product differentiation effect*

As data for the number of firms do not exist for a sufficiently long time period, the variables corresponding to the number of firms must be replaced by proxies. Nonetheless, some information for France, Germany and the UK is available in the SOEC Industrial Statistics. The latter can be used to qualify the proxies we derived from industrial activity indexes in the UNIDO Industrial Statistics data base.

These indexes were constructed in two steps. First, an aggregate index for each of the major trading partners of the Volimex classification was calculated: individual EC countries; the USA; Japan; Australia/New Zealand/South Africa; rest of OECD; and the dynamic Asean economies (Singapore, South Korea, Hong Kong, Taiwan and Malaysia). Second, the group was weighted together into our aggregates by their import market share in the base year 1980 for each market/sector we consider (4 markets \times 3 products).

The rationale behind the proxy relationship is grounded on the monopolistic competition model. Therefore the proxy will capture the product differentiation effects better when the market structure is fragmented, i.e. when the number of firms grows in parallel with output expansion of the industry. We used the available data from the SOEC Industrial Statistics to test the relationship between the activity index (I_N) and the number of firms (n_N) in each of the 3 sectors, for national producers. The results of the pooled regressions are shown in Table 9.1.¹¹

The results indicate, as far as the main European producers are concerned, that the proxy should perform much better for textiles and leather and electrical goods' industries than for the chemical sector. Indeed, in the latter sector the negative correlation between the activity index and the number of firms suggests that the market should be closer to a segmented rather than a fragmented structure. In this case, the proxy cannot be consistent with the underlying hypothesis of oligopolistic competition with symmetric firms and free entry.

Table 9.1. *Results of pooled regressions*

Textiles and leather:		
$\log n_N = 1.283 \log I_N$ (7.84)	$R^2 = 0.65$	See = 0.088 ndf = 36 period: 1975–87
Chemical products:		
$\log n_N = -0.302 \log I_N$ (-2.87)	$R^2 = 0.22$	See = 0.062 ndf = 36 period: 1975–87
Electrical goods:		
$\log n_N = 0.672 \log I_N$ (8.50)	$R^2 = 0.69$	See = 0.053 ndf = 36 period: 1975–87

Note: All variables are defined as deviations from their country sample means. Student-*t* are in parenthesis.

See = standard error of the regression; ndf = number of degrees of freedom.

3.3 *Market shares and relative prices: is there a long-term relation?*

This section conducts a preliminary test on our data. Before estimating our extended model it seemed interesting to assess whether or not a long-term relation exists between market shares and relative prices. If not, this possibly reveals that a more general model may be required by the data. The stationarity and cointegration tests described in this section can be viewed as an analysis of this question.

Intuitively, cointegration among a set of variables implies that there exist fundamental economic forces which make the variables move stochastically together over time. Johansen (1988) and Johansen and Juselius (1990) provided a unified approach based on a maximum likelihood procedure for estimation and test in the context of a multivariate system.¹¹

We applied this procedure to test whether our sample was comparable with the following simple (often used) long-run empirical relation between market share and relative prices:

$$\log(q_i/D) = a \cdot \log(p_i/P) + b \quad (13)$$

where q_i is the demand for product i in a given market, p_i is its respective price, D is total demand and P is the price index of total demand. Variable q_i is equal to $(Q - X)$ for domestic producers and equal to imports for foreign producers. Table 9.2 applies Johansen's procedure to the 2-dimensional vector composed of market shares and relative prices taken in logarithms. We assume an autoregressive process of order 2 and that series can be integrated up to order 1. Moreover, we also assume that there are no deterministic trends in the series. When the dimension of the

Table 9.2. Tests for the dimension and the structure of the cointegration space between the logarithms of market share and price competitiveness

Sample: 1963–88, except for Italy: 1967–88

Market	Producer/ sector	Domestic	European	Non-European
<i>France</i>	Textiles	0	0	0
	Chemicals	1*	1 ^a	1 ^a
	Electrical	1*	0	1*
<i>Germany</i>	Textiles	1 ^a	1 ^b	0
	Chemicals	0	1 ^a	0
	Electrical	0	1 ^b	0
<i>Italy</i>	Textiles	0	1*	0
	Chemicals	1 ^a	1*	0
	Electrical	0	0	0
<i>UK</i>	Textiles	0	1*	1 ^a
	Chemicals	0	0	0
	Electrical	0	0	0

Note: The numbers indicate the dimension of the cointegration space.

^a The tests on the structure of the cointegration space indicate that price competitiveness is stationary while market share is not.

^b The tests on the structure of the cointegration space indicate that market share is stationary while relative price is not.

* The hypothesis of cointegration between market shares and relative prices is not rejected.

cointegration space is different from zero, we test whether the vector(s) which spans this space embody(ies) one of the 2 variables. In this way the stationarity of the series can be tested.

Over the 36 instances (4 markets × 3 sectors × 3 producers), the dimension of the cointegration space was found to be zero in 22 cases (61 per cent). In this group, market share and relative prices are integrated but not cointegrated, and the existence of a long-run relation between the two series is rejected by the data. For the remaining 14 cases, the dimension of the cointegration space is 1. The tests on the structure of the cointegration space show that in 8 of these, the stationarity of only 1 of the 2 variables is accepted. In only 6 cases (14 per cent) was a cointegration relation found. This happens in France, for domestic producers in chemical and electrical products, and for the non-European producers for electrical products; in Italy, for European producers in textiles and chemical products, and in the UK, for European producers in textiles.

These results require two caveats, however. First, the small size of our

sample makes the tests very weak. Second, there is a strict inconsistency in a bounded variable like a market share generating a non-stationary time series.¹³ That we found this occasionally can only reflect our finite sample size. In spite of these limitations we conclude that equation (13) is rejected by the sample in the majority of cases we studied.

It would also be difficult to continue this road and extend the dimensionality of the cointegration test without imposing non-linear constraints or relations among the variables, hence the need for a structural modelling approach of demand systems.

3.4 Estimation and results with the nested Translog-CES demand system

The estimation of the Translog-CES market share equations defined above was carried out for each of the 12 markets (4 countries \times 3 products). As was defined above, in each market 3 producers are identified: Domestic, Other European and Non-European. The system was estimated simultaneously by a maximum likelihood technique.¹⁴ Given our limited data set, the restrictions of homogeneity and symmetry were imposed *a priori*. The adding-up constraint is fulfilled by dropping the equation for the foreign producers, but as is well known the maximum likelihood estimates are independent of the choice of the equation which is dropped from the system.¹⁵ Based on Anderson and Blundell (1982), the only dynamic form which seemed tractable in our framework was a very simple partial adjustment process with a common adjustment speed (λ) across all suppliers. Preliminary estimates, not reported here, showed that the dynamic model tended to perform much better than the static model with respect to residual autocorrelation. By combining equations (5) and (7) with a proxy for the number of firms and a partial adjustment process one finally gets the system of equations to be estimated:

$$\Delta w_i = \lambda \cdot \left(a_i + \sum_j \beta_{ij} \cdot [\log(P_j) + 1/(1 - \sigma_j) \cdot \log(I_j)] - Lw_i \right) + u_i \quad (14)$$

where I_j is a proxy for the number of firms (in our case, an activity index), (i, j) stands for National (N), Other European (E) and Non-European (F) producers, L for the lag operator and u_i is a normally distributed random term. The first aim was to estimate the full system in a systematic way, but it turned out that because of convergence problems, it was necessary to adopt a specific estimation strategy¹⁶ and to add more structure to the system. In general, the near-collinearity between activity indexes makes it difficult to estimate the second level CES elasticities of substitution freely. In that case it was necessary to add more structure to the system by

Table 9.3. Comparison between the homogeneous and the differentiated product model

Sector/ country	Textiles	Chemicals	Electricals
France	12.4**	3.4	9.6**
Germany	3.4	6.2*	0.4
UK	10.2**	10.4**	5.2*
Italy	1.6	0.2	13.2**

Note: log-likelihood ratio (LR) test. The test statistic follows a $\chi^2(2)$ for France and a $\chi^2(1)$ for the other countries.

* The homogeneous product model is rejected at the 5 per cent level.

** The homogeneous product model is rejected at the 1 per cent level.

imposing the equality of some of the σ_j parameters across the 3 producers. For Germany, the UK and Italy it was required to impose equality of the 3 elasticities. For France, it was possible to obtain a more general form by imposing only the equality of 2 σ_j .¹⁷ In addition, in very few cases, the adjustment speed λ was also constrained in order to ease the convergence process.¹⁸

For each market the nested Translog-CES model can be compared with the 1 level system where varieties are implicitly supposed to be homogeneous ($\sigma = \infty$). Table 9.3 gives the results of LR test between the two models.¹⁹ Tables 9.4–9.7 show the parameter estimates.

Several inferences can be drawn from the results. In 7 out of 12 cases the model embodying product differentiation effects significantly increases the likelihood of the sample (see Table 9.3). In the electrical goods' sector the composite price effect also appears to be more significant than in the other sectors. On the other hand, the extended model works better in France and in the UK than in the other 2 countries. Parameter σ_j is significant and tends to be greater than 1 in the majority of the cases, which is compatible with the oligopolistic competition hypothesis. Perhaps one could expect to find greater values for these parameters²⁰ and it is possible that our high level of aggregation and weak proxy for the variety have biased our results. However, it should be noted that the effect of expanding the variety of products over market shares reduce very quickly with increases in this elasticity.²¹ Our estimates thus imply quite a high impact of the non-price effects. Under the assumption that our proxy reflects the number of products, this can also be interpreted as a high valuation of the variety embodied in the preferences. The value of this intra-variety elasticity of substitution can be crucial for the assessment of

Table 9.4. *Estimates for the French market, 1965–87*

Sector/parameters	Textiles	Chemicals	Electrical
<i>Estimates with homogeneous products ($\sigma_j = \infty$):</i>			
β_{NN}	-0.177 (-14.3)	-0.15 (-3.9)	-0.213 (-9.9)
β_{NE}	0.091 (10.6)	0.11 (3.7)	0.08 (5.9)
β_{NF}	0.085 (8.3)	0.040 (2.8)	0.133 (12.3)
β_{EE}	-0.117 (-3.7)	-0.037 (-0.9)	0.007 (0.5)
β_{EF}	0.026 (0.7)	-0.073 (-1.4)	-0.087 (-9.4)
β_{FF}	-0.111 (-2.6)	0.033 (0.6)	-0.046 (-5.0)
λ	0.334 (3.0)	0.157 (2.2)	0.5 "
LL	177.7	177.2	156.1
<i>Estimates with differentiated products (σ_j estimated):</i>			
β_{NN}	-0.031 (-2.0)	-0.008 (-0.2)	-0.147 (-6.6)
β_{NE}	-0.017 (-1.1)	0.005 (0.2)	0.082 (8.9)
β_{NF}	0.048 (4.3)	0.003 (0.2)	0.066 (2.9)
β_{EE}	0.063 (2.5)	-0.004 (-0.02)	0.011 (0.7)
β_{EF}	-0.046 (-3.1)	-0.001 (-0.2)	-0.092 (-6.5)
β_{FF}	-0.002 (-0.4)	-0.002 (-0.2)	0.026 (1.2)
λ	0.659 (4.6)	0.431 (3.4)	0.5 "
σ_N	1.371 (14.5)	1.016 (12.0)	3.79 (1.5)
σ_E	1.181 (22.2)	1.016 "	1.604 (8.6)
σ_F	1.181 "	1.044 (4.4)	3.79 "
LL	183.9	178.9	160.9

Note: Student-*t* are in parentheses. LL: log of likelihood function.

N = National, E = Other European, F = Non-European.

" The parameter was constrained.

Table 9.5. *Estimates for the German market, 1965-87*

Sector/parameters	Textiles	Chemicals	Electrical
<i>Estimates with homogeneous products ($\sigma_j = \infty$):</i>			
β_{NN}	-0.422 (-5.8)	-0.125 (-2.2)	-0.203 (-0.9)
β_{NE}	0.160 (3.1)	0.048 (0.8)	-0.154 (-0.6)
β_{NF}	0.263 (3.0)	0.077 (1.3)	0.357 (1.1)
β_{EE}	0.048 (0.5)	-0.084 (-0.5)	0.122 (0.6)
β_{EF}	-0.208 (-1.7)	0.035 (0.2)	0.031 (0.2)
β_{FF}	-0.055 (-0.3)	-0.112 (-0.7)	-0.389 (-0.9)
λ	0.098 (1.9)	0.066 (1.0)	0.030 (0.9)
<i>LL</i>	170.5	181.7	182.6
<i>Estimates with differentiated products (σ_j estimated):</i>			
β_{NN}	-0.125 (-1.9)	-0.003 (-0.1)	-0.067 (-1.7)
β_{NE}	0.049 (1.8)	0.000 (0.1)	0.013 (0.9)
β_{NF}	0.077 (1.5)	0.003 (0.1)	0.054 (1.6)
β_{EE}	-0.033 (-0.7)	0.002 (0.1)	0.000 (0.0)
β_{EF}	-0.016 (-0.5)	-0.002 (-0.1)	-0.013 (-1.5)
β_{FF}	-0.061 (-1.6)	-0.001 (-0.1)	-0.041 (-1.6)
λ	0.264 (2.8)	0.145 (2.3)	0.213 (2.7)
$\sigma_N = \sigma_E = \sigma_F$	1.466 (3.8)	1.005 (18.5)	1.275 (6.3)
<i>LL</i>	172.2	184.8	182.8

Note: Student-*t* are in parentheses. *LL*: log of likelihood function.
N = National, *E* = Other European, *F* = Non-European.

Table 9.6. *Estimates for the UK market, 1965–87*

Sector/parameters	Textiles	Chemicals	Electrical
<i>Estimates with homogeneous products ($\sigma_j = \infty$):</i>			
β_{NN}	-0.160 (-3.5)	-0.045 (-3.1)	-0.203 (-5.3)
β_{NE}	0.070 (3.5)	0.048 (4.8)	0.079 (5.4)
β_{NF}	0.091 (2.1)	-0.003 (-0.6)	0.124 (4.8)
β_{EE}	-0.314 (-1.5)	-0.019 (-0.4)	-0.002 (-0.1)
β_{EF}	0.245 (1.1)	-0.029 (-0.7)	-0.077 (-3.3)
β_{FF}	-0.335 (-1.3)	0.032 (0.8)	-0.047 (-1.8)
λ	0.136 (1.9)	0.535 (3.9)	0.205 (2.4)
<i>LL</i>	153.7	133.1	152.7
<i>Estimates with differentiated products (σ_j estimated):</i>			
β_{NN}	0.100 (1.6)	0.016 (0.6)	-0.121 (-4.4)
β_{NE}	-0.055 (-1.9)	-0.010 (0.6)	0.037 (2.7)
β_{NF}	-0.044 (-1.3)	-0.006 (-0.6)	0.084 (5.3)
β_{EE}	0.027 (1.8)	0.001 (0.3)	0.029 (1.4)
β_{EF}	0.028 (1.3)	0.009 (0.7)	-0.066 (-3.6)
β_{FF}	0.016 (1.1)	-0.003 (-0.9)	-0.018 (-1.3)
λ	0.354 (4.7)	0.608 (4.8)	0.300 (3.2)
$\sigma_N = \sigma_E = \sigma_F$	0.824 (10.1)	0.976 (3.9)	1.788 (4.9)
<i>LL</i>	158.8	138.3	155.3

Note: Student-*t* are in parentheses. *LL*: log of likelihood function.
N = National, *E* = Other European, *F* = Non-European.

Table 9.7. Estimates for the Italian market, 1969-87

Sector/parameters	Textiles	Chemicals	Electrical
<i>Estimates with homogeneous products ($\sigma_j = \infty$):</i>			
β_{NN}	-0.034 (-6.6)	-0.067 (-2.1)	-0.050 (-2.9)
β_{NE}	0.014 (4.7)	0.035 (1.4)	0.023 (2.0)
β_{NF}	0.020 (6.8)	0.031 (3.0)	0.027 (3.9)
β_{EE}	0.017 (1.1)	0.030 (0.4)	0.030 (1.2)
β_{EF}	-0.031 (-1.8)	-0.065 (-1.0)	-0.053 (-2.4)
β_{FF}	0.011 (0.6)	0.033 (0.6)	0.026 (1.3)
λ	0.420 (3.3)	0.2 a	0.462 (3.5)
LL	158.2	128.6	120.2
<i>Estimates with differentiated products (σ_j estimated):</i>			
β_{NN}	-0.035 (-5.4)	-0.046 (-1.1)	0.060 (3.8)
β_{NE}	0.009 (1.5)	0.014 (0.4)	-0.038 (-3.7)
β_{NF}	0.026 (3.8)	0.032 (1.9)	-0.023 (-3.6)
β_{EE}	0.020 (1.2)	0.043 (0.6)	0.024 (3.4)
β_{EF}	-0.030 (-1.7)	-0.057 (-0.9)	0.014 (3.6)
β_{FF}	0.003 (0.2)	0.025 (0.5)	0.009 (3.4)
λ	0.349 (2.6)	0.2 a	0.725 (5.5)
$\sigma_N = \sigma_E = \sigma_F$	1.848 (1.9)	1.451 (1.6)	0.938 (87.0)
LL	159.0	128.7	126.8

Note: Student-*t* are in parentheses. LL: log of likelihood function.

N = National, E = Other European, F = Non-European.

a The parameter was constrained.

welfare effects of market integration in applied GE models (see Burniaux and Waelbroeck, 1992). With high values of σ_j , the variation of the number of products has a small impact on welfare; typically, the benefits from market integration coming from firm specialisation will not be outweighed by the decrease in the number of products. For lower values of this elasticity the variety effect may dominate the sign of welfare gains.

In brief, in a significant number of cases, the broad picture seems to be consistent with the extended model incorporating both price and non-price effects. But one must bear in mind that the very simple symmetric market structure which underlies the proxy for product differentiation represents only one source of non-price effects.

4 Simulation of the effects of the '1992' market integration

4.1 *Substitutability parameters characterising the competition in each market*

Using the previous estimate it is possible to calculate all the substitution parameters characterising the competition in each market. As discussed above, we report Morishima partial elasticities of substitution M_{ij} derived from equation (10b), given the estimates of coefficients β_{ij} . The M_{ij} are not constant over the period and are asymmetric; each measures the impact of a change of producer i price over the market share ratio between i and j , all other prices are kept constant but all quantities adjust to their optimal levels. The point estimates of this parameter for the year 1987 are shown in Table 9.8. From equation (11) above, 1 minus the Morishima elasticity can be interpreted as the impact of relative prices over the corresponding market share ratio; hence, a value of M_{ij} greater than 1 indicates that a decrease in relative prices induces a market share gain. Given this appealing interpretation, it turns out to be easier to design an alternative hypothesis on the value of these parameters rather than on the values of the coefficients β_{ij} .

4.2 *Price and non-price effects*

The composite price index (7) enables us to simulate shocks either to relative prices or to aggregate producer output, the latter supposed to proxy the creation of new products. Since both operate via the composite price the 2 shocks are qualitatively equivalent, the numerical equivalence depending on the value of the estimated intra-variety elasticity of substitution σ_i . The lower this parameter, the higher the relative impact of non-price effects. As noted above, our system embodies quite a strong

Table 9.8. Matrix of partial elasticities of substitution, 1987

Model with differentiated products

	France			Germany			UK			Italy		
Textiles	-	0.971	1.403	-	1.459	1.549	-	0.560	0.597	-	1.150	1.332
	0.687	-	0.372	1.233	-	1.068	0.774	-	1.017	0.771	-	0.426
	1.089	0.805	-	1.387	1.158	-	0.841	1.054	-	0.998	0.607	-
Chemicals	-	1.030	1.042	-	1.004	1.034	-	0.935	0.921	-	1.124	1.389
	1.022	-	1.004	0.990	-	0.971	0.980	-	1.077	0.875	-	0.295
	1.024	1.016	-	1.014	1.000	-	1.018	1.063	-	0.808	0.560	-
Electrical	-	1.631	1.632	-	1.201	1.398	-	1.422	1.539	-	0.739	0.718
	1.077	-	0.392	1.019	-	0.927	0.905	-	0.585	0.835	-	1.009
	0.948	0.398	-	1.307	1.125	-	1.219	0.702	-	0.890	0.988	-

Note: For each market (country \times product), producers (ij) are ranked in the following order: National N , Other European E and Non-European F . For example, the first line corresponds to the Morishima partial substitution elasticities M_{NE} and M_{NF} .

impact of output growth differential over market shares. For example, with an intra-variety elasticity of substitution equal to 2, an 11 per cent growth in the number of products (or firms) would lead to a decrease of the composite price index of 10 per cent; with an elasticity of 1.5, only a 5.4 per cent shock would be required to achieve the same shock over the composite price.

4.3 *The effects of market integration*

The purpose of this exercise is two fold. First, it illustrates the impact of a price shock on market shares when preferences remain unchanged. Secondly, it aims to explore the impact of a particular homogenisation of tastes over European markets after the '1992' integration process. As an illustrative case, we assumed a counterfactual shock of a 10 per cent decrease on the composite price of the National producers in each market. Two scenarios were considered:

- *Differentiated tastes*: This is the base case using the estimated parameters, differentiated by producer and market.
- *Homogenisation of tastes*: In this scenario, we assume that the substitutability effects among the 3 aggregate producers are the same in all markets. As we are dealing with the impact at the level of the composite price index, the design of each scenario relies upon the value of the Morishima elasticities of substitution. The values of the Morishima elasticity are assumed to be a cross-country average of the estimated elasticities used in the first scenario. This can be viewed as a possible homogenisation of tastes across European countries. Whereby their behaviour with regard to the substitution between home, European and foreign goods become more similar. The values of the average Morishima elasticities are given in Table 9.9. Given these values and the observed market shares it is possible to derive the parameters β_{ij} of the demand system which corresponds to this change in preferences (see Appendix 2, pp. 259–60). The impact on market shares can then be calculated straightforwardly.

The results of these simulations sector by sector are shown in Tables 9.10–9.12. The responsiveness of market shares is higher for the textiles and electrical goods than for the chemicals products. Depending on the value of the partial elasticity of substitution, the price decrease can have a positive or an adverse effect on National producers' market share and on the competitive position of the Other European and Foreign producers. However, as is common in econometric work on trade equations, the impacts on market shares are rather low.

Table 9.9. Matrix of average partial elasticities of substitution, 1987

Model with differentiated products

Textiles	–	1.035	1.220
	0.866	–	0.721
	1.079	0.906	–
Chemicals	–	1.023	1.097
	0.967	–	0.837
	0.966	0.910	–
Electrical	–	1.248	1.322
	0.959	–	0.728
	1.091	0.803	–

Note: See note to Table 9.8.

In the first scenario, for the textiles industry in France, the Foreign producers lose market share whereas the share of the Other European producers increases slightly (for the latter producer the Morishima elasticity M_{NE} is lower than 1); in Germany and Italy, National producers record market share gains over the 2 other producers. For the UK there is an adverse effect for the National producers (the Morishima elasticities are both lower than 1).

In the chemicals sector, the effects are typically very low. The Italian market is an exception, as there is a sizeable market share loss for the foreign producers.

The highest impacts are in the electrical goods industry. In France, National producers have a 2.5 per cent increase of their market share in comparison with a 4.2 per cent market share loss for each other producer. The same pattern applies for Germany and the UK. In Italy, the price decrease has a negative impact on the market share of National producers.

The effect of a homogenisation of tastes across European markets is shown in the third column of Tables 9.10–9.12. As we assume the same elasticities in all markets the results are naturally less contrasted than in the previous scenario. The magnitude of the market share deviations also tends to be lower than in the preceding case, because there is a compensation between negative and positive effects across countries. Except for the textile industry, the decrease of national producers' price induces a uniform market share loss for the other producers. In all sectors, the market share of foreign producers falls by around 2 per cent relative to the base shares. The losses for the other European producers are higher for

Table 9.10. *Results of the simulations, textiles and leather*

Simulation of a -10 per cent shock on the National producers' composite price index

Market/producer	(Shares of total demand in 1987)	(Deviations from base shares)	
	Base shares (%)	Differentiated tastes	Homogenisation of tastes
<i>France</i>			
National	64.5	0.33	0.25
Other European	21.9	0.18	0.01
Non-European	13.5	-0.50	-0.26
<i>Germany</i>			
National	45.9	1.32	0.34
Other European	26.2	-0.52	0.10
Non-European	27.9	-0.81	-0.44
<i>UK</i>			
National	62.1	-1.06	0.30
Other European	19.7	0.58	0.03
Non-European	18.2	0.46	-0.33
<i>Italy</i>			
National	82.7	0.37	0.26
Other European	8.3	-0.09	-0.01
Non-European	9.0	-0.27	-0.19

the electrical goods than for the other sectors. For chemicals, they are very small. For the textiles sector, the European producers benefit from a low substitutability with national products and show market share gains.

5 Summary and conclusions

In this chapter we have estimated a demand system for domestic, European and foreign products in the 4 main European markets, allowing for both price and non-price determinants of market shares. Non-price effects are related to a supply-side hypothesis of oligopolistic competition with a large number of firms, in which price and product differentiation effects are channelled through a composite price index. Some advantages of this model can be put forward compared with the usual import demand equations, namely that it is a flexible demand system which does not

Table 9.11. *Results of the simulations, chemical products*

Simulation of a - 10 per cent shock on the National producers' composite price index

Market/producer	(Shares of total demand in 1987)	(Deviations from base shares)	
	Base shares (%)	Differentiated tastes	Homogenisation of tastes
<i>France</i>			
National	59.9	0.08	0.11
Other European	29.6	- 0.05	- 0.02
Non-European	10.5	- 0.03	- 0.09
<i>Germany</i>			
National	69.1	0.03	0.10
Other European	20.8	0.00	- 0.02
Non-European	10.1	- 0.03	- 0.08
<i>UK</i>			
National	63.8	- 0.17	0.11
Other European	25.1	0.11	- 0.02
Non-European	11.1	0.06	- 0.09
<i>Italy</i>			
National	60.7	0.49	0.11
Other European	29.1	- 0.15	- 0.02
Non-European	10.2	- 0.34	- 0.09

impose the habitual separability over national and foreign sources of domestic demand. The composite price index can capture secular shifts in market shares, via changes in import penetration, that usually have to be treated non-theoretically through the introduction of deterministic trends.

The empirical implementation of this model requires the use of a proxy for the number of representative firms in a given industry. We used a weighted index of industrial activity of each aggregate producer present in each market. A better approximation of this variable could eventually be constructed by using microeconomic data at the firm level, but through lack of available data this was not possible at this stage. Before the estimation of the demand system a test of the long-term relationship between relative prices and market shares was performed by means of a cointegration technique. This confirmed that in a significant number of cases such a relation does not exist, which suggests that the usual model

Table 9.12. *Results of the simulations, electrical goods*

Simulation of a -10 per cent shock on the National producers' composite price index

Market/producer	(Shares of total demand in 1987)	(Deviations from base shares)	
	Base shares (%)	Differentiated tastes	Homogenisation of tastes
<i>France</i>			
National	62.8	1.55	0.70
Other European	20.7	-0.86	-0.31
Non-European	16.6	-0.70	-0.38
<i>Germany</i>			
National	69.8	0.70	0.65
Other European	12.4	-0.14	-0.21
Non-European	17.9	-0.57	-0.44
<i>UK</i>			
National	56.0	1.28	0.76
Other European	18.0	-0.39	-0.23
Non-European	26.0	-0.88	-0.53
<i>Italy</i>			
National	65.5	-0.63	0.65
Other European	22.4	0.40	-0.36
Non-European	12.1	0.24	-0.29

based exclusively on pure price effects should be ruled out in favour of a more general one.

The results show that the composite price indexes – incorporating product differentiation – may perform better in explaining market shares than relative prices alone. Secondly, we obtained plausible and significant estimates of the intra-variety elasticity of substitution. As very often in the literature on trade equations, the estimates of price effects over market shares are on average rather moderate. However, one must note that the non-price effects intervene with a much higher elasticity. Finally, we attempted two simulations related to the '1992' market integration effects. We showed that a counterfactual decrease of 10 per cent on domestic producers' price has a differentiated, but rather moderate, impact across markets. In the hypothetical case that a homogenisation of tastes would lead to the same average elasticities in all countries, these effects could even be lower.

Appendix 1: Sources of the data

The production data used in this chapter were derived from the reconciliation of several sources, summarised in Table 9A.1.

For the base year 1980, the production value was derived from the input-output table of the OSCE. Trade and production data were reconciled by using the correspondences between the Nace-Clio classification and the CITI industrial products' list described in Table 9A.2.

 Table 9A.1. *Primary sources for production data*

Country	Data type	BDS ^a	OECD ^b	UNIDO ^c	SOEC ^d	INSEE ^e
France	Value	1970-87				1963-9
	Volume	1970-87				1963-9
Germany	Value	1960-88				
	Volume			1963-80	1980-7	
Italy	Value				1980	
	Volume		1980-8	1963-9		
	Price		1970-88	1967-9		
UK	Value	1970-88		1963-9		
	Volume			1963-9		
	Price		1970-88			

Note: The figures indicate the period for when the data source was used.

^a Banque de Données Sectorielles, EC-DG II.

^b OECD, IAI data base.

^c UN, Industrial Statistics.

^d Statistical Office of European Communities, Industrial Statistics.

^e Institut de la Statistique et des Etudes Economiques (INSEE), Propage Model data base.

 Table 9A.2. *Correspondences between the CITI, Nace-Clio and BDS classifications*

Sectors	CITI	Nace-Clio	BDS
Textiles and leather	321 + 322 + 323 + 324	43 + 44 + 45	14
Chemical products	351 + 352	25 + 26	17
Electrical goods	383	34	11

Appendix 2: Derivation of the parameters of the demand system from the Morishima elasticities

Given the values of the Morishima elasticities (M_{ij}) and the constraints on the demand system, it is possible to derive the parameters of the Translog function. Indeed, from equation (10b) in the text we have:

$$M_{ij} = \beta_{ji}/w_j - \beta_{ii}/w_i + 1 \quad (\text{A1})$$

$$M_{ik} = \beta_{ki}/w_k - \beta_{ii}/w_i + 1 \quad (\text{A2})$$

The homogeneity and symmetry constraints imply that, $\beta_{ii} + \beta_{ji} + \beta_{ki} = 0$. By using this relation and rearranging (A1) and (A2) we get:

$$\beta_{ji} \cdot (w_i + w_j) + \beta_{ik} \cdot w_j = w_i \cdot w_j \cdot (M_{ij} - 1) \quad (\text{A1}')$$

$$\beta_{ji} \cdot w_k + \beta_{ik} \cdot (w_i + w_k) = w_i \cdot w_k \cdot (M_{ik} - 1) \quad (\text{A2}')$$

Finally, by using the adding-up condition $w_i + w_j + w_k = 1$, and solving the above system we find that:

$$\beta_{ji} = w_j \cdot w_k \cdot (1 - M_{ik}) - w_j \cdot (1 - w_j) \cdot (1 - M_{ij}), \quad \text{for } i \neq j$$

and by symmetry $\beta_{ji} = \beta_{ij}$.

NOTES

We received helpful comments from the participants of the CEPR, IT'92 Workshop (London), of the EEA 1991 Annual Conference (Cambridge), and of the CEPR Conference 'Trade Flows and Trade Policy after "1992"' (Paris). In particular, we would like to thank L.A. Winters, P. Brenton and R. Faini. We also wish to thank M. Christian Dewaleyne from the EC-DG II, who authorised the access and provided the information on the Volimex and BDS data bases. The views expressed in this chapter are those of the authors and should not be attributed either to the OECD or INSEE.

- 1 Following the mainstream of this literature, in this chapter only a symmetric market structure will be considered. A recent work by Abd-el-Rahman (1991) incorporates empirical information on intra-firm heterogeneity together with trade data in order to explain the overall composition of trade.
- 2 Actually, perfect competition in the supply side was not an explicit assumption in the original paper by Armington (1969). He derived only a demand system with imperfect substitutes. Afterwards, the so-called Keynesian approach of trade flows made this hypothesis explicit by assuming an infinite elastic supply.
- 3 This is a well-known problem in price index theory. See, for example, Lloyd (1975) for a discussion of the bias arising from a Laspeyres approximation of a 2 level CES price index.
- 4 As shown by Sato (1967), inside a group, say N , the Allen partial elasticity of substitution equals:

$$A_{ij} = \sigma + \frac{1}{w_N} \cdot (\sigma_N - \sigma) \quad \text{for } i, j \in N, i \neq j$$

where w_N is the market share of aggregate producer N . When σ is higher than σ_N the varieties are complementary and a monopolistic competition equilibrium will be unstable.

- 5 Note that this Translog-CES system is a nested structure which is different from the more general CES-Translog system proposed by Pollack, Sickles and Wales (1984); the latter combines both a CES and a Translog function at the same level.
- 6 See Krugman (1989) for a discussion of the relation between income elasticities and growth in the context of a monopolistic competition model of international trade.
- 7 In this case all relative prices Π_i/Π_k , $k \neq i$ would vary, whereas they remain constant in the previous case.
- 8 This data base contains bilateral trade flows for each OECD country and a world breakdown of 30 groups of countries at the Nace-Clio disaggregation level (25 products), for the period 1963-88.
- 9 This data base contains value added (value and volume), production (value and volume), investment and employment for the 12 EC countries at an aggregation of Nace-Clio level.
- 10 This data base can be provided by the INSEE, Paris, upon request.
- 11 In order to take into account the cross-country differentials, we estimated a fixed effects model (or the so-called 'within estimator') over the pooled data of France, Germany and the UK for the period 1975-87. Because of a break in the statistical coverage of the number of firms for Italy, this country was removed from the sample.
- 12 Johansen's approach can be summarised as follows. Consider a p -dimensional Gaussian autoregressive vector:

$$X_t = \sum_{i=1}^{k+1} \pi_i X_{t-i} + e_t$$

with non-singular covariance matrix. By reparameterising the process in first differences, we get:

$$\Delta X_t = \sum_{i=1}^k \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \Gamma_{k+1} X_{t-k-1} + e_t$$

The rank of Γ_{k+1} gives the dimension of the cointegration space. Under the null hypothesis that this dimension is equal to r , this matrix can be decomposed into $\Gamma_{k+1} = a\beta'$ where a and β' are p.r. full rank matrices. The dimension of the cointegration space can then be determined sequentially, by analysing the canonical correlations between levels and first differences corrected for lagged differences. The determination of this dimension is based on a likelihood ratio statistic with a known asymptotic distribution. Given this dimension, Johansen's procedure allows for testing a hypothesis on the structure of the cointegration space, e.g. that this space contains or is contained in another space. The test statistic is distributed as chi-squared. In particular, it can be tested if some series are stationary or not.

- 13 Note that as the estimates were made in logs, the market share variable is only bounded upwards.
- 14 We used the non-linear least squares procedure of the software TSP 4.1a.
- 15 See Italianer (1986) for an exhaustive review of simultaneous systems of equations techniques applied for import allocation models.

- 16 As very often when estimating non-linear systems, the initialisation point is crucial to get convergence of the maximisation procedure. To overcome this problem, we adopted a linear iterative procedure over two sub-sets of parameters; this procedure performed quite well to supply initial estimates. More information on these technical aspects can be supplied by the authors upon request.
- 17 The choice of the constrained elasticity was based on the likelihood of the estimates.
- 18 The value was chosen according to a grid search over the range [0, 1].
- 19 The null hypothesis corresponds to the homogeneous product model where $1/(1 - \sigma)$ is constrained to be zero.
- 20 Namely, when they are compared with the equivalent parameters calibrated in AGE imperfect competition models (e.g., Gasiorek, Smith and Venables, 1992).
- 21 The elasticity of the market share of producer i with respect to the number of products of producer j is given by $\beta_{ij}/((1 - \sigma_j) \cdot w_i)$.

REFERENCES

- Abd-el-Rahman, K. (1991) 'Firms' competitive and national comparative advantages as joint determinants of trade composition', *Weltwirtschaftliches Archiv*, **127(1)**.
- Anderson, G.J. and R.W. Blundell (1982) 'Estimation and hypothesis testing in dynamic singular equation system', *Econometrica*, **50(6)**, pp. 1559-71.
- Armington, P. (1969) 'A theory of demand for products distinguished by place of production', *IMF Staff Papers*, **16(1)** (May).
- Barker, T. (1977) 'International trade and economic growth: an alternative to the neo-classical approach', *Cambridge Journal of Economics*, **1**, pp. 153-72.
- Bismut, C. and J. Oliveira-Martins (1987) 'Price competitiveness, market shares and product differentiation', *Working paper*, CEPII **87-07**.
- Blackorby, C. and R.P. Russel (1981) 'The Morishima elasticity of substitution: symmetry, constancy, separability, and its relationship with Hicks and Allen elasticities', *Review of Economic Studies*, **48**, pp. 147-58.
- (1989) 'Will the elasticity of substitution please stand up? (A Comparison of the Allen/Uzawa and Morishima elasticities)', *American Economic Review*, **79(4)**, pp. 882-8.
- Brenton, P. and L.A. Winters (1991) 'Estimating trade functions for exploring the effects of 1992', Chapter 10 in this volume.
- Burniaux, J.-M. and J. Waelbroeck (1992) 'European integration and product specialisation', Université Libre de Bruxelles, mimeo.
- Christensen, L.R., D.W. Jorgenson and L.J. Lau (1975) 'Transcendental logarithmic utility functions', *American Economic Review*, **65**, pp. 367-83.
- Deaton, A. and J. Muellbauer (1980) *Economics and Consumer Behaviour*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Gasiorek, M., A. Smith and A. Venables (1992) '1992: trade and welfare - a general equilibrium model', Chapter 2 in this volume.
- Geracci, V.J. and W. Prewo (1982) 'An empirical demand and supply model of multilateral trade', *The Review of Economics and Statistics* (August), pp. 432-41.

- Goldstein, M. and M. Khan (1985) 'Income and price effects in foreign trade', in R.J. Jones and P. Kenen (eds), *Handbook of International Economics*, Amsterdam: North-Holland.
- Helpman, E. (1990) 'Monopolistic competition in trade theory', *Special Papers in International Finance*, 16 (June), Princeton University.
- Italianer, A. (1986) *Theory and Practice of International Trade Linkage Models*, Dordrecht: Martinus Nijhoff Publishers.
- Johansen, S. (1988) 'Statistical analysis of cointegration vectors', *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, pp. 231–54.
- Johansen, S. and K. Juselius (1990) 'Maximum likelihood estimation and inference on co-integration – with applications to the demand of money', *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, pp. 169–210.
- Krugman, P. (1989) 'Differences in income elasticities and trends in real exchange rates', *European Economic Review*, 33, pp. 1031–54.
- Lloyd, P.J. (1975) 'Substitution effects and biases in nontrue price indices', *American Economic Review*, 65, pp. 301–13.
- Norman, V. (1990) 'Assessing trade and welfare effects of trade liberalisation: a comparison of alternative approaches to CGE modelling with imperfect competition', *European Economic Review*, 34, pp. 725–51.
- Oliveira-Martins, J. (1989) 'Export behavior with differentiated products', in M. Dagenais and P.-A. Muet (eds), *International Trade Modelling*, New York: Chapman & Hall.
- Pollack, R.A., R.C. Sickles and T.J. Wales (1984) 'The CES–Translog: specification and estimation of a new cost function', *Review of Economics and Statistics*, 66, pp. 602–7.
- Sato, K. (1967) 'A two-level constant elasticity-of-substitution production function', *Review of Economic Studies*, 34, pp. 201–18.
- Winters, L.A. (1984) 'Separability and the specification of foreign trade functions', *Journal of International Economics*, 17, pp. 239–63.
- (1985) 'Separability and the modelling of international economic integration', *European Economic Review*, 27, pp. 335–53.

Discussion

LARS-HENDRIK RÖLLER

Chapter 9 by Oliveira-Martins and Toujas-Bernate estimates a model of macroeconomic trade equations introducing monopolistic competition on the supply side for three European manufacturing industries. As they state in the introductory section 1, the focus of the chapter is on the demand side, which is much more developed than the supply side. They expand on earlier models of this kind by allowing for translogarithmic trade functions, which introduces a certain amount of flexibility on the demand side, at the expense of fewer degrees of freedom and a rather

complicated and highly non-linear econometric estimation. Using this model, they perform several very interesting simulation exercises, quantifying the effects of European integration.

The chapter is indeed a valuable contribution in the area of imperfect competition and trade. Given my personal bias and the fact that the supply side is comparatively less developed, I will concentrate my remarks on the modelling of market power.

The central equation (2), on which the empirical implementation is based, is a rather underdeveloped model of the supply side. This is especially so since the chapter claims to be a model of imperfect competition (as the title states), without paying much detail to the modelling of strategic interactions, either static or dynamic. On the other hand, the chapter is obviously a step in the right direction by introducing the term n_N/n_E through the model of monopolistic competition. Later in the chapter, the authors choose a somewhat different specification (14) in their empirical estimation of the textile, chemical, and electrical industries, namely one in which the change in market share of one producer is related to the level of the prices and the activity index of all other producers. However, they rely substantially on specification (2) when constructing their composite price index. Let me make a few suggestions and state a few problems with an equation such as (2), which postulates that relative market shares are a function of relative prices and the relative number of firms alone.

First, suppose $n_N = n_E$, that is the number of firms are identical. In this case, the model basically reduces to that of perfect competition. This seems to be true even when there is only one aggregate producer, that is $n_N = n_E = 1$. Conversely, imperfect competition is inferred even if the number of firms, or equivalently the number of products, is large but asymmetric (these conditions are indeed empirically rather plausible).

A second potential problem is the fact that prices, and possibly even the number of firms, are assumed to be exogenous. However, one could easily argue that firms set prices, in addition to other instruments, strategically and therefore endogenously. Consequently, the endogeneity introduces a simultaneity bias. A solution might be to specify a structural model of competition along the lines of the 'new empirical industrial organisation' literature (see Bresnahan, 1989, for a survey). A model of this kind would ideally eliminate the simultaneity bias, as well as taking into account strategic interactions more directly. Alternatively, an instrumental variable model could be employed.

Third, just as the authors show that there is some evidence for the inclusion of the number of firms (or number of products) through their proxy of activity, it can easily be argued that there are other important

variables that affect market share. Consequently, the same argument put forward by the authors about misspecification bias (see also below) could be evoked. Let me elaborate this point briefly using the example of the pharmaceutical industry (CITI code 352), which is included in the present study. As is well known for the pharmaceutical industry, price competition is not the only source of competition. Product competition, marketing and R&D expenditure are equally important in this industry (see Thomas, 1990). Moreover, various types of government regulations, such as drug approval, pre-clinical testing, and laboratory practices affect market shares substantially, especially amongst producers from different regulatory regimes. To model market shares it would be important to incorporate these effects in some form. This would undoubtedly require one to build an industry-specific model, rather than pooling various heterogeneous industries.

Finally, for the sake of argument, assume that the true model is indeed one of imperfect competition as described by equation (2). The authors state that if the true model is one of imperfect competition, econometric estimates of V using only relative prices as an explanatory variable will suffer from specification bias. As already mentioned above, this might not be the case whenever the number of firms is rather symmetric. Thus no bias might occur in this case, even though the underlying model is one of imperfect competition. Even in the asymmetric case, the bias would be in the estimation of parameter c , and not in predicting V , if the ratio n_N/n_E is constant over the sample. This would presumably not upset many of the policy conclusions and simulations. In fact the bias would be n_N/n_E . One way of checking for this bias might be to re-estimate the inverted model. If the results are not robust, this would be evidence of a misspecification problem.

To conclude, let me reiterate that I find this chapter to be a step in the right direction. My preference for future research would be towards a more structural approach of imperfect competition, ideally at the industry level. This would imply estimation of first order conditions of a well-defined strategic situation. However, given the inherent degree of complexity this introduces on the supply side, it is not clear that the flexible demand specification chosen in this chapter is possible to maintain. Unless the data are very rich, we are thus left with this trade-off.

REFERENCES

- Bresnahan, T.F. (1989) 'Empirical Studies of Industries with Market Power', Chapter 17 in R. Schmalensee and R.D. Willig (eds), *Handbook of Industrial Organization*, vol. 2, Amsterdam: North-Holland.
- Thomas, L.G. (1990) 'Regulation and Firm Size: FDA Impacts on Innovation', *RAND Journal of Economics*, 21(4) (Winter).

[4] "Varieties, Jobs and EU Enlargement"

Rivista di Politica Economica, XCII, Jan-Feb 2002;

aussi publié dans *The Economics of Enlargement*, S. Manzocchi (ed.), Series: Central Issues in Contemporary Economic Policy and Theory, Palgrave Macmillan, 2003 (avec T. Boeri).

Il y a plusieurs faits stylisés de la transition des pays de l'Europe de l'Est qui ont reçu une explication partielle ou peu de attention dans la littérature économique. Notamment, il est surprenant qu'au début de la transition les échanges de ces pays n'aient pas subi la même baisse que leur niveau de production, l'orientation géographique des échanges ait changée de manière radicale et la spécialisation traditionnelle dans les industries lourdes se soit maintenue, voire même renforcée.

Cet article propose une explication de ces faits fondée sur un modèle à deux secteurs incorporant la demande de produits différenciés (effet variété). Celle-ci avait été lourdement contrainte pendant la période socialiste qui se caractérisait par une grande homogénéisation des biens, produits en grande quantité: Lors de la libéralisation des économies, la demande de variété s'est matérialisée créant un grand choc sur le secteur productif des économies en transition. Seulement sur le long-terme la création et l'augmentation de densité des entreprises pourra combler ce décalage entre l'offre et la demande de biens différenciés. Etant donné que la création passe par un processus coûteux d'expérimentation avec un taux d'échec élevé, ce processus d'ajustement permet aussi d'expliquer en partie la perte d'output observée dans le début de la transition.

Le modèle utilisé cadre bien avec les faits stylisés mais l'intégration de la statique comparative (pré et post-transition) et de la dynamique du processus de transition pourrait être améliorée. L'analyse soulève aussi un problème de cohérence entre politiques sociales et du marché du travail, et les politiques visant à stimuler la création des entreprises qui sera abordée dans des travaux ultérieurs.

Varieties, Jobs and EU Enlargement

Tito Boeri - Joaquim Oliveira Martins¹

Università «Bocconi», Milano

OECD, Paris

Una economia aperta può crescere velocemente senza incorrere in problemi di bilancia dei pagamenti, a condizione che riesca a produrre un crescente numero di varietà di beni.

Un aumento della varietà di beni differenziati prodotti in Europa Centro-Orientale richiede una riallocazione della forza lavoro, che è ancora relativamente concentrata in settori che producono beni omogenei ed a elevate economie di scala, ed un aumento della numerosità delle imprese, che è bassa secondo standard europei. I sussidi di disoccupazione possono favorire questo processo alimentando la mobilità in uscita, ma non devono essere troppo elevati per non inibire la ricerca di nuova occupazione.

Small open economies can grow faster than their neighbours without running into a balance of payment crises if they succeed in increasing the number of differentiated goods produced domestically. A further increase in the number of varieties produced in Central and Eastern Europe will require more worker and job reallocation as production is still largely concentrated in homogeneous good and scale-intensive industries and enterprise density is significantly lower than in Western Europe. Unemployment benefits can support this process by providing seed capital for self-employment choices. But they should be neither too low nor too high. Otherwise, they would prevent restructuring or discourage job search. [JEL Code: F12, L11, P21].

¹Tito Boeri, Professor of Economics and Joaquim Oliveira Martins Senior Economist, wish to thank Riccardo Faini and Stefano Manzocchi for useful comments on the previous versions of this paper. Anne Legendre provided excellent statistical assistance. The views expressed are those of the authors, and do not necessarily reflect those of the OECD or its Member countries.

N.B., the numbers in square brackets refer to the Bibliography at the end of the paper.

1. - Introduction

Two key factors that have so far allowed fast growing economies of central and eastern Europe to cope with their external constraint have been (i) the presence of relatively low unit labour costs and (ii) the initial under-valuation of the exchange rate. The accession to the EU will inevitably reduce both sources of competitiveness of eastern European exports. Real wages are likely to catch-up western European levels and current EU members are pushing these countries to enforce labour market and social regulations that will increase labour costs. Moreover, stability of the exchange rate will be pursued as these countries wish to qualify for the EMU.

Small open economies can grow faster than their neighbours without running into a balance of payment crises if they succeed in increasing the number of differentiated goods produced domestically. The multiplication of the number of varieties in these countries after trade liberalisation is an unambiguous sign that consumers coming from the empty shelves of the pre-transition era have a strong taste for varieties, and hence that new varieties can create their own demand. This link between growth, trade and product variety has been highlighted in theoretical and empirical literature (Krugman [14]; Oliveira Martins [19]; Funke et Ruhwedel [11]). The increase in the number of varieties will also involve a furthering of the worker reallocation process as production is still largely concentrated in homogeneous good and scale-intensive industries and enterprise density is significantly lower than in Western Europe.

This major re-orientation of consumption away from the previous homogeneous goods towards the type of differentiated goods existing in western markets has often been neglected by the literature on transition economics (Boeri [4]). Indeed, there was a formidable lack of varieties in the pre-transition period, which prevented the socialist-autarkic equilibrium to be jointly determined from the demand and supply side: consumers were strongly rationed in the purchase of varieties (Matsuyama [16]). Accordingly, we argue in this paper that the "variety effect" can contribute to explain the pattern of trade flows during the transition process.

Notably, it could explain why trade did not collapse in line with output and the major geographical re-orientation of trade with an increased demand for goods produced in the West. It also enables to understand why persistent trade specialisation of these countries in traditional industries.

This paper starts by reviewing the changing profile and orientation of trade in transitional economies of central and eastern Europe. Next, developments in enterprise density and the performance of greenfield vs. state and privatised firms are reviewed in an attempt to assess barriers to the entry and growth of small business. Finally, numerical simulations with the model are developed which enable to assess the likely impact on employment, unemployment and gross worker flows of reductions in start-up costs.

2. - The Patterns of Trade Flows During the Transition

This Section documents the stylised facts about the pattern of trade flows during the transition. For the sake of statistical comparability, the focus will be on the group of Visegrad countries, Romania and Slovenia.

2.1 Trade Did Not Collapse in Line With Output

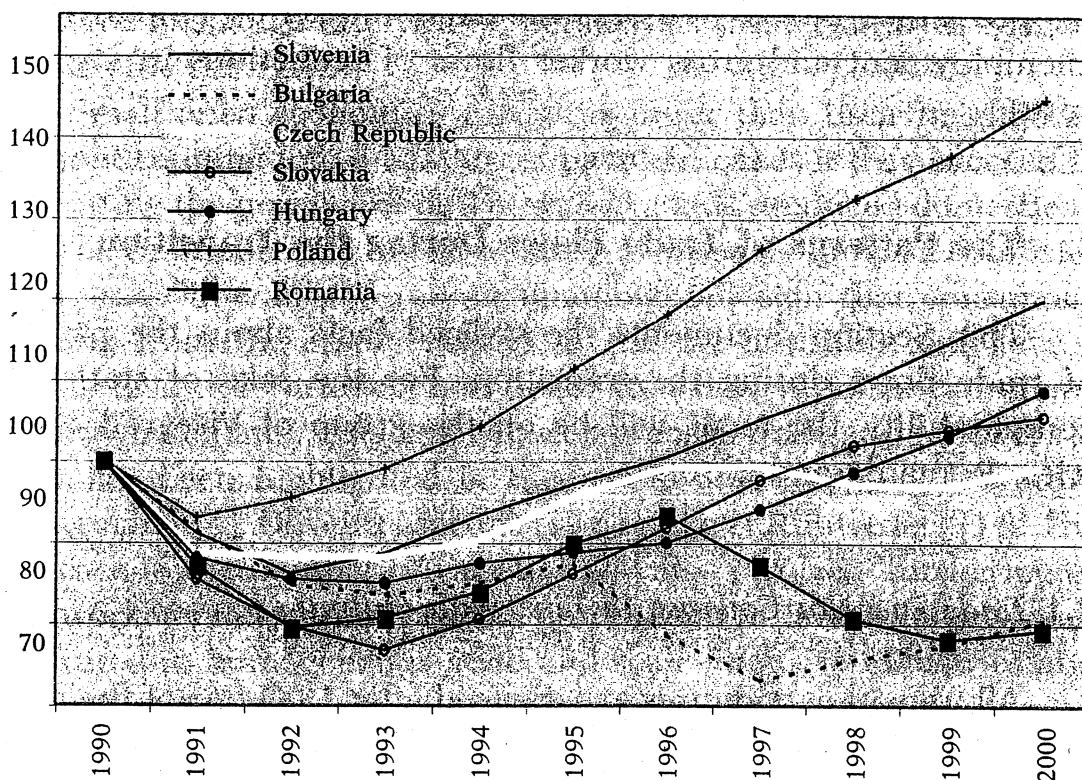
All transition countries experienced after 1989 one of the most marked depressions ever observed in recent economic history. Between 1989 and 1991, GDP declined in Eastern Europe by as much as 30% in countries such as Bulgaria and Romania (Graph 1). Different causes for the output declines have been discussed in the literature². While this transitional depression is a well known and

²For example, a disorganisation effect of the previous production and distribution networks (BLANCHARD O. - KREMER M., [3]; ROLAND G. - VERDIER T., [21]) or the loss of CMEA markets. Nevertheless, the country-by-country patterns suggest that the output fall can be partly explained by taking into account the level of pre-

documented fact in the literature, the fact that trade volumes did not collapse in line with output has received much less attention. These countries were experiencing a deep economic depression whereas imports were rather buoyant (Graph 2) throughout the region, with the only exception of Bulgaria and Romania. The asymmetries in output and trade dynamics point to supply-side determinants of GDP falls in transitional economies.

GRAPH 1

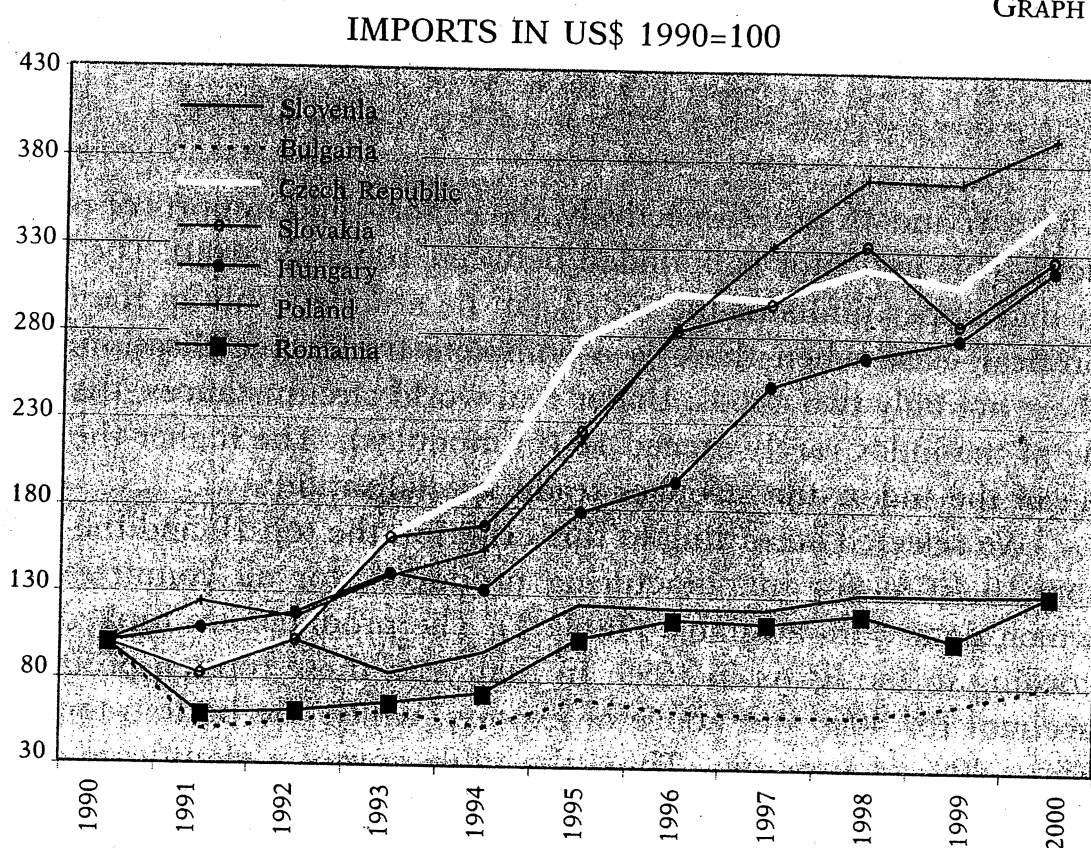
GDP DECLINE 1990=100



Source: CEPII, Chelem database

transition distortions and the management of the reform process. For example, in the most advanced transition countries, such as Hungary or Slovenia, a more decentralised decision-making process was already in place before the transition. Some countries also adopted reforms more quickly and fully, thus reinforcing their favourable position. Overall, the larger output declines and late bottoming-out can be found in countries which had the largest pre-transition distortions and have accumulated delays in implementing reforms, such as Romania and Bulgaria.

GRAPH 2



Source: CEPII, Chelem database

2.2 The Persistent Specialisation in Traditional Goods

A well known feature of trade patterns in Central Eastern Europe was the collapse of the CMEA and unexpectedly rapid re-orientation of trade flows towards developed market economies (mainly the European Union). By 1995, the latter accounted for nearly 70% of both exports and imports of Central and Eastern Europe. However, a perhaps less well understood feature of trade patterns has been the persistent trade specialisation of transitional economies in heavy energy-intensive industries and low-skilled segments of the manufacturing sector, in spite of a rather well-educated labour force with lower cost of labour relative to their western counterparts. In order to document this fact, we computed the following revealed comparative advantage (RCA) indicator proposed by Neven [17]:

$$(1) \quad RCA_i = \left(\frac{X_i}{\sum X_k} - \frac{M_i}{\sum M_k} \right) \cdot 100$$

where X_i and M_i are, respectively, the exports and imports of product i . This indicator is bounded between 100 and (-100). The lower and upper limits of the index can be attained only in the (theoretical) case when there is a complete trade specialisation and there are only two goods. Under real world circumstances, the value of the index rarely exceed 10 (in modules). The higher the value of the index, the stronger trade specialisation³.

We selected according to this criterion the top-10 and the bottom-10 RCAs for manufacturing products⁴, for all countries for which data were available (Table 1). The products are ranked according to the RCAs in 1999. In that year, these top-ten products account for 40% and above of exports, whilst the bottom-ten for 25 to 40% of imports. Thus, the table covers a significant portion of the trade turnover. We are mainly focusing on manufacturing products for two reasons. First, agricultural products tend to be highly distorted by strong trade barriers in European markets which affect our measure of comparative advantage. Second, the product variety effects discussed in this paper are mainly related to manufactured products.

By mid-1990s, most transition countries were still characterised by a persistent specialisation in homogeneous goods produced by heavy industries. In the Czech Republic the main revealed comparative advantages were in heavy industries and intermediate products such as coals, non-metallic mineral manu-

³The RCA index can be interpreted as a "normalised" trade balance (i.e. given that the sum of the RCA indicator across sectors is equal to zero, the comparative advantages are in this way measured under the theoretical condition of a balanced trade). The value of this indicator is also related to the intensity of intra-industry trade. The stronger two-way trade, the lower specialisation, the closer to zero the index (OECD [19]).

⁴As can be seen from Table 1, the value of the RCA index decreases (in modules) rather quickly, hence there is no loss of information in confining the list to the top-seven and bottom-seven products. More detailed results are, in any event, available from the authors upon request.

TABLE 1

MANUFACTURED PRODUCT SPECIALISATION IN EASTERN EUROPE

	RCAs ¹			Export share 1999		RCAS ¹			Import share 1999
	1993	1996	1999			1993	1996	1999	
<i>Bulgaria</i>									
DB Clothing	4.84	5.67	9.32	10.37	FU Commercial vehicles	-1.41	-2.18	-1.50	1.82
CC Non ferrous metals	4.15	6.25	6.59	8.15	FC Engines	-1.58	-1.46	-1.51	2.44
CA Iron steel	5.65	6.06	5.44	7.11	KF Sugar	-1.17	-0.82	-1.52	1.94
DC Knitwear	1.47	1.33	3.00	5.51	IA Coals	-3.86	-4.19	-1.91	2.24
JB Other edible agricultural prod.	2.65	1.51	2.77	4.17	FT Cars and cycles	-2.99	-1.43	-2.06	2.12
KH Beverages	2.42	3.24	2.73	3.31	FG Specialized machines	-1.61	-1.70	-2.19	2.80
IH Refined petroleum products	4.54	3.82	1.75	4.07	FN Telecommunic. equipment	-0.59	-0.84	-2.36	2.58
KI Manufactured tobaccos	2.44	2.91	1.68	1.95	DA Yarns fabrics	-1.25	-2.82	-5.20	7.05
GB Fertilizers	3.30	5.23	1.59	2.16	IC Natural gas	-8.07	-8.25	-7.34	7.35
DE Leather	1.39	0.97	1.33	3.20	IB Crude oil	-14.41	-14.10	-10.44	10.44
	32.85	37.01	36.20	50.01		-36.93	-37.79	-36.03	40.79
<i>Czech Republic</i>									
FT Cars and cycles	1.32	0.23	6.32	9.14	GE Toiletries	-0.84	-0.55	-0.91	2.10
BC Glass	2.59	2.12	2.08	2.70	FI Precision instruments	-2.06	-1.32	-1.06	1.99
EB Furniture	0.71	1.41	1.63	2.97	CC Non ferrous metals	-0.85	-0.98	-1.23	2.24
FS Vehicles components	-0.50	0.47	1.41	5.41	IH Refined petroleum products	-0.83	-0.35	-1.32	2.15
FR Electrical apparatus	-1.37	-0.51	1.27	8.46	FO Computer equipment	-3.32	-1.62	-1.73	2.75
IA Coals	2.72	2.21	1.11	1.23	GH Plastic articles	-0.81	-0.82	-1.85	5.13
FA Metallic structures	0.31	0.65	1.00	1.63	GF Pharmaceuticals	-1.15	-1.54	-1.90	-2.67
GC Basic organic chemicals	1.22	1.50	0.98	1.87	IC Natural gas	-2.74	-2.59	-1.99	2.01
GI Rubber articles (incl. tyres)	0.33	0.53	0.98	2.25	FN Telecommunic. equipment	-1.51	-2.01	-2.01	2.64
FB Miscellaneous hardware	0.36	1.26	0.88	6.71	IB Crude oil	-3.66	-3.53	-2.21	2.27
	7.70	9.87	17.65	42.35		-17.78	-15.31	-16.23	25.95

¹RCA indicator correspondes to $(Xi/SMi - Mi/SMi) * 100$, see text.

Source: CEPII, Chelem database

TABLE 1 (cont.)

MANUFACTURED PRODUCT SPECIALISATION IN EASTERN EUROPE

	RCAs ¹			Export share 1999		RCAS ¹			Import share 1999
	1993	1996	1999			1993	1996	1999	
<i>Hungary</i>									
FO Computer equipment	-2.04	0.29	9.22	16.21	EC Paper	-1.97	-1.93	-1.30	2.58
FC Engines	-0.27	2.67	6.47	11.60	EE Miscellaneous manuf. artic.	-0.83	-0.90	-1.42	2.29
FM Consumer electronics	0.05	1.56	5.31	6.02	FL Electronic components	-0.73	-1.12	-1.99	2.40
FT Cars and cycles	-5.43	-0.87	2.10	5.48	IC Natural gas	-3.09	-4.02	-2.04	2.09
KC Meat	4.17	3.40	1.82	1.95	FB Miscellaneous hardware	-0.20	-1.11	-2.12	4.92
DB Clothing	5.35	3.26	1.74	2.63	FG Specialized machines	-2.53	-1.90	-2.32	2.99
FR Electrical apparatus	2.26	2.82	1.29	7.80	FN Telecommunic. equipment	-0.37	-1.80	-2.37	4.17
JA Cereals	0.83	0.83	1.00	1.12	DA Yarns fabrics	-3.13	-3.54	-2.44	3.35
DC Knitwear	1.74	1.20	0.90	2.02	IB Crude oil	-4.19	-3.61	-2.50	2.50
JB Other edible agricultural prod.	2.85	2.04	0.68	1.63	NV N.e.s. products	-3.69	-0.01	-6.59	7.21
	9.51	17.20	30.53	56.46		-20.74	-19.94	-25.08	34.50
<i>Poland</i>									
EB Furniture	3.92	6.06	6.68	7.57	IC Natural gas	-1.42	-1.51	-1.32	1.33
DB Clothing	8.34	6.91	5.27	6.37	FS Vehicles components	-1.31	-2.56	-1.78	3.99
IA Coals	7.45	4.99	2.94	3.11	FC Engines	-1.65	-2.00	-1.87	4.11
CC Non ferrous metals	4.14	3.68	2.81	4.20	GF Pharmaceuticals	-1.66	-1.62	-2.50	3.02
EA Wood articles	1.93	2.26	2.71	3.30	FN Telecommunic. equipment	-1.91	-1.79	-2.81	3.48
FV Ships	3.31	1.86	2.67	2.71	GH Plastic articles	-2.60	-2.91	-2.90	5.37
FM Consumer electronics	-0.69	-0.12	1.29	2.24	FO Computer equipment	-1.79	-1.54	-2.95	3.15
FR Electrical apparatus	0.54	0.84	1.22	5.14	FG Specialized machines	-3.48	-3.23	-3.13	4.18
KE Preserved fruits	0.28	0.70	1.12	2.01	DA Yarns fabrics	-5.48	-4.98	-3.76	5.04
CA Iron steel	5.21	3.72	1.08	3.14	IB Crude oil	-8.05	-4.99	-3.99	4.15
	34.43	30.88	27.79	39.79		-29.37	-27.15	-27.02	37.82

TABLE 1 (cont.)

MANUFACTURED PRODUCT SPECIALISATION IN EASTERN EUROPE

	RCAs ¹			Export share 1999		RCAs ¹			Import share 1999
	1993	1996	1999			1993	1996	1999	
<i>Romania</i>									
DB Clothing	11.67	13.87	16.62	19.82	FI Precision instruments	-1.19	-1.09	-1.37	1.61
DC Knitwear	2.36	2.43	4.51	6.69	FT Cars and cycles	0.81	-3.20	-1.38	1.49
EB Furniture	7.32	4.95	4.28	4.84	GE Toiletries	-1.00	-1.57	-1.64	1.97
JC Non-edible agricultural prod.	0.61	1.39	3.91	4.62	GH Plastic articles	-0.06	-0.65	-1.78	3.22
CA Iron steel	10.63	6.24	3.76	5.94	IC Natural gas	-5.59	-5.23	-1.92	1.96
DE Leather	1.93	2.48	3.57	8.89	GF Pharmaceuticals	-0.69	-1.01	-2.16	2.40
CC Non ferrous metals	0.98	2.15	2.12	2.84	FN Telecommunic. equipment	-1.73	-1.50	-2.85	3.27
FV Ships	0.90	1.31	2.04	2.13	IB Crude oil	-11.60	-7.23	-3.84	3.85
IH Refined petroleum products	3.11	1.50	1.17	3.13	FG Specialized machines	-3.67	-4.32	-4.12	4.64
CB Tubes	1.11	1.68	0.94	1.49	DA Yarns fabrics	-5.47	-7.75	-11.77	12.78
	40.61	38.01	42.93	60.40		-30.20	-33.56	-32.84	37.20
<i>Slovak Republic</i>									
FT Cars and cycles	-1.37	0.13	13.78	16.83	FI Precision instruments	-0.26	-0.58	-1.06	1.61
CA Iron steel	10.23	7.77	6.03	8.06	DA Yarns fabrics	-0.29	-0.23	-1.29	3.79
IH Refined petroleum products	3.41	3.51	3.01	4.25	IC Natural gas	-6.46	-1.80	-1.59	1.63
DB Clothing	3.48	3.24	2.90	3.54	GF Pharmaceuticals	-0.29	-0.95	-1.71	2.64
JC Non-edible agricultural prod.	1.45	1.10	0.98	1.96	IA Coals	-4.17	-2.54	-1.80	1.83
BA Cement	1.31	1.05	0.91	1.09	FG Specialized machines	-3.69	-1.99	-1.86	3.14
GI Rubber articles (incl. tyres)	2.20	1.74	0.90	1.94	FC Engines	-2.19	-1.92	-3.63	5.20
DE Leather	1.02	0.89	0.86	2.54	NV N.e.s. products	-0.05	-3.06	-3.67	4.65
EC Paper	1.84	1.72	0.85	3.51	FS Vehicles components	1.17	-0.13	-3.72	7.69
FP Domestic electrical appliances	1.15	0.57	0.84	1.61	IB Crude oil	-7.32	-6.51	-5.93	5.95
	24.71	21.71	31.04	45.32		-23.55	-19.73	-26.26	38.13

TABLE 1 (cont.)

MANUFACTURED PRODUCT SPECIALISATION IN EASTERN EUROPE

	RCAs ¹			Export share 1999		RCAS ¹			Import share 1999
	1993	1996	1999			1993	1996	1999	
<i>Slovenia</i>									
EB Furniture	4.08	3.72	6.45	7.97	NV N.e.s. products	-0.15	-0.70	-1.21	1.43
FP Domestic electrical appliances	3.86	4.50	4.67	5.68	JB Other edible agricult. prod.	-1.35	-1.85	-1.24	1.55
DB Clothing	5.40	4.03	2.66	3.92	FC Engines	-1.27	-1.34	-1.26	3.99
GF Pharmaceuticals	2.12	2.72	2.52	4.53	GH Plastic articles	-2.03	-2.09	-1.36	4.26
FT Cars and cycles	-2.30	0.72	2.37	9.28	FS Vehicles components	-2.65	-1.74	-1.42	3.93
EA Wood articles	2.47	2.22	1.58	2.41	FN Telecommunic. equipment	0.01	-0.32	-1.49	2.26
FQ Electrical equipment	1.30	1.45	1.52	2.40	FG Specialized machines	-1.96	-1.63	-1.87	3.02
FB Miscellaneous hardware	1.54	1.55	1.27	5.95	FO Computer equipment	-1.36	-1.08	-1.88	2.16
GI Rubber articles (incl. tyres)	1.76	1.42	1.22	2.32	DA Yarns fabrics	-3.73	-2.59	-2.11	4.60
EC Paper	1.49	1.32	1.02	3.93	IH Refined petroleum products	-2.97	-4.64	-3.40	3.64
	21.72	23.63	25.26	48.39		-17.45	-17.98	-17.25	30.84

factures (e.g. glass), metal products, or base chemicals. The only final consumption product represented among the top-7 was road vehicles. All these industries were the core of the former industrial structure. In Slovakia, the bias towards heavy industries was even more marked with the iron and steel sector having an RCA above 10 and accounting, by itself, for 17% of total exports. In contrast, the comparative disadvantages are observed in consumer goods or highly differentiated industries, that is, sectors characterised by a large number of varieties, such as office machines, telecommunications, machinery or pharmaceutical products.

Poland appeared relatively more specialised in light industries, such as articles of apparel and clothing, furniture or transport equipment. However, it should be noted that these exports are the result of an intense subcontracting with western firms⁵. Product specification and design (i.e. the activities most relevant for product differentiation) are mainly realised by the contractors rather than by the local firms. The same applied to Romania and Bulgaria.

Only Hungary and Slovenia display the main comparative advantages on light industries and are also able to be significant net exporters in industries such as Electrical machinery or pharmaceutical products. This is a clear sign of a more advanced stage of the transition.

A important fact is that towards the end of the 1990s the specialisation seems indeed to be evolving towards a different pattern in all countries, notably with more product diversification and differentiation. But, as it will be discussed below, the pace of this transition is not uniform across countries and can be associated with structural features of the supply in each economy. For example, in Hungary, computer equipment products or engines displayed a negative RCA in 1993 whereas by 1999 they were amongst the strongest comparative advantages and together accounted for over 25% of exports. In Poland, the weight of iron & steel or coal products declined in the export structure, while

⁵See HOEKMAN B. - DJANKOV S. [13] for evidence on the role of outward processing trade in the trade relations between the EU and Eastern Europe.

the role of light industries (such as furniture) increased. The case with automobile industry in Slovakia and the Czech Republic is also an example of this diversification towards less traditional exports. There is also evidence that there has been some 'quality upgrading' in the export structure of transition countries, although this aspect of product differentiation is beyond the scope of this paper (Aiginger [2], Landesmann and Stehrer [15]).

To summarise, trade did not collapse in line with output, its geographical orientation changed dramatically, while the sectoral specialisation of transitional economies showed a strong resilience to traditional exports. Moreover, there are signals that the most advanced transition countries are moving towards less traditional exports. The model developed in the next section accounts for these facts and enables to make predictions as to the future course of events.

3. - Product Variety and the Transition: A Simple Model

Surprisingly enough, the literature on transitional economies has somewhat overlooked a crucial dimension of structural change, namely the shift from "homogeneous" goods to more differentiated goods and, in particular, to many different product varieties. Why were varieties lacking before the start of transition? Under central planning, resources were systematically diverted away from final consumption goods, and countries maintained very limited trade relations with western countries, which were confined to exports of raw material or intermediate goods. Moreover, the increase in the number of varieties available to consumers generally requires a multiplication in the number of firms and there were practically insurmountable entry barriers to enterprise creation in these countries⁶. A characteristic of the socialist firms was also a high degree of vertical integration which

⁶ Hungary is a partial exception in this context. Entry was allowed, but only for relatively large firms.

naturally (even under a market system) does not favour the development of product varieties⁷.

One of the first steps of the transition towards a market economy was the opening-up to trade, and hence the lifting of restrictions to the purchase of differentiated goods by domestic consumers. Put another way, demand started to matter in the determination of the equilibrium. Accordingly, a large number of varieties were imported. Domestic production of varieties also began, but gradually. The build-up of a network of variety producers is, after all, a time consuming and costly process. Insofar as this requires new business start-ups, there are large sunk entry costs to be afforded and high failure rates. Entry barriers were particularly high in Eastern Europe because of a lack of market institutions, entrepreneurship, and financial intermediaries channelling resources to new enterprise creation. The stronger entry barriers, the less business start-ups, the slower the development of new varieties.

3.1 Consumption Technologies

The effects of the development of varieties on trade and domestic production can be highlighted within a very simple model. The demand plays a major role in our results. Thus, it is useful to start by characterising consumption technologies.

We are mainly interested here in isolating the effects of the increase in the number of products. Hence, we will *not* assume changes over time in consumers' tastes (e.g., intervening at the start of transition) or asymmetries in tastes between the transitional economy (the East) and the rest of the world (the West). We assume, for the sake of simplicity, that there are only two goods — an homogeneous product (*H*) and a differentiated good (*D*). The homogeneous good assembles the characteristics of va-

⁷See FEENSTRA R. *et AL.* [10] for evidence of this effect in the case of the exports of Korea and Taiwan.

ieties into a lower quality homogenous good. Preferences of the representative consumer⁸ are of the standard, CES-type:

$$U = [\alpha H^\rho + (1 - \alpha)D^\rho]^{1/\rho}$$

$$(2) \text{ where: } D = \left(\sum_{n \in M} x_i^\theta \right)^{1/\theta}, 0 < \alpha < \frac{1}{2}, \theta < 1, -1 < \rho < \infty$$

This specification of the utility function has the advantage of summarising all the relevant information on consumers' preferences in three basic parameters. The parameter ρ characterises the degree of substitutability between homogeneous and differentiated goods, whilst α is a "distributional" parameter, affecting the allocation of the consumer's budget between the two bundles of goods. We assume that consumers prefer varieties to the homogeneous good, and hence we restrict the parameter α to be lower than 0.5. Finally, the parameter θ summarises the extent of "love for varieties" of consumers: the lower θ , the stronger the welfare change associated to the multiplication of varieties available to consumers. As is apparent from (2), the sub-utility function over the differentiated good is also modelled as a CES function, following the standard Dixit-Stiglitz [6] model. Out of a very large potential number of varieties (M), only n goods are produced and are available to consumers.

The utility maximisation problem can, as usual, be split in two stages. At first, the representative consumer decides how to allocate her/his budget between the homogeneous and the composite differentiated good. At the second stage, the consumer decides how to allocate her expenditure over the available varieties.

As customary in the product variety literature, we assume that production technologies allow for increasing returns in both variety and homogeneous good productions. This requires that firms

⁸ We allow only for horizontal product differentiation. Thus, there is no problem in modelling the economy as populated by a single consumer.

have some degree of monopoly power in order to be profitable. We assume further that the extent of increasing returns is larger in homogeneous good production than in the production of varieties, insofar as the latter involves higher fixed costs⁹.

We will also keep the standard assumption that each variety can be produced by only one (atomistic) firm¹⁰. Since everything is symmetric in this model, at the equilibrium all varieties will be equally priced. Define this identical price of each variety as p . Given the utility function, the consumer will spread her consumption uniformly over varieties, demanding the same amount (say x) of each brand. We can therefore rewrite the (relative) demand for the homogenous good as follows:

$$(3) \quad \frac{H}{D} = \left[\frac{p}{P_H n^{\frac{1-\theta}{\theta}}} \frac{\alpha}{1-\alpha} \right]^{\sigma}$$

where $\sigma = 1/(1-\rho)$ is the elasticity of substitution between the homogeneous (H) and the composite good (D). This shows that increases in the number of varieties (n) produced involve reductions in the consumption of the homogenous good. Put another way, when a large number of varieties becomes available to consumers, the relative price of P_H must decline, in order to sell any given supply of the homogeneous good.

The fact that the demand of the composite good increases with n does not mean that the demand for each variety increases as well. Insofar as the elasticity of substitution across varieties

⁹Define by a^i and a_l^i respectively, overhead and unit input requirements in the production of variety i . For symmetry we impose that $a^i = a$ and $a_l^i = a_l$ for all i . The homogenised good has a stronger degree of economy of scale than varieties because $a^H > a$ and $a_l^H \leq a_l$.

¹⁰A convincing rationale for this assumption is that imitation involves sunk costs and that firms may engage in ex-post price competition. Under these conditions, imitators would never be able to recoup the sunk-costs at entry. We also rule out the (remote) possibility of having more varieties of the same type being produced prior to the opening to trade. This is because, prior to transition, there are virtually no varieties produced domestically (see below).

(σ_x) is higher than σ (i.e., inasmuch as $\theta > \rho$) the demand for each variety will actually decline with n . We will assume henceforth that this is the case. This is quite natural an assumption as typically the degree of substitutability is larger within than between composite goods.

3.2 Comparing Equilibria Before and After Trade Liberalisation

We use the above static framework simply to characterise the impact effect of trade liberalisation. Prior to transition only the homogeneous good is produced domestically (e.g., there is only one type of shirts, soft drinks or cars) and consumers have no access to imported varieties. Such an outcome (the fact that only the homogeneous good is produced) can be pursued by a (non-benevolent) central planner maximising output along with the Marxian primary accumulation ideology¹¹. Thus initially consumers can only have access to H .

At the outset of transition, trade is liberalised. This involves a sudden increase in the number of varieties available to eastern residents. Now they can finally spread their consumption over the large number of varieties (n^w) produced in the West. As domestic and foreign consumers have identical preferences, the country is small relative to the West and there are no asymmetries in production technologies¹², varieties can only have the same price¹³ at the equilibrium, namely the price initially pre-

¹¹ The problem of the planner can be written as follows:

$$\text{Max}_{n,H} (n \cdot x + H)$$

$$\text{s.t. i) } n \geq 0 \text{ and ii) } n \cdot (a + a_1 x) + a^H + a_1^H H \leq L$$

where L is the total amount of labour resources in the economy (work is considered as a duty, so that the planner can freely dispose of L). This is a two-stage linear programming problem with corner solution at $n=0$.

¹² The case where domestic producers of varieties are less efficient than their western counterparts is not treated herein for the sake of simplicity. Under asymmetric technologies, we would expect to have deficits in the trade balance even at the long-run equilibrium.

¹³ As in standard monopolistic competition models, this common price of varieties, p , will embody a mark-up over operating costs, which is inversely related

vailing in western markets¹⁴ (p^w). Denote by x the demand for varieties of the representative consumer; x is decreasing in p^w and – as discussed above – in the total number of variety producers (n^w). Trade equilibrium at the start of transition will therefore be given by:

$$(4) \quad p^w \cdot x(p^w, n^w) \cdot n^w = H_x^e$$

where H_x^e denotes net eastern exports of the homogeneous good. In other words, the eastern country must be initially a net exporter of the homogeneous good in order to finance imports of varieties. Insofar as varieties start being produced domestically, then also varieties can be exported as trade becomes increasingly of the (horizontal) intra-industry type. But entry of variety is a long process, as discussed below. Meanwhile, coping with the external constraint forces transitional countries to sell low-price homogeneous goods abroad.

The second event marking the start of transition is the free entry of variety producers. According to the standard Dixit-Stiglitz monopolistic competition model, the optimal number of varieties produced in the East in the long-run will (n^e) depend on the size of the market, the degree of substitutability across varieties and the sunk costs (F) associated with the creation of new firms. Let L^e and L^w denote the eastern and western populations, respectively. We have then that:

$$(5) \quad n^e = \frac{L^e}{\sigma_x \cdot F}$$

As is apparent from (5) and the symmetry in technologies and preferences, trade in varieties is balanced only when enterprise

to the elasticity of demand for varieties, hence to the total number of variety producers.

¹⁴If n^w is sufficiently large, the opening to trade with the East (the appearance of a new variety) does not alter the equilibrium price of varieties.

density in the East converges to the levels prevailing in the West, that is:

$$(6) \quad \frac{n^e}{L^e} = \frac{n^w}{L^w}$$

Insofar as enterprise density in the East is lower than in the West, the country is bound to export the homogeneous product. The full characterisation of the pre-transition and long-run post-transition equilibrium is provided in Appendix 1.

Summarising, this simple static model predicts that transitional economies initially experience a large trade deficit in differentiated goods, financed via large exports of the homogeneous good, and, in the long-run, only trade of the intra-industry type¹⁵.

In order to fully characterise trade equilibrium after the transition, we still have to mention what happens to the terms of trade. As variations in p^w associated to the entry of firms in the East are of a second-order magnitude (L^w is large relative to L^e), changes in the terms of trade can only be associated to variations in the production of the homogeneous good¹⁶. The impact effect of trade liberalisation is, as we have shown, a marked decline in P_H . The terms of trade improve only gradually for the transitional economy insofar as an increasing number of varieties is produced domestically. This involves less production, hence higher prices, of the homogeneous good.

¹⁵A possible extension of our model is to assume that the (total) factor productivity in the production of varieties increases with the number of intermediate inputs available to enterprises. We do not pursue this route herein although - when interpreted in terms of intermediate goods - the shift towards increasing varieties movement can also be interpreted as a shift from energy-intensive and homogeneous products to light and diversified productions.

¹⁶As it can be derived from the CES dual price index for the composite good, the change in the price of the composite good from the initial and the long-run equilibria is given by:

$$P_D^0 - P_D^* = p^w \left[\left(\frac{1}{n^w} \right)^{\frac{1-\theta}{\theta}} - \left(\frac{1}{n^e + n^w} \right)^{\frac{1-\theta}{\theta}} \right]$$

3.3 *The Transition*

Increasing the number of firms is a time-consuming process and, especially in manufacturing, may involve significant sunk costs. Moreover, the probability of failure is high. In EU countries failure rates among entrants are as high as 50% after five years of business (Eurostat, [7]). Failure rates in transitional economies may be even larger given a lack of entrepreneurship, bad infrastructures to support new business creation, a banking system unable to provide venture capital for new business because highly inefficient and often interlocked with large (and heavily indebted) corporations, and potentially large co-ordination failures. Thus, it seems to be more realistic to model the development of varieties as a lengthy process, involving high sunk costs and many episodes of failure.

The above features of the entry process can be framed in a very parsimonious fashion in a Harris-Todaro type dynamic model, involving labour reallocation from the homogeneous good producer to firms producing varieties. A model of this kind is sketched in Appendix 2 and provides the support for the numerical simulations discussed below. Workers can move from one sector to the other experiencing intervening non-employment spells. Thus, the decision to leave the homogeneous good firm involves some risks. Workers can only be induced to take such risks if there is an insurance providing them income support while not having a job and probabilities of success are not too low. An alternative way to read this reallocation process is to consider that homogeneous good producers behave as monopolists, reacting to changes in the demand for the homogeneous product with cuts in production capacity. However, measures to "buy-out" the workers are required to shed labour, given the power of the workers' councils to appoint and dismiss managers. Models of this kind, embodying political economy barriers to staff reductions, are frequent in the optimal speed of transition literature (Boeri, [4]).

The production of a new variety is modelled as a self-employment choice. This is consistent with the observation in these countries of very large increases in self-employment rates at the

outset of transition. The startup of such new activities, involves significant sunk costs, F , which can be financed by investing the unemployment benefits. Many transitional countries have in place startup loans involving the provision of residual unemployment benefit claims as lump-sums to the workers wishing to take their chance. The workers who succeed in the startup, enjoy the rents associated with the production of varieties (the rents are due to the presence of sunk costs) until they fail. There is indeed an exogenous probability of failure after entry, λ , for all variety producers. Those workers who do not succeed in starting up a new activity, lose their previous period unemployment benefits, but may take once more their chance next period, clearly paying again the sunk costs.

Unemployment benefits are financed via taxes on labour, notably on rents in the production of varieties. Hence they play a twofold role in this model. On the one hand, they induce workers to change jobs (or, equivalently, allow homogeneous good producers to restructure their firms). On the other hand, they make for non-employment created in the transition to exert a negative "fiscal externality" on the development of varieties.

There were many gaps in the provision of varieties to be filled at the outset. Many gaps meant easier entry at the outset, although not necessarily easier survival after entry. Thus we model the probability of success as decreasing¹⁷ in the number of varieties produced (in the size of the self-employment pool). In particular, the probability of success is increasing in the deviation of the initial density of firms from its long-run equilibrium (δ). Denoting by V the (*ex-ante*) value of producing a variety, and by e the number of firms paying the sunk entry costs, we have the free-entry condition:

$$(7) \quad \begin{cases} -F + \delta\pi(n^* - n_t)V = 0 & \text{if } e_t > 0 \\ -F + \delta\pi(n^* - n_t)V < 0 & \text{if } e_t = 0 \end{cases}$$

¹⁷The probability decreases less than proportionally with n as there may be critical mass effects related to the creation of a middlestand of variety producers.

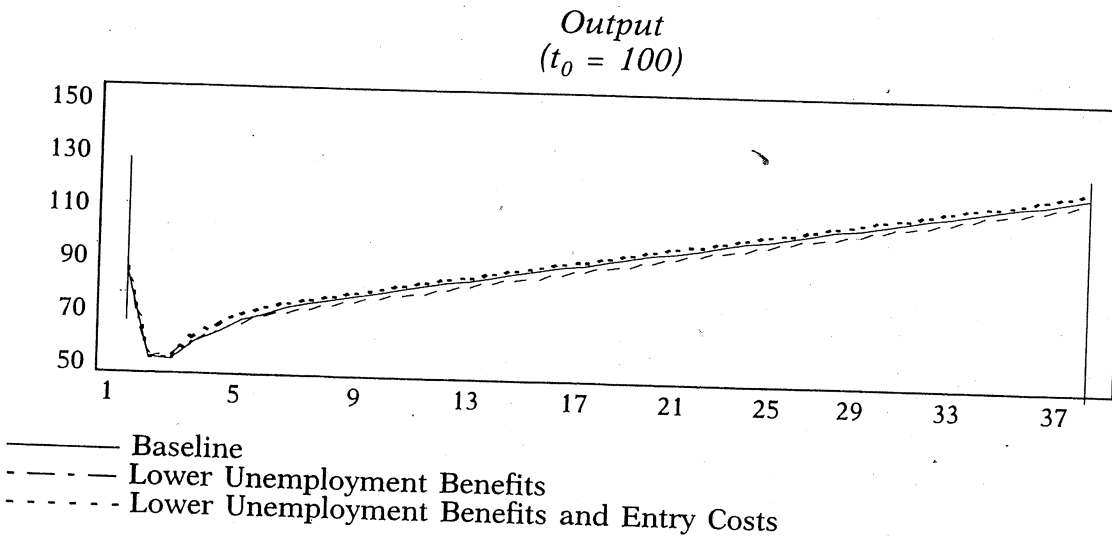
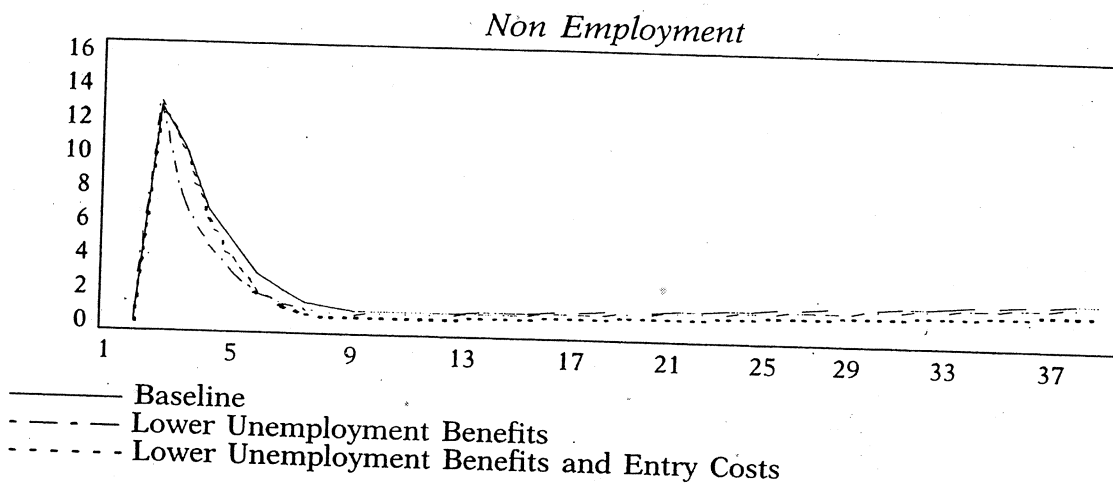
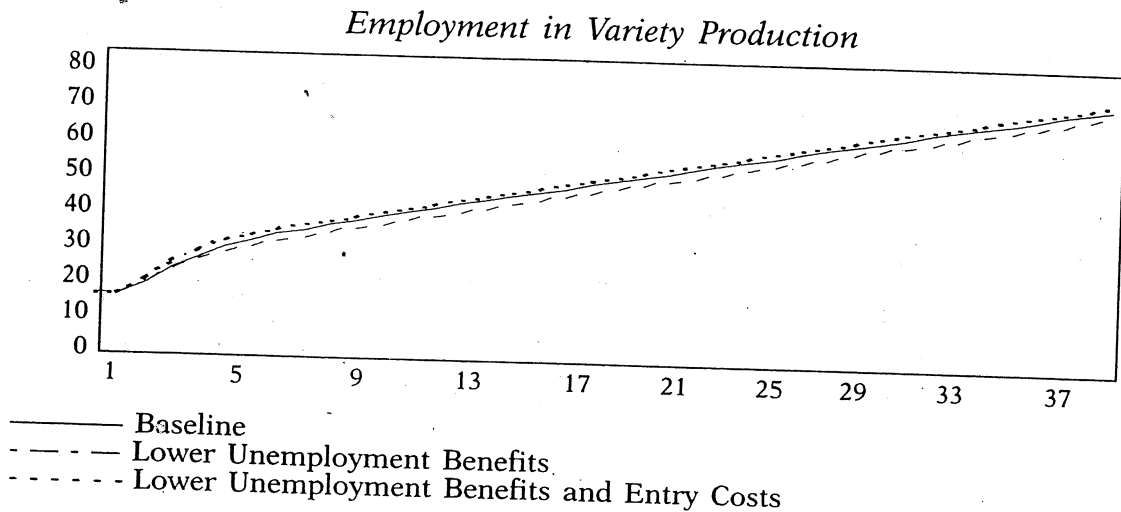
where π denotes the probability of success, and δ the discount factor ($\delta=1/1+r$)¹⁸. Insofar as the stream of profits attainable by entrants declines with n , all apprentice businessmen will leave the homogeneous good firm immediately after trade liberalisation. There is evidence of a veritable explosion in the number of registered entrepreneurs and private entities just after the first systemic reforms (OECD [18], Table 6.4). As is apparent from (7), the number of newly registered private entrepreneurs will be larger, the greater n^* and the lower F .

Graph 3 displays numerical simulations of the model. In the baseline scenario (continuous lines), unemployment benefits are set to replace 35% of wages in the homogeneous good production. This is broadly in line with the levels currently prevailing in the Visegrad countries. Sunk entry costs match exactly this amount so that those trying to startup their own business can just use the benefit for this purpose. As shown by the top panel, (self)employment in varieties increases soon after the start of transition; the growth continues afterwards at a slower pace and reaches in five years about 50% of the working age population. From being inexistent at the outset, non-employment also jumps immediately, as workers leave (or are laid-off from) the homogeneous good producers; then non-employment declines in line with the growth in the number of varieties, which are the engine to job creation. It increases again at later years insofar as the startup of new activities is made more difficult by the filling of most market niches while employment continues to steadily decline in the homogeneous good sector. Output follows the U-shaped pattern characterised in the first section of this paper. Output falls originate from two factors: the first is the impact of trade liberalisation on the price of the homogeneous good; the second is the decline of employment in H which, in presence of increasing returns to scale, involves more than proportional declines in output.

¹⁸The literature on product variety often makes a number of assumptions which essentially reduce consumption choices to a static decision problem (GROSSMAN G. - HELPMAN E. [12]). Following this convention — which may actually be more justified when modelling transitional economies rather than OECD countries — we therefore assume that the pure rate of time preference of consumers equals the market interest rate. This implies that (nominal) spending is constant over time.

GDP DECLINE 1990=100

GRAPH 3



Two simple experiments are carried out with this model. The first involves a decline in the sunk costs at entry. This causes non-employment to rise (and output to decline) more at the outset than in the baseline insofar more workers are induced to leave the homogeneous good production for self-employment. However, lower entry costs induce faster growth of self-employment (and less non-employment) later on. The second experiment consists of declines in non-employment benefits. In this case we have just the opposite result. Employment falls less at the outset than in the baseline, but later is also slower to recover. This is because lower unemployment benefits discourage self-employment choices, hence the type of structural change required to foster the growth of varieties.

4. - Coping With the Facts

The model(s) sketched in the previous section accounts for the three stylised facts of transition inspiring this paper.

4.1 Supply-Side Determinants of the Output Collapse

The model generates steep output declines at the outset of transition as a result of trade liberalisation and structural change. The opening to trade reduces the (relative) price of the homogeneous good. Structural reallocation causes labour to move away from the H sector and output falls even more than employment, due to the presence of increasing returns to scale¹⁹.

¹⁹Rather than ruling out other explanations for the U -shaped output dynamics in these countries, the story behind our model is consistent – if not complementary – with the work of two additional factors, which may have magnified output losses. First, as suggested by DAIANU D. [5], the large change in relative prices induced by the transition (e.g., the change in relative prices between homogeneous and differentiated goods induced by the explosion of n) cannot be easily absorbed in a short period. Neither changes in relative prices can be accommodated via exchange rate adjustments. Therefore, the transitional economy is put under a “strain” taking its short-run equilibrium further away from the production frontier. Second, the traditional sectors producing homogeneous goods were typically composed of large and

Both effects are larger when the country starts with a very low enterprise density. This is because the price change associated to trade liberalisation is larger in this case and the scope of labour reallocation is larger: there are more gaps in the provision of varieties to be filled.

Hence, not only this model accounts for the coexistence of output falls and increasing trade with the West, but also predicts that output falls should be larger in the countries having at the outset the lowest enterprise densities. It also suggests that countries with low unemployment benefits (or high entry costs) should experience lower output (and, above all, employment) losses at the outset, but also slow, if any, recovery afterwards. This seems to fit well with the asymmetries in the patterns of employment and output adjustment in the Visegrad countries *vis-à-vis* Bulgaria, Romania and the CIS countries.

While our focus is here mainly on the output collapse, this model can also mimic the GDP decline registered in transitional economies at the beginning of the 1990s. The latter stems from the increase in the price of varieties associated with trade liberalisation and failure of national accounts (CPI indexes) to properly measure the variety effect. The latter is typically obtained as a simple weighted (by the consumption shares) average of the prices of the various goods, that is, in our model the (national accounts) consumer price index before trade liberalisation is given by:

$$(8) \quad CPI = \alpha \cdot P_H + (1 - \alpha) \cdot p$$

and considering that by definition P_H is taken as numeraire ($P_H = 1$), the recorded change in CPI is:

$$(9) \quad \Delta CPI = (p^w - p)(1 - \alpha)$$

whereas the change in the "true" CPI index, that is, the index which properly takes into account the increase in the number of varieties is:

extremely integrated firms. This created different sorts of indivisibilities that magnified output losses associated with the shift of resources from the production of homogeneous goods towards the differentiated good sector. *

$$(10) \quad \Delta CPI^* = \left[\alpha \cdot + (1 - \alpha) \cdot \left(n^w \right)^{\frac{1}{1-\alpha}} \cdot p^w \right]^{\frac{1}{1-\sigma}} - \alpha - (1 - \alpha)p$$

Equation (10) shows that consumer prices may actually decline after trade liberalisation insofar as the effect on the increasing number of varieties available to consumers offsets the increase in the price of each single variety. Table 2 provides a numerical illustration of how the variety effect can produce rather different pictures of the impact on GDP of trade liberalisation. Assuming the counterfactual parameters of our simulation, if one uses (9) real GDP collapses whilst applying (10) a slight increase of the true GDP measure is actually observed. This variety effect is a bias in the measurement in the consumer price index, which has recently been analysed and measured in the context of the US economy (ACSCPI [1]). In the case of transition countries, for the reasons discussed in this paper, this bias is likely to be particularly large.

TABLE 2
SIMULATION OF THE IMPACT OF
LIBERATISATION WITH DIFFERENT CPI MEASURES

	Variables	Pre transition	After liberalisation	Rate of change (%)
Variety price	p	1.00	1.50	50
Homogeneous good price	P_H	1.00	1.00	0
Aggregate elasticity of substitution	σ	1.50	1.50	0
Elasticity of substitution between varieties	σ_x	10	10	0
Number of varieties	n	1	50	4900
preference coefficient between H and D	α	0.50	0.50	0
Wage rate	w	1.00	1.00	0
Population	L	1000.00	1000.00	0
Price for the composite good	P_D	1.00	0.97	-3
CPI as weighted average of H and p ¹	CPI	1.00	1.25	25
CPI incorporating the variety effect ¹	CPI^*	1.00	0.99	-1
real GDP using CPI ²	GDP	1000.00	800.00	-20
real GDP using CPI^* ²	GDP	1000.00	1014.76	1

¹ See text.

² Computed as $w.L / CPI$

4.2 The "Perverse" Trade Specialisation

As shown above, the balance of trade for varieties is initially in deficit and improves with the increase in the number of varieties produced domestically. Therefore a transitional country is initially a net exporter of H even if in the long-run equilibrium the country increases its specialisation in the differentiated good. The issue is that H has to be exported until a critical mass of domestic variety producers is reached. As an aside, the collapse of CMEA and trade reorientation can also be explained in this context. Indeed, trade within the CMEA mainly involved final "homogenised" goods (apart from the imports of energy and raw-materials from the former USSR). After trade liberalisation none of the former CMEA partners had the supply potential to satisfy the demand for differentiated products.

5. - Back to the Evidence

According to our model, the transitional depression is related to shifts in the structure of consumption rewarding differentiated products and inertia of the previous supply structure to adapt to this shock. This explanation of a supply-driven depression is consistent with two facts documented above, namely: (i) aggregate investment fell less than output²⁰, and ii) while GDP and industrial production were collapsing, imports did not fall in the same fashion and actually grew very rapidly after the early transition phase. An important feature of our model is that the demand shift occurs without (exogenous) changes in the preferences.

Our story is also consistent with the increase in enterprise density registered since 1990 in all transitional economies. Table 3 drawn from Eurostat [8] shows that enterprise density rapidly

²⁰In a demand-driven depression the investment would be expected to fall in line with output. This was not observed in the transition countries where a revival of investment occurred before the output bottomed-out (see on this ROSTOWSKI J. [22]). It should also be stressed that investment in business startups is poorly recorded by national accounts.

increased in central and Eastern Europe, but was below the levels prevailing in EU countries.

COMPARISON OF ENTERPRISE DENSITY
(NUMBER OF ENTERPRISES PER 1,000)

TABLE 3

	EU	Central and Eastern Europe ¹
Inhabitants	43	31
Active population	95	64
Non farming population	113	83

Source: EUROSTAT [8].

¹Albania, Bulgaria, Czech Republic, Estonia, Hungary, Latvia, Lithuania, Poland, Romania, Slovakia and Slovenia.

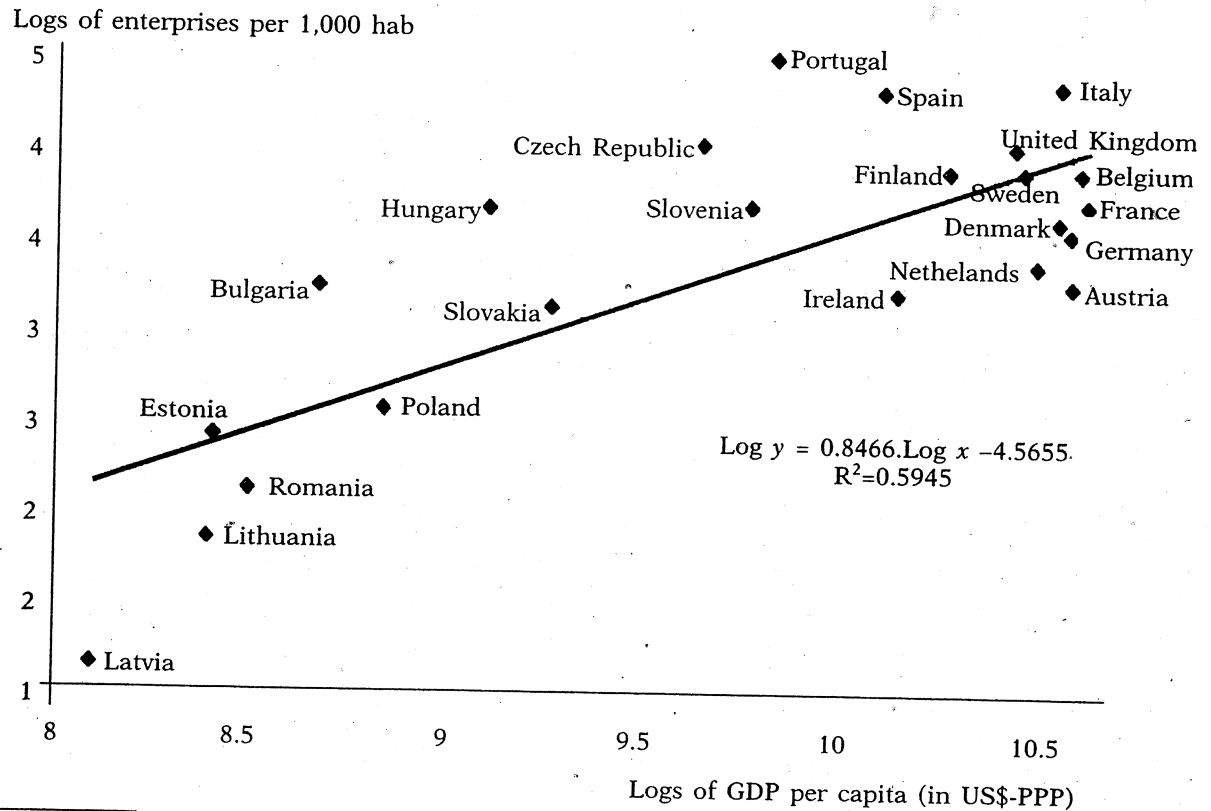
Graph 4 shows that the relation between the enterprise density²¹ (corrected for the dormant or dead firms) and the levels of real income per capita (GDP at PPP rates) holds reasonably well on a cross-country including both the transition and the western European countries. The countries more advanced in the transition as the Czech Republic, Hungary and Slovenia are also the countries with the highest GDP per capita and enterprise density. Moreover, the countries where enterprise density was higher from the start (hence, according to our model, the countries that were initially producing more varieties) displayed lower and less protracted declines in output. For example, output fell more in Romania than in Hungary. This is also consistent with the predictions of our model.

Another piece of evidence that is coherent with the predictions of our model can be drawn by computing the Feenstra [9] product variety indicator for the transition countries (Graph 5)²². The indicator suggests consistently that the product variety of imports was higher than export. It also shows that there is an in-

²¹ This data comprises all non agricultural enterprises.

²² We thank Professor Michael Funke for having extended the measures of product variety put forward in FUNKE M. - RUHDEWEL R. [11] to a selected group of transition countries and having made these results available to us.

GRAPH 4

ENTERPRISE DENSITY¹ AND GDP PER CAPITA, 1995.

Source: EUROSTAT [8] and author's calculations.

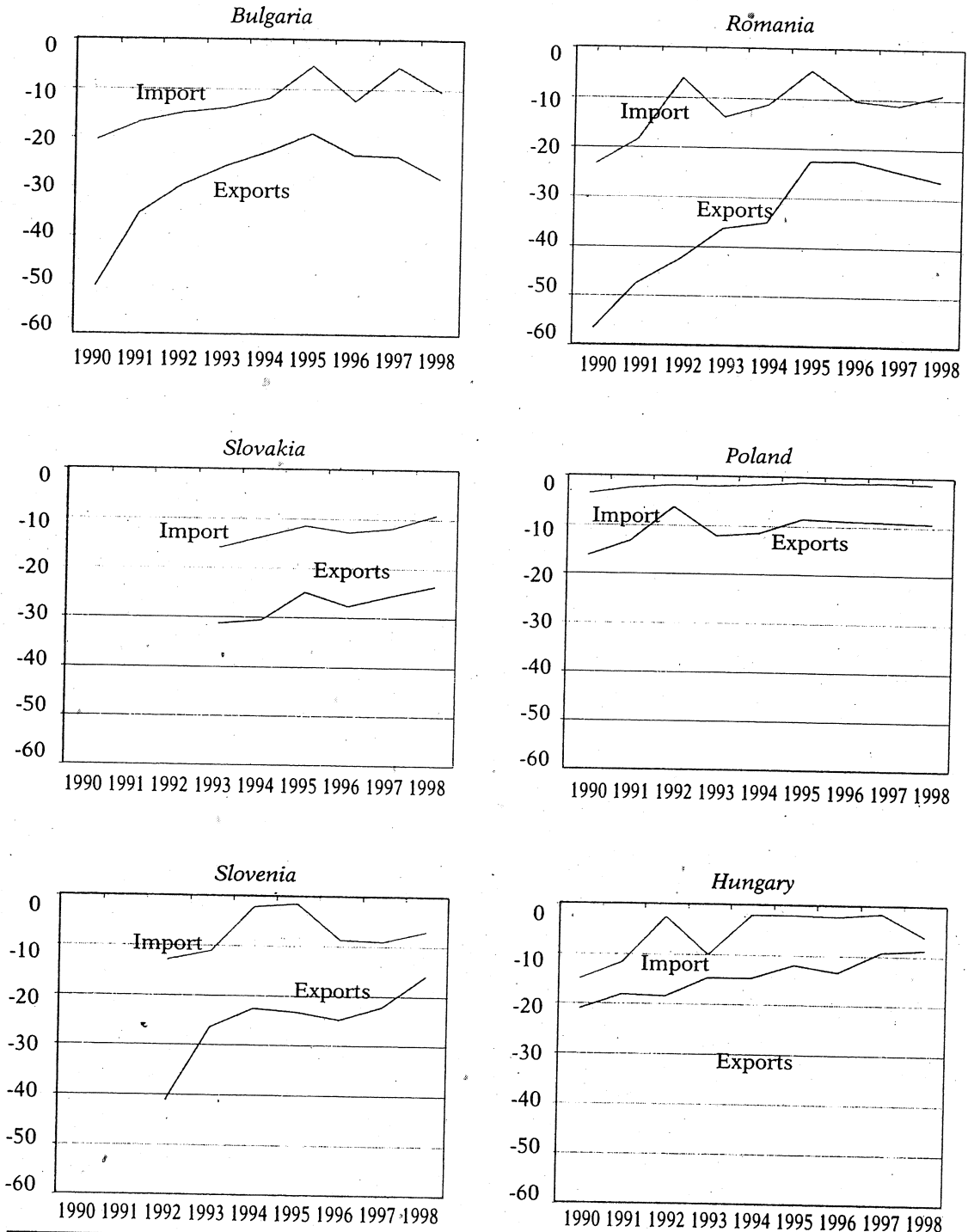
¹Not including agriculture and adjusted for the non-active

creasing trend of export product variety. Finally, the indicator also suggests that the variety gap was bigger in the less advanced transition countries, such as Romania and Bulgaria, than in Poland, Hungary or Slovenia.

The soaring trade deficits that appeared in the early stages of transition and re-appeared again in 1996 and 1997 are also in line with the implications of our model. Insofar as the number of domestic variety producers is far from its long-run equilibrium, increases in real wages (e.g., associated to catch-up effects) translate into increased demand for varieties that, for a large part, are imported. In our model labour supply fixed, but these unit labour cost effects can be modelled as exogenous changes in marginal

GRAPH 5

FEENSTRA PRODUCT VARIETY INDEX
FOR EXPORTS AND IMPORTS¹



Source: Calculations provided by MICHAEL FUNKE

¹The indicator is the Log of the relative product variety in a given country compared with the US. For more details on the indicator, see FEENSTRA R. [9] and an application for OECD countries can be found in FUNKE M. - RUHWEDEL R. [11].

costs of H making it more difficult for the country to finance its variety gap. Overall, the only way to sustain real wage growth over the long-run is in the growth of varieties, a growth which creates its own demand. By favouring economic integration of both capital and trade flows the EU enlargement could accelerate this convergence process.

6. - Final Remarks

The purpose of this paper was to show that a better understanding of the transition mechanics can be gained by considering a dimension of structural change which has been, thus far, fairly neglected by the literature. We refer to the "shelf-shock" occurred in all transitional economies immediately after the fall of the Berlin wall. A simple model framing this variety effect can contribute to explaining several stylised facts of transition. It also has some relevant implications for the design of policies accommodating economic transformation and for the EU enlargement process.

The bottoming-up of the transition recession has been in many countries associated to demand from OECD countries of homogeneous goods produced in the East. However, our model suggests that durable growth can only come from the development of many specialised small units in the manufacturing sector, that is, growth in the long-run needs to be supported by an increase in enterprise density.

Although entry is the driving force of long-term economic growth, in the short-run it diverts away resources from production, thereby inducing output losses. These initial losses are larger, the wider the gap between the inherited enterprise density and that prevailing in the long-run. The recovery from the transitional recession is lower the higher the barriers to the entry of new firms. Measures reducing such barriers are likely to significantly speed-up the transition and reduce its costs in terms of forgone output.

After the initial explosion of new business startups, the pace

of creation of new firms is slowing down considerably and these countries are still far from reaching enterprise densities comparable to those of OECD countries. Most of the development of a "new private sector" has occurred in "gap-filling" service activities rather than in manufacturing. The environment is still unfavourable to the development of small firms in manufacturing: there are high real interest rates, lack of venture capital, interlocking of banks and large corporations, and an absence of infrastructures for small firms development. EU enlargement and access to EU Structural Funds may improve matters, but it will take time before the effects of public investment materialise.

Trade liberalisation has been a major shock for these countries, and one which has been associated with dramatic output falls and a rise of non-employment. This does not imply trade should have been liberalised only gradually. Opening to trade played a crucial role in paving the way to the entry of new firms, and promoted subcontracting in some sectors (e.g. machinery and apparel), which hopefully will be followed by the transfer of know-how and learning and the creation of a critical mass of SMEs sufficiently dynamic and innovative. But much remains to be done in order to reduce barriers to the entry and survival of new firms in transitional economies.

The success of transition, notably of those countries that entering the European Union will likely face increasing pressures for real wage convergence with the EU, will very much depend on how fast is the reallocation of labour from homogeneous to diversified good producers.

From an historical perspective, we have shown in this paper that high cost of entry had to be accompanied with rather generous unemployment benefits in order to start the reallocation process on a sufficiently large scale. Non-employment benefits, however, ended-up increasing the social security burden on the active population and things can only get worse in this respect with the entry in the EU as pressures to increase social spending will be stronger. A better way to start the process would have been to reduce the obstacles to the startup of new activities and, conditional on that, have lower non-employment benefits in place.

Although it is easy to be wise after the events, these lessons are still useful for the countries lagging behind the transition process.

APPENDIX**1. - Pre - and Post - Transition Equilibrium**

Assume that all residents supply one unit of labour. Then, under full employment, individuals' income will always equal one unit of the homogeneous good. Denote the equilibrium before the transition with the superscript "O". Given the symmetry of production and consumption technologies, demand for each variety at the initial and final equilibria will, respectively, be given by:

$$(11) \quad \frac{(1-\alpha)}{p^0} \cdot L^e \quad \text{and} \quad x_i = \frac{(1-\alpha) \cdot p^{-\sigma_x}}{\sum_i p_i^{(1-\sigma_x)}} \cdot (L^e + L^w) \quad \forall i$$

The price of varieties before the start of transition is equal to average costs, that is:

$$(12) \quad p^0 = \frac{a}{x^0} + a_l$$

where: $0 < a < (1 - \alpha)$, whilst profit maximising (under monopolistic competition) price setting when the perceived demand is x_i implies:

$$(13) \quad p_i = a_l \left(1 + \frac{1}{|\varepsilon_x|} \right) = a_l (1 + \xi(n)) \quad \forall i$$

where ξ is the mark-up over marginal costs and ε_x is the demand-price elasticity,

$$|\varepsilon_x| = \sigma_x + \frac{1}{\sum_i p_i^{(1-\sigma_x)}} \cdot (1 - \sigma_x)$$

At the symmetric equilibrium with $(n^e + n^*)$ large, we will have:

$$(14) \quad \xi(\sigma_x, n^e + n^*) \approx \frac{1}{\sigma_x}$$

The market clearing conditions for varieties are therefore:

$$(15) \quad x^0 = \frac{(1-\alpha)-a}{a_l} \quad \text{and} \quad x = \frac{(1-\alpha)}{na_l(1+\xi(n))} \cdot (L^e + L^w)$$

Domestic demand for the homogeneous good is both prior and after the transition given by:

$$(16) \quad H^0 = \alpha L^e$$

Domestic output of H will then be given residually by the overall resource constraint:

$$(17) \quad x^0 = H_s^0 = L^e - (a + a_l x^0) \quad \text{and} \quad H_s = L^e - n^e(a + a_l \cdot x)$$

Hence, substituting (15) into (17), exports of H (H_x) will be given by:

$$(18) \quad H_x^0 = (1-\alpha)(L^e - 1) \quad \text{and} \quad H_x = (1-\alpha)\left(L^e - \frac{n^e L}{n(1+\xi(n))}\right) - n^e a$$

using the long-run entry equilibrium condition (6) and after some manipulation, the post-transition equilibrium exports of the homogeneous good can also be rewritten as:

$$(19) \quad H_x = n^e \left[(1-\alpha)d \frac{\xi(n)}{1+\xi(n)} - a \right]$$

where: d is the (inverse) long-run enterprise density and the mark-up tends to a constant for large n . This completes our characterisation of the pre-transition and long-run post-transition equilibria.

The equilibrium prevailing under the transition phase is obtained simply by subtracting the term $n^e a$ from the RHS of (18).

2. - Transitional Dynamics

The purpose of this Appendix is to illustrate the dynamic model used to simulate the transition from the autarkic equilibrium under central planning to the long-run equilibrium with free trade, which have been characterised in the static model presented in the third section of the paper.

As in the static model, we have two sectors, an homogenised good sector inherited from the previous regime and a new variety sector.

Workers are heterogeneous. First of all, they have different reservation utilities (productivity in home production). Secondly, they have different skills. Thus, there is a non-trivial matching process involved by the start-up of new activities, which is modelled as a self-employment choice: workers should find activities corresponding to their specific skills.

Individuals can either be employed in one of the two sectors or non-employed. The total population is normalised to one unit. The reservation utility, u is distributed uniformly along the unit interval.

The asset value of being employed in the homogenised good sector is:

$$(20) \quad W_H = w + \delta \{ (1 - \lambda) W_H + \lambda W_u \}$$

where λ is the (exogenous) layoff rate, W_u is the asset value of non-employment. The value of being self-employed in the new sector is:

$$(21) \quad W_n = S + \delta \{ (1 - \lambda_n) W_n + \lambda_n W_u \}$$

where $S > w$ is the positional rent enjoyed by new posts relative to those located in the old sector and λ_n is the probability of failure in the new sector.

Non-employed individuals can be actively seeking a job (whishing to start-up their own activity) or not searching. If they

are seeking a job, they do not enjoy their reservation utility and pay the start-up costs, having a probability π_u of success. If they are not seeking, they receive the non-employment benefit and, on the top of that, they can draw their own reservation utility (or productivity in the subsistence sector). Hence, the value of being non-employed for an individual with reservation utility u is

$$(22) \quad W_u(b) = b + \max \left\{ -F + \delta(\pi_u W_n + (1 - \pi_u)W_u(u)), u + \delta W_u(u) \right\}$$

where: $0 < c < b < 1$ and F is the (sunk) entry cost.

The above equations define a cut-off reservation utility level, \tilde{u} , at which the non-employed are indifferent between being active and inactive. In particular, \tilde{u} is defined by:

$$(23) \quad \tilde{u} = \delta\pi_u(W_n - W_u(u)) - F$$

Clearly, the cut-off reservation utility is decreasing in the entry cost, while it is increasing in W_n and the discount factor. The probability of success is given by:

$$(24) \quad \pi_u = m(n^* - n, \mu(\tilde{u}))$$

where $\mu(\tilde{u})$ is a measure of the non-employed with reservation utility lower or equal to \tilde{u} and $m(\cdot)$ is a matching function increasing in both arguments.

The 'free-entry condition' is then:

$$(25) \quad \delta m(n^* - n, \mu(\tilde{u}))W_n = F$$

Dynamics are induced by matching technologies (which are function of the past realisations of the state variables). In the numerical simulations displayed in the paper, the following system of difference equations is used:

$$(26) \quad E_H^{t+1} = (1 - \lambda)E_H^t$$

$$(27) \quad n^{t+1} = (1 - \lambda_n)n^t + \pi_u^t \mu(\tilde{u}_t)$$

$$(28) \quad N^{t+1} = N^t - \pi_u^t \mu(\tilde{u}_t) + \lambda_n n^t + \lambda E_H^t$$

where E_H , and N denote, respectively, employment in the homogenised good sector and non-employment.

We specify matching technologies as Cobb-Douglas and we let $0 < \alpha < 1$ denote the elasticity of matching with respect to the number of gaps yet to be filled (the distance from the long-run enterprise density, n^*). As customary, we assume that there are constant-returns to scale in matching technologies. Hence, $(1 - \alpha)$ is the elasticity of matching with respect to the pool of apprentice entrepreneurs.

The numerical simulations commented in the paper include a 'fiscal externality' effect. This involves adding a government budget constraint to the model, related to the payment of non-employment benefits out of payroll taxation.

In particular, payroll taxes have at each point in time to satisfy the (static) social security budget constraint:

$$(29) \quad bN_t = \tau_n (pn_t + wE_H^t)$$

where τ denotes the statutory contributions rates, which adjusts at each point in time to clear the social security budget, i.e.:

$$(30) \quad \tau = \frac{bN_t}{pn_t + wE_H^t}$$

As is apparent from above, insofar as $w < p$, an increased employment share in varieties (per given N), involves lower statutory contribution rates.

BIBLIOGRAPHY

- [1] ACSCPI (ADVISORY COMMISSION TO STUDY THE CONSUMER PRICE INDEX), «Towards a More Accurate Measure of the Cost of Living», *Final Report to the Senate Finance Committee*, Washington (D.C.), December 4, 1996.
- [2] AIGINGER K., «Qualitative Competitiveness» Y. WOLFMAYR-SCHNITZER (ed.), in *The Competitiveness of Transition Countries*, Vienna, WIFO, 1997.
- [3] BLANCHARD O. - KREMER M., «Disorganization», *Quarterly Journal of Economics*, November 1997, pp. 1091-126.
- [4] BOERI T., *Structural Change, Welfare Systems and Labour Reallocation*, Oxford, Oxford University Press, 2000.
- [5] DAIANU D., «Stabilization and Exchange Rate Policy in Romania», *Economics of Transition*, vol. 4, n. 1, 1996; pp. 229-48.
- [6] DIXIT A. - STIGLITZ J., «Monopolistic Competition and Optimal Product Diversity», *American Economic Review*, n. 67, 1977, pp. 297-308.
- [7] EUROSTAT, *Enterprises in Europe, Fourth Report*, Luxembourg, 1996.
- [8] —, *Enterprises in Central and Eastern Europe*, Luxembourg, 1996.
- [9] FEENSTRA R., «New Product Varieties and the Measurement of International Prices», *American Economic Review*, vol. 84, n. 1, 1994, pp. 157-77.
- [10] FEENSTRA R. - HUANG D. - G. HAMILTON, «Business groups and trade in East Asia: Part 2, Product Variety», *NBER, Working Papers*, n. 5887, January 1997.
- [11] FUNKE M. - RUHWEDEL R., «Product Variety and Economic Growth: Empirical Evidence for the OECD countries», *IMF, Staff Papers*, vol. 48, n. 2, December 2001.
- [12] GROSSMAN G. - HELPMAN E., *Innovation and Growth in the Global Economy*, MIT Press, Cambridge (MA) and London (UK), MIT, Press, 1991.
- [13] HOEKMAN B. - DJANKOV S., «Intra-Industry Trade, Foreign Direct Investment and the Reorientation of East European Exports», *CEPR, Working Papers* n. 1377, April, 1996.
- [14] KRUGMAN P., «Differences in Income Elasticities and Trends in Exchange Rates», *European Economic Review*, n. 5, 1989.
- [15] LANDESMANN M. - STEHER R., «Trade structures, Quality Differentiation and Technical Barriers in CEE-EU Trade», *WIIW, Research Papers* n. 282, January, 2002.
- [16] MATSUYAMA K., «New Goods, Market Formations, and Pitfalls of System Design», *Journal of the Japanese and International Economies*, n. 9, 1995, pp. 376-402.
- [17] NEVEN D., «Trade Liberalisation with Eastern Nations: How sensitive?», in Faini R. - Portes R. (eds.) *European Trade with Eastern Europe: Adjustment and Opportunities*, London, CEPR, 1995.
- [18] OECD, *Employment Outlook*, Paris, 1992.
- [19] —, *Economic Survey of the Slovak Republic*, Paris, 1996.
- [20] OLIVEIRA MARTINS J., «Export Behaviour with Differentiated Products: Exports of Korea, Taiwan and Japan to the US domestic market», in DAGENAIS M. - MUET P. (eds.) *International Trade Modelling*, London and New York, Chapman & Hall, 1992, pp. 37-52.
- [21] ROLAND G. - VERDIER, T., «Transition and the Output Fall» *Economics of Transition*, vol. 7, n. 1, 1999, pp. 1-28.

- [22] ROSTOWSKI J., «Comparing two Great Depressions: 1929-33 and 1989-93» in S. ZECCHINI (ed.), *Lessons from Economic Transition: Central and Eastern Europe in the 1990s*, Notwell (MASS), Kluwer Academic Publishers, 1997.

[5] "Market Structure, Trade and Industry Wages"

OECD Economic Studies, no. 22, 1994.

L'effet de la pression concurrentielle des pays émergents sur les salaires des pays de l'OCDE fait l'objet d'un débat. En particulier, le rôle relatif de la technologie et du commerce international n'est pas encore complètement compris. A l'heure actuelle, un certain consensus tend à se dégager en faveur de l'hypothèse que le choc sur les salaires, porteur d'inégalités, est essentiellement dû à un choc technologique, amplifié éventuellement par les échanges internationaux (Acemoglu, 2002). Néanmoins, si l'effet du commerce international ne peut vraisemblablement expliquer de larges chocs sur le marché du travail au niveau agrégé, il serait absurde de nier que les impacts de la forte concurrence étrangère au niveau sectoriel ou d'une région peuvent être considérables.

Cet article propose une taxonomie en quatre types de concurrence qui permet de réconcilier les observations agrégées avec un niveau de données plus sectorielles ou microéconomiques. L'idée de départ est que l'impact du commerce sur les salaires relatifs dépend du type de structure de marché. Un test économétrique sur des données de panel ne rejette pas l'hypothèse que la concurrence par les importations a un impact négatif sur les salaires dans les industries peu intensives en R&D qui sont soumises à une forte concurrence par les prix, alors qu'il est faible voire positif dans les industries à forte intensité en R&D; la R&D étant supposée capturer la différenciation des produits.

La principale difficulté rencontrée consiste à trouver des indicateurs objectifs permettant de classer les industries par degré de différenciation des produits et la taille des coûts fixes irréversibles (*sunk costs*). La taxonomie repose ainsi en partie sur une appréciation qualitative du type de structure de marché. Un article ultérieur [8] cherchera à approfondir cette question.

MARKET STRUCTURE, TRADE AND INDUSTRY WAGES

Joaquim Oliveira Martins

TABLE OF CONTENTS

Introduction	132
I. Market structure	133
A. Characterisation of industries by type of market structure	133
B. Some empirical regularities in the STAN data base	135
II. Import penetration trends in twelve OECD countries	139
A. Penetration trends at the level of total manufacturing industries	139
B. Penetration trends by exporting region	140
III. Industry wages and openness to trade: an econometric evaluation ..	143
IV. Conclusions	148
Bibliography	151
<i>Appendix: Data sources</i>	153

This paper owes a lot to Henry Ergas and Michael P. Feiner for their support and very useful discussions. I also would like to thank Jørgen Elmøskov, Peter Jarrett, Bénédicte Larre, Raymond Torres, Andrew Wyckoff and, particularly, John P. Martin and Peter Sturm for suggestions and comments on a previous version of this paper. Christophe Complainville and Isabelle Wanner provided efficient statistical assistance. The views expressed are those of the author and do not necessarily reflect those of the OECD or its Member countries.

INTRODUCTION

The combination of increasing unemployment and widening wage inequality in OECD countries in the 1980s has raised concerns about the role of foreign trade as a cause of these trends. In particular, some commentators have highlighted growing competition from low-wage developing economies in OECD labour markets. Under specific conditions, which include perfectly competitive markets, the traditional Heckscher-Ohlin-Samuelson (HOS) trade model provides two predictions concerning the links between trade and wages. First, it predicts the equalisation of **relative** factor prices.¹ This implies that, opening OECD markets to competition from low-wage countries should lead to a decrease in the relative price of domestic unskilled labour. Secondly, foreign competition from countries with relatively abundant low-skill labour forces may induce an absolute fall in the real wage of OECD unskilled workers – a result known as the Stolper-Samuelson theorem.

Recent work on models of international trade with imperfect competition (e.g. Helpman and Krugman, 1985) has challenged this traditional view by stressing the role of market structures in shaping the pattern of trade and the income distribution effects of trade flows. For example, in the latter type of models, even if it can be shown that there is still a tendency towards factor price equalisation, there may be additional gains from trade that are not captured in the HOS model which can – under certain conditions – reverse the Stolper-Samuelson result.

The empirical evidence on the impact of trade on the wage structure is controversial and is largely confined to the United States. Some recent studies suggest that increased import competition reduces wages and employment of low-skilled workers (e.g. Revenga, 1992). Other analyses find no evidence in the data for such a negative link (e.g. Lawrence and Slaughter, 1993).

To our knowledge no empirical study introduced market structure explicitly as a determinant of the link between international trade and industry wages. This paper aims to take a step towards filling this gap. It also tries to extend the country coverage of the analysis by dealing with a large sample of OECD countries using the OECD Structural Analysis data base (STAN).

The paper comprises three parts, as follows. The first part specifies a classification of individual sectors according to market structure characteristics. Then a

set of indicators is computed from STAN in order to test if the results by industry grouping match the stylised facts that could be expected on *a priori* grounds. The second part of the paper describes the evolution of import penetration trends in twelve OECD countries during the period 1970-90, with respect to both the market structure classification and exporting regions. Special attention is paid to import penetration trends from Asian Newly Industrialised Economies (NIEs). Finally, an econometric model of industry relative wage rates is estimated using panel data. This model encompasses both the characterisation of industries by type of market structure, as well as import penetration and export intensity variables.

I. MARKET STRUCTURE

A. Characterisation of industries by type of market structure

In principle, characterising industries according to their market structure requires a set of micro-economic indicators: concentration ratios, size of mark-ups, degree of returns to scale, product differentiation, etc. Unfortunately, this type of information is not available on a sufficiently systematic basis to allow for detailed cross-country and industry comparisons. In order to overcome this lack of data and bring market structure into the analysis of industry patterns, the strategy was followed here of using *a priori* information on the likely types of market concentration and product differentiation to be found in each sector.² The 22 individual industries of the STAN data base³ were classified into several subsets. Each group was characterized, on the one hand, by the dynamics of market concentration and, on the other, by the extent of product differentiation.

With respect to the dynamics of **concentration**, two types of market structures are usually identified in the literature: fragmented and segmented industries.⁴

In **fragmented industries**, the number of firms grows in parallel with output growth, thus output expansion is achieved through the creation of new firms and concentration decreases when market size increases. Typically, fragmented industries have relative low set-up costs and can create a wide range of product variety (or so-called horizontal differentiation, see Box 1). Textiles or machine tools are good examples of fragmented industries.

In **segmented industries**, the number of firms remains relatively stable when market size increases; therefore concentration also tends to remain stable. The forces causing market segmentation are often related to large set-up (or sunk) costs. Also, when strong non-price competition occurs in segmented markets, it is usually focused on the relative quality of different brands (or so-called

Box 1: The dimensions of product differentiation

Basically, product differentiation can take place either through innovation or by adding new varieties of existing products. Accordingly, it unfolds along two dimensions: *i*) vertical differentiation; and *ii*) horizontal differentiation.

Suppose that the ranking of quality characteristics of a given range of products is the same for all consumers. Then, two vertically differentiated products must have different prices and the consumers associate the lowest price with the lowest quality brand. Indeed, if prices are equal, the lowest quality brand will be pushed out of the market.

On the other hand, when products are differentiated horizontally, there is no implicit product ranking by consumers. This implies that two varieties of the same product can have equal prices and coexist in the market. In other words, horizontal differentiation corresponds to a pure consumers' preference for variety.

Producers choose the most appropriate combination of differentiating characteristics according to their marketing strategy. Both forms of product differentiation relax price competition. However, competing along the vertical dimension generally needs costly investments, namely R&D and/or advertising in order to create a brand image, and therefore can generate large price gaps among the same type of products, whereas horizontal differentiation is generally associated with a more uniform distribution of prices (see Encaoua, 1989).

vertical differentiation). Chemical drugs or aerospace are two examples of segmented industries with high product differentiation.

Real-world industries are typically a mixture of these two extreme cases. For example, in most industries one can identify a core of dominant large-scale firms and a fringe of small and medium-sized competitors. Nonetheless, at the level of industrial detail used in this study, differences are sufficiently marked to make this classification meaningful.

The characterisation of the **product differentiation** dimension is more difficult because the potential number of differentiating characteristics of a given product can be very large. These product characteristics are usually classified into horizontal and vertical dimensions. But, for the purposes of this study, a looser criterion was adopted by only distinguishing two cases: "homogenous" (or low-differentiated) and "differentiated" products. Basically, the former category corresponds to the case where products originating from different producers are very substitutable (or virtually homogenous). The "differentiated" group includes both the horizontal and vertical types of product differentiation.

Table 1. Stylised facts characterising each type of market structure

Product differentiation	Concentration dynamics	
	Fragmented (F)	Segmented (S)
	HF	HS
Low differentiated or homogenous products (H)	<ul style="list-style-type: none"> • Strong price competition • High substitutability among products • Low concentration • Low entry costs • Small or no scale economies • Low market power 	<ul style="list-style-type: none"> • Quantity competition • High substitutability among products • High concentration • High entry costs • Large-scale economies
Differentiated products (D)	<ul style="list-style-type: none"> • Price and non-price competition • Extensive horizontal differentiation • Low concentration • Moderate entry costs • Scale economies 	<ul style="list-style-type: none"> • Strong non-price competition • Extensive vertical differentiation • High concentration • High entry costs • Large-scale and scope economies • Strong market power

When product differentiation categories are combined with the market concentration characteristics, a relatively clear characterisation of market structure prototypes emerges. These are described in the 2×2 matrix in Table 1 which lists some stylised facts referring to the distinguishing characteristics of each group. The correspondence between the 22 industries of the STAN data base and the four sub-groups described by Table 2 was made on *a priori* grounds using an "educated guess" approach. The purpose of the next section is to compute a set of indicators for each industry grouping in order to verify whether this classification matches with the market characteristics described in Table 1.

B. Some empirical regularities in the STAN data base

To describe the characteristics of each industry grouping, several indicators can be computed from STAN (see data appendix). Twelve countries are included in our sample: United States, Japan, Germany (west), France, Italy, United Kingdom, Canada, Australia, Finland, the Netherlands, Norway and Sweden. In order to be comparable across countries, all indicators are normalized by the total manufacturing average in each country:

$$\begin{aligned} \text{Relative wage rate} &= (W_i/E_i)/(W_T/E_T) \\ \text{Relative margin rate} &= [(V_i - W_i)/V_i]/[(V_T - W_T)/V_T] \\ \text{Relative investment rate} &= (GFC_i/V_i)/(GFC_T/V_T) \\ \text{Relative R\&D intensity} &= (R\&D_i/V_i)/(R\&D_T/V_T) \\ \text{Relative import penetration ratio} &= [M_i/(Q_i + M_i - X_i)]/[M_T/(Q_T + M_T - X_T)] \\ \text{Relative export intensity} &= (X_i/Q_i)/(X_T/Q_T) \end{aligned}$$

where:

W = Employee compensation
 E = Number of employees
 V = Value added
 Q = Gross output
 FC = Gross capital formation
 R&D = R&D expenditure
 X = exports
 M = imports

and subscripts i and T correspond, respectively, to a given industry and to total manufacturing industries. All variables, except E, are expressed in value terms.⁵ The set of indicators was computed for each country and industry and averaged over the period 1970-1990.⁶ When all information is available, this produces 264 (12 countries × 22 industries) data points split into the four industry groupings according to the key given in Table 2.

Table 2. Classification of industries (STAN) according to their market structure¹

Product differentiation	Concentration dynamics	
	Fragmented	Segmented
Low differentiated or homogenous products	3. Textiles, apparel and leather 4. Wood products and furniture 11. Non-metallic mineral products 26. Other manufacturing	5. Paper products and printing 9. Petroleum products furniture 10. Rubber and plastic 13. Iron and steel 14. Non-ferrous metals 21. Shipbuilding and repair
Differentiated products	16. Metal products 17. Non-electrical machinery 18. Office and computing machinery 19. Electrical machines 20. Radio, TV, communications 25. Professional goods	2. Food, beverages and tobacco 7. Chemicals excluding drugs 8. Drugs and medicine 22. Motor vehicles 23. Aircraft 24. Other transport equipment

1. The numbers before each industry refer to the classification in the STAN data base (see data Appendix for more details).

Table 3 provides some basic statistics on the mean and dispersion of these indicators for each market structure grouping. Notwithstanding the large cross-sectional variance, some empirical regularities are found in the sample.

Relative wages tend to be lower in the fragmented industries with low product differentiation. Indeed, in this latter group only 10 per cent of the data points are above total manufacturing average compared with 70 per cent or more in the other groups. This confirms that product market power has a positive spill-over effect on wages.⁷

Table 3. Average characteristics according to the type of market structure, 1970-1990
(12 OECD countries, STAN data base)

	Market structure types			
	Fragmented		Segmented	
	Homogenous	Differentiated	Homogenous	Differentiated
	HF	DF	HS	DS
Relative wage rate	0.84 <i>0.13</i> (10%)	1.11 <i>0.20</i> (72%)	1.19 <i>0.27</i> (78%)	1.14 <i>0.20</i> (76%)
Relative margin rate ¹	0.86 <i>0.67</i> (44%)	0.75 <i>0.59</i> (21%)	0.92 <i>0.85</i> (40%)	0.95 <i>0.61</i> (47%)
Relative investment rate	0.86 <i>0.69</i> (25%)	0.78 <i>0.30</i> (15%)	1.35 <i>0.76</i> (67%)	1.01 <i>0.37</i> (46%)
Relative R&D intensity	0.23 <i>0.21</i> (0%)	2.02 <i>2.22</i> (56%)	0.44 <i>0.33</i> (9%)	2.77 <i>2.99</i> (72%)
Relative import penetration ratio	1.09 <i>0.76</i> (46%)	1.63 <i>0.94</i> (69%)	1.04 <i>0.61</i> (46%)	1.32 <i>1.16</i> (58%)
<i>Of which: from Asian NIEs</i>	3.03 <i>2.80</i> (63%)	1.74 <i>1.80</i> (49%)	1.00 <i>1.95</i> (27%)	0.21 <i>0.23</i> (1%)
Relative export intensity	0.82 <i>0.71</i> (29%)	1.53 <i>1.11</i> (64%)	1.02 <i>0.77</i> (39%)	1.16 <i>1.06</i> (47%)

1. The gross margin rate can be negative in some cases. This explains why its mean is below one in all groups. Note: All indicators are expressed relative to country averages of all manufacturing industries (= 1.00). Standard deviations are in italics. Figures in parentheses show the percentage number of data points which are above the manufacturing average.

Source: STAN data base.

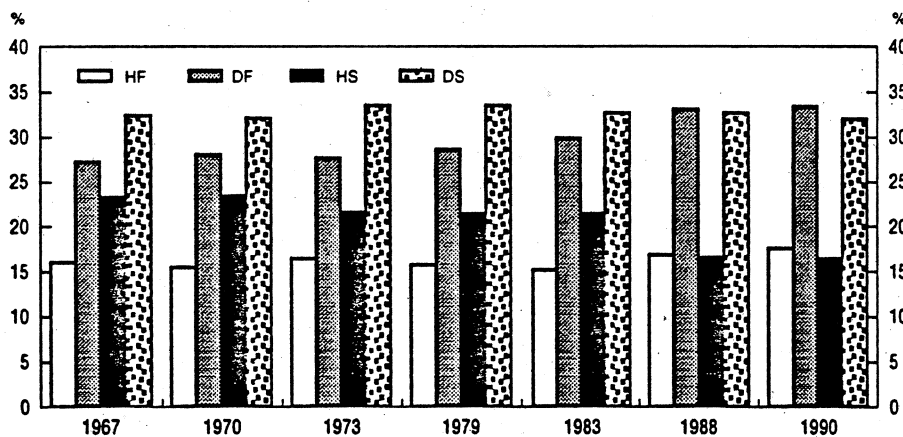
The two groups of segmented industries where concentration tends to be relatively stable have the highest **relative gross margins**, as could be expected. Nonetheless, the quality of this indicator seems less reliable as, in many cases, the gross margin is negative; this cannot be excluded, but seems implausible for an average calculated over twenty years.

Relative investment is above average for segmented industries, particularly the low-differentiation industries that include large-scale manufacturing sectors such as Iron & Steel or Shipbuilding & Repair. It also emerges rather clearly from the data that the highest **relative R&D intensities** are associated with industries producing differentiated products.⁸ This suggests that R&D spending is indeed an important element of the non-price competition among firms.

The **relative import penetration ratios** are more evenly distributed across the four sub-groups. The only group presenting a specific pattern is the fragmented differentiated (DF) group which displays a high proportion (69 per cent) of above-average penetration ratios. It is also worth noting that this group has the highest mean and the largest proportion (64 per cent) of above-average export intensities. These two observations reveal that the bulk of intra-industry trade is located in this set of industries. This result is in accordance with, and could be expected from, the market structure characteristics of the group.

Table 3 also gives the relative import penetration ratios from the Asian NIEs. It appears that only the two cases of fragmented industries have an above-

Figure 1. Shares of world trade by type of industry grouping



Legend: HF: Fragmented, low-differentiation industries.
 DF: Fragmented, high-differentiation industries.
 HS: Segmented, low-differentiation industries.
 DS: Segmented, high-differentiation industries.
Source: CEPII, CHELEM data base (see data appendix).

average penetration of imports from the Asian NIEs with a particularly high mean for the fragmented low-differentiation group (HF). The latter possibly reflects the fact that the HF group tends to be relatively unskilled-labour-intensive. However, the data also show above-average penetration in the fragmented differentiated product group (DF). This supports the view that import competition from the NIEs may not be necessarily focused in low-wage unskilled industries; it may also be related to the fragmented structure existing in some sectors which allows for easy entry of foreign firms because competition operates mainly through prices or horizontal differentiation (see Table 1).

The **relative export intensity** indicator can be interpreted as a rough measure of revealed comparative advantage. This shows that OECD countries tend to have their revealed comparative advantage clustered in the high-differentiation industries which account for the bulk of international trade. This can be verified in Figure 1 where world trade is split according to the four-group classification. The two groups of industries with highly differentiated products accounted for a growing share of world trade, reaching roughly 65 per cent of total exports in manufactures by 1990.

II. IMPORT PENETRATION TRENDS IN TWELVE OECD COUNTRIES

A. Penetration trends at the level of total manufacturing industries

Import penetration of domestic demand (M/D) for manufacturing products increased over the period 1970-90 in all countries of our sample, although there was a large cross-country dispersion of growth rates and levels (Table 4). Indeed, the average level of import penetration over the period 1985-90 ranges from around 5 to 65 per cent of domestic demand. The twelve countries of our sample fall into three broad groups: *i*) the Netherlands,⁹ Norway, Sweden, Canada and Finland have penetration rates higher than 30 per cent of domestic demand; *ii*) the United Kingdom, France, Germany, Australia and Italy have rates of 20 to 30; and *iii*) the United States and Japan have the lowest import penetration rates of 13.3 and 5.4 per cent, respectively.

During the 1980s, annual growth rates of import penetration ranged from less than 1 per cent in Japan, Norway and Italy to 6.5 per cent in the United States. The pace of penetration decreased in many countries compared with the 1970s, except in Finland and Norway where the pace increased significantly in the 1980s and the United States, Canada and the Netherlands where it grew roughly at the same pace in the two decades. Consequently, there is no evidence of an overall acceleration in the speed of import penetration rates in the 1980s.

Statistics for the export intensity indicator (X/Q) over the same periods are also shown in Table 4. There is a very strong correlation (0.92) between import

Table 4. Trends for import penetration and export intensity
(total manufacturing industries)

	Import penetration ratio			Export intensity		
	Average growth rates ¹		Average levels 1985-90 M/D ²	Average growth rates ¹		Average levels 1985-90 X/Q ³
	1970s	1980s		1970s	1980	
United States	6.1	6.5	13.3%	6.9	1.3	8.4%
Japan	3.7	0.8	5.4%	2.8	-2.3	12.4%
Germany (West)	4.2	2.6	24.6%	3.4	2.4	32.4%
France	4.0	3.4	27.7%	4.5	1.9	27.1%
Italy	3.0	0.8	21.0%	3.8	-1.1	23.2%
United Kingdom	5.1	3.3	29.3%	4.5	1.3	25.1%
Canada	2.2	2.5	36.4%	2.5	1.5	35.0%
Australia	4.7	2.2	23.9%	2.5	-0.7	13.2%
Finland	0.0	2.3	30.3%	2.7	0.4	34.0%
Netherlands	2.7	2.8	64.7%	2.5	2.0	66.9%
Norway	-0.6	0.8	42.2%	-0.5	0.3	31.2%
Sweden	2.5	1.2	40.9%	2.5	0.8	45.0%

1. Measured as trend growth rates over the periods 1971-80 and 1981-90 respectively (in percentage).
 2. Import penetration is defined as the ratio of imports to apparent consumption (domestic production minus exports plus imports).
 3. Export intensity is defined as the ratio of exports to domestic production.
- Source: OECD/DSTI STAN database.

penetration and export intensity. In other words, in countries in which a relatively large share of their demand for manufactures is satisfied by imports, it appears that a relatively large part of their domestic industrial production is exported, and vice versa. This observation recalls the strong role of intra-industry trade in OECD countries, noted above. In this perspective, the low penetration rates of the United States and Japan stand out less given that these two countries have the lowest export intensities in the sample, respectively 8.4 and 12.4 per cent of their industrial production. Trade imbalances are reflected here by the disproportion between the import penetration ratio and export intensity – as in the case of Japan.

Similar to the trend in the import penetration ratio, there was a general deceleration in export intensity growth between the two periods; in Japan, Italy and Australia, it actually fell during the 1980s.

B. Penetration trends by exporting region

The Asian NIEs are often thought by conventional wisdom to be important sources of import penetration growth in OECD countries. Table 5 decompose the overall import penetration ratio by country for the Asian NIEs (South Korea,

Table 5. Regional breakdown of import penetration rates, total manufacturing industries

Market country	Source country															
	OECD, excluding Japan				Japan				Asian NIEs				Other regions			
	Average growth ¹		Average levels		Average growth ¹		Average levels		Average growth ¹		Average levels		Average growth ¹		Average levels	
	1970s	1980s	1985-90	Mj/D ²	1970s	1980s	1985-90	Mj/D ²	1970s	1980s	1985-90	Mj/D ²	1970s	1980s	1985-90	Mj/D ²
United States	4.4	5.1	5.9%	3.1%	7.3	7.6	3.1%	14.5	10.7	2.2%	2.2%	10.5	4.0	2.1%	2.1%	
Japan	-0.1	0.1	2.9%	14.2	4.4	1.3%	1.3%	2.9	-1.9	1.3%	1.3%	
Germany (West)	3.4	2.5	20.0%	1.7%	7.5	8.9	1.7%	14.5	6.5	1.0%	1.0%	5.7	0.0	2.0%	2.0%	
France	3.6	3.3	23.5%	1.0%	11.2	6.8	1.0%	26.6	10.0	0.6%	0.6%	5.0	1.7	2.6%	2.6%	
Italy	1.6	0.8	17.8%	0.5%	5.6	8.5	0.5%	14.3	6.3	0.4%	0.4%	3.6	-2.4	2.3%	2.3%	
United Kingdom	6.3	3.3	23.9%	1.8%	8.4	6.3	1.8%	8.6	6.9	1.4%	1.4%	-0.1	0.1	2.2%	2.2%	
Canada	2.4	1.4	29.1%	3.2%	0.4	5.4	3.2%	12.5	9.5	2.2%	2.2%	1.6	8.4	1.8%	1.8%	
Australia	1.4	2.0	12.8%	5.8%	6.1	2.8	5.8%	16.9	5.1	3.1%	3.1%	10.5	0.4	2.2%	2.2%	
Finland	-1.4	2.2	24.1%	2.1%	1.0	6.3	2.1%	22.3	12.9	0.7%	0.7%	2.6	-3.7	3.4%	3.4%	
Netherlands	1.7	3.0	55.4%	2.5%	7.1	7.5	2.5%	12.3	8.4	1.9%	1.9%	6.9	-2.9	4.9%	4.9%	
Norway	-0.2	0.4	35.5%	2.2%	-2.0	-2.3	2.2%	13.4	7.2	1.7%	1.7%	-3.6	5.9	2.9%	2.9%	
Sweden	1.8	1.4	35.2%	2.2%	10.2	6.4	2.2%	12.3	7.2	1.3%	1.3%	5.2	-5.1	2.2%	2.2%	

1. Measured as trend growth rates over the periods 1971-80 and 1981-90, respectively (in per cent).

2. Import penetration is defined as the ratio of imports from country j to total apparent consumption (domestic production minus exports plus imports).

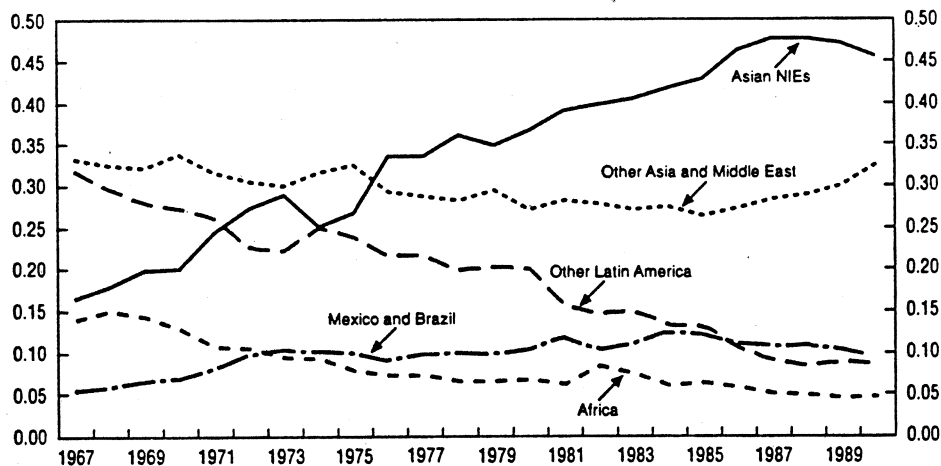
Source: Calculations from the OECD/DSTI STAN and CEPII, CHELEM data bases (see data Appendix).

Taiwan, Hong Kong and Singapore), other LDCs and OECD countries. As a comparison point imports from Japan were split from the rest of OECD countries. The import ratios are expressed not as percentage of total imports but as percentages of total demand for manufactures. In this way, they directly give the share of each exporting region in a given national market and add up to the overall penetration ratio shown in Table 4.

Intra-OECD trade accounts for the largest share of import penetration in all countries. By the end of the 1980s, the share of Asian NIEs never exceeds 2-3 percent of domestic demand in OECD markets. Moreover, market penetration from the NIEs tends to be lower in European countries than in the rest of the OECD. Partly because it started from very low base levels, exports from Asian NIEs to OECD markets grew rapidly in the period 1970-90. For example, during the 1980s the market share of Asian NIEs soared at around 10 per cent per year in the United States and France. However, there is no acceleration of this process in the 1980s compared with the 1970s and despite that imports of Asian NIEs grew at a very fast rate they still account for only a small share of domestic demand in all OECD countries.

Therefore, the rapid export growth over the last two decades of the Asian NIEs is not particularly striking with respect to their penetration in OECD markets. Their remarkable insertion in international trade flows should rather be compared with other LDCs' export performance. This point is made in Figure 2 which gives the breakdown of overall LDCs' exports. The share of Asian NIEs has risen from

Figure 2. Share of LDCs exports of manufactured products



Source: CEPPII, CHELEM data base (see data appendix).

around 15 per cent by 1967 to roughly 50 per cent of total manufactured exports from LDCs, by 1990. In contrast, the share of all other developing regions remained stable or declined over the same period.¹⁰

III. INDUSTRY WAGES AND OPENNESS TO TRADE: AN ECONOMETRIC EVALUATION

This section looks in detail at the links between industry relative wage rates and the two foreign trade indicators defined above. This is carried out through the estimation of an equation involving a pooling of data across industries, and estimated country by country. This section addresses the following questions:

- i) Does the four-way industry classification adopted here help to explain the pattern of relative wages in each country and inter-industry variance in the wages?
- ii) Are there any significant differences across groupings in the impact of import penetration and export intensity on industry relative wage rates?

The specification of industry relative wages used here is rather different from those conventionally used in the literature on labour economics. It focuses entirely on product market characteristics and omits commonly used variables such as sectoral vacancy rates, union density, measures of work-force characteristics, etc. It may be interpreted as a reduced form of a more generic framework where the impact on industry wages of productivity gaps and trade variables depends on the type of market structure:

Industry relative wage rate = f (Market structure, Productivity, Trade).

Given the qualitative nature of the market structure groupings, it seems sensible to model it through fixed-effects, *i.e.* the inter-group heterogeneity is captured by a dummy variable taking the value 1 if the sector belongs to the group and zero elsewhere. In order to make a crude adjustment for productivity differentials across industries, relative value-added per worker¹¹ was introduced in the equation. The effects of trade are represented by the import penetration and the export intensity variables. The complete equation to be estimated for each country is then the following:

$$RW_{it} = \sum_{k \in \{MF, HS, DF, DS\}} \alpha_{kit} \cdot D_{kit} + \beta \cdot VAW_{it} + \sum_{k \in \{MF, HS, DF, DS\}} \gamma_{kit} \cdot MP_{kit} + \sum_{k \in \{MF, HS, DF, DS\}} \delta_{kit} \cdot XI_{kit} + U_{it}$$

with:

- i = 1, ..., 22 industries
- t = 1970, ..., 1990 (depending on the country)
- RW = industry relative wages
- D = market structure specific fixed-effects
- VAW = industry relative Value-added per worker
- MP = relative Import penetration
- XI = relative Export intensity

The indexes HF, HS, DF and DS correspond to the four-way grouping of industries classified according to market structure characteristics (see Table 1). All variables in the equation are expressed in relative terms to the average of total manufacturing industries. The equation was first estimated without the trade variables (the "basic equation") and, in a second step, the trade variables were added to the equation. The estimation was carried out by ordinary least squares, and the results of this regression are shown in Table 6.

A high proportion of the observed wage rate variance across industries is already explained by the basic equation. In the complete model, the trade variables add significant explanatory power to the equation. Moreover, the industry dummies are significantly different from a common intercept term, except in three cases: Germany, the Netherlands and Sweden. These results can be derived from the F-tests reported in Table 7. The sign of the relative output per worker is significant in all countries and positive – as expected – except for the Netherlands.

According to common wisdom, relative import penetration could be expected, *ceteris paribus*, to lower industry relative wage ratios whereas relative export intensity, *ceteris paribus*, could raise wage ratios. The overall results supply rather weak support of this intuition. Among the 48 coefficients estimated for the relative import penetration variables, 25 are positive (of which 17 are significant) and 23 are negative (14 significant). The same pattern applies for the relative export intensity variables: 22 coefficients are positive (of which 11 are significant) and 26 are negative (16 are significant). On this basis, it seems that the sign of the relation between relative wage rates and the trade variables is rather ambiguous.

However, much stronger results can be obtained by considering the results at the level of the four industry sub-groupings. Indeed, the estimates provide evidence that import penetration is associated with reduced relative wages mainly in industries producing relatively standardized products. More precisely, in the fragmented low-differentiation group (HF) all twelve coefficients are negative and seven are significant at the 5 per cent level. The same applies for half of the cases (six) in the segmented low-differentiation group (HS). By contrast, in differentiated product industries most of the estimated coefficients are positive; in the segmented group (DS) eight coefficients are positive and significant.¹² In the fragmented (DF) group, the relation between import penetration and industry relative wages is rather weak as only four coefficients are significant (three positive and one negative).

Table 6. Panel estimates for the relative wage equation¹

	Fixed effects ²				Value-added per worker ¹	Import penetration ¹				Export intensity ¹				R ²	NOB
	HF	HS	DF	DS		HF	HS	DF	DS	HF	HS	DF	DS		
	Australia	0.333**	0.450**	0.553**		0.438**	0.592**	-0.048	0.138**	0.049	0.217**	0.103	-0.075**		
Canada	0.539**	0.778**	0.631**	0.638**	0.390**	-0.310**	0.017	0.009	0.206**	-0.007	-0.019	0.029	-0.083*	0.799	384
Finland	0.722**	0.780**	0.578**	0.469**	0.395**	-0.053**	-0.059**	0.075**	0.081**	-0.090**	0.027	-0.118**	-0.075**	0.720	408
France	0.803**	1.052**	0.965**	0.986**	0.064**	-0.581**	-0.305**	-0.054	0.103	0.241	0.580**	0.426	-0.080	0.815	408
Germany	0.958**	1.090**	0.964**	0.916**	0.059**	-0.262**	-0.054*	0.114**	-0.157**	0.260**	0.097**	-0.040	0.341**	0.549	434
Italy	0.771**	0.956**	1.008**	1.077**	0.073**	-0.149	0.023	0.362**	-0.257**	0.051	-0.185*	-0.146**	0.398**	0.648	414
Japan	0.896**	0.924**	0.882**	0.841**	0.074**	-0.048**	-0.033**	0.022	0.010**	0.031	0.059**	-0.054**	0.037**	0.461	273
Netherlands	0.641**	0.918**	0.965**	0.891**	0.212**	-0.304	-0.531**	-0.260**	0.744**	0.112	0.614**	0.117*	-0.702**	0.632	273
Norway	0.783**	1.189**	0.821**	1.015**	0.162**	-0.026	0.051*	-0.027	-0.364**	-0.179**	-0.010	0.019	0.214**	0.573	326
Sweden	0.731**	0.880**	0.885**	0.784**	0.082**	-0.154**	-0.042*	-0.101	0.058**	0.217**	0.046**	-0.012	-0.017	0.722	412
United Kingdom	0.919**	1.187**	0.960**	1.240**	-0.046**	-0.026	0.062	0.003	0.063*	-0.004	-0.077	0.026	0.153**	0.175	324
United States	1.164**	1.141**	1.247**	1.201**	0.167**	-0.237**	0.087**	0.022	0.095**	0.351**	-0.028	0.040**	0.164**	0.386	324
	0.866**	1.014**	1.017**	1.003**	0.037**	-0.028	0.062	0.003	0.063*	-0.004	-0.077	0.026	0.153**	0.470	432
	0.916**	0.998**	1.054**	0.943**	0.036**	-0.026	0.062	0.003	0.063*	-0.004	-0.077	0.026	0.153**	0.563	432
	0.719**	0.923**	0.932**	0.762**	0.164**	-0.026	0.062	0.003	0.063*	-0.004	-0.077	0.026	0.153**	0.732	446
	0.884**	0.859**	0.945**	0.954**	0.167**	-0.026	0.062	0.003	0.063*	-0.004	-0.077	0.026	0.153**	0.790	426
	0.752**	0.972**	0.902**	0.955**	0.117**	-0.028	0.062	0.003	0.063*	-0.004	-0.077	0.026	0.153**	0.667	405
	0.805**	0.961**	0.849**	0.697**	0.120**	-0.237**	0.087**	0.022	0.095**	0.351**	-0.028	0.040**	0.164**	0.786	386
	0.598**	0.844**	0.807**	0.890**	0.241**	-0.237**	0.087**	0.022	0.095**	0.351**	-0.028	0.040**	0.164**	0.728	436
	0.694**	0.795**	0.728**	0.608**	0.227**	-0.237**	0.087**	0.022	0.095**	0.351**	-0.028	0.040**	0.164**	0.859	436

1. Variable expressed in relative terms to the total manufacturing average.

2. Dummy variable taking the value of 1 when the industry belongs to a grouping and 0 elsewhere.

* Coefficients are significantly different from zero at the 5 per cent level.

** Coefficients are significantly different from zero at the 1 per cent level.

NOB Number of observations.

Legend: HF: fragmented, low-differentiation industries. DF: fragmented, low-differentiation industries.

HS: segmented, high-differentiation industries. DS: segmented, high-differentiation industries.

Table 7. Test statistics for the industry-relative wage rate equation

	F-test Trade variables jointly null	F-test No industry-specific effects
Australia	14.43**	8.42**
Canada	25.30**	72.72**
Finland	4.40**	4.44**
France	15.17**	4.32**
Germany	46.10**	2.23
Italy	17.48**	15.24**
Japan	15.82**	13.49**
Netherlands	13.37**	0.63
Norway	11.24**	11.11**
Sweden	4.28**	1.10
United Kingdom	7.83**	27.04**
United States	49.32**	14.98**

** The test is significant at the 1 per cent level.

Note: The critical values at 1 per cent are $F(3, \infty) = 3.78$ and $F(8, \infty) = 2.51$.

The strongest effect of export intensity on industry relative wages is obtained for the segmented high-differentiation industries where seven out of twelve coefficients are positive and significant. For the other industry groupings the evidence is rather mixed.

These results point to the following conclusions:

- i) The impact of import penetration on industry wages seems in line with traditional H-O-S trade theory predictions in industries with low product differentiation. In other words, import penetration is associated with lower relative wages if firms have low market power and/or products are homogenous. As a consequence, increasing import penetration in these industries may lead to income distribution conflicts among the owners of relatively scarce production factors (such as low-skilled labour) in the importing country.
- ii) In industries where competition takes place mainly through product differentiation, there is no evidence that increasing openness to trade leads to reduced industry relative wages. On the contrary, industries can be open to competition in both domestic and foreign markets and still have above-average wages.

In the latter case there is no basis for expecting a potential income distribution conflict between the owners of production factors that are intensively used in the production of differentiated products. The reason is that the impact of trade on income distribution in the presence of strong product differentiation and scale economies may be very different from the one predicted by the Heckscher-Ohlin-

Samuelson paradigm. In trade models with imperfect competition, it turns out that, when products are sufficiently differentiated,¹³ a reverse "Stolper-Samuelson" result can occur (see Box 2). If so, the arguments related to income distribution conflicts may not be valid. Trade theory suggests exactly the opposite, *i.e.* import penetration may be essential to benefit from increasing returns to scale or the welfare effects of greater product variety in all sectors.

Box 2: What happens to the Stolper-Samuelson theorem in the presence of imperfect competition?

The basic result from the Heckscher-Ohlin-Samuelson (H-O-S) model on income distribution (the Stolper-Samuelson theorem) is that – assuming that there is no redistribution mechanism at work – owners of factors of production which are scarcer in a country than in the rest of the world will lose as a result of trade relative to the autarkic situation.

Compared with the H-O-S framework, additional sources of gains (and losses) from trade can arise in presence of increasing returns and product differentiation. The question is whether the gains can offset or even reverse the negative "Stolper-Samuelson" effects of trade on income distribution.

Some answers to this question can be found in the literature on international trade theory. For example, the Helpman-Krugman monopolistic competition model suggests that the net impact of trade on income distribution could depend crucially on three factors (see, Helpman and Krugman, 1985, Chapter 9):

- i)* the degree or extent of economies of scale;
- ii)* the elasticity of substitution between varieties (both domestic and imported) of a given product, which measures the preference for product diversity;
- iii)* the similarity of factor endowments between the two trading countries.

Intuitively, there is a trade-off between scale and product diversity as creating new brands can prevent producers from exploiting the scale economies resulting from existing products. However, when products are highly differentiated the gains from increased product diversity are likely to be large, as well as the equilibrium scale of production. If products are rather homogenous, the net gain from trade will depend on how similar the countries are in terms of their factor endowments. If we define an appropriate index of factor endowment "similarity" and relate it to the intensity of intra-industry trade, then if countries are similar enough all factors will still gain from trade. In other words, intra-industry type trade can lead to fewer income distribution conflicts among countries and sectors than the traditional case of inter-industry specialisation.

IV. CONCLUSIONS

This paper aims to bring market structure considerations into the explanation of the links between international trade and industry relative wages. In order to identify the market structure prototypes, the paper uses a four-way classification where each industry is grouped according to its product differentiation and market concentration characteristics.

The empirical evidence for twelve OECD countries reported here suggests that the interactions between market structure and trade variables, on the one hand, and the pattern of industry wages, on the other hand, are closely related. Indeed, the estimated impact of import penetration on industry relative wages appears to be largely negative in industries with low product differentiation. This result could be expected on the basis of the traditional Stolper-Samuelson theorem. Conversely, in industries with high product differentiation and large scale economies the estimated coefficients of the import penetration variables tend to be significantly positive in a majority of cases. This result can be found in the trade theory models with imperfect competition. The latter suggest indeed that in the presence of scale economies and product differentiation there is no systematic negative link between increased import penetration and below-average wages.

These results have two important policy implications. First, they give some support to the idea that the intensification of foreign competition may lower wages in those sectors where typically OECD countries have low or have lost market power, relative to rest of manufacturing industry. In some cases, this may require policy measures ensuring that the owners of relative scarce production factors (such as unskilled labour) receive their share of the overall benefits from increased openness to international trade. Secondly, from the analysis of trade patterns and the econometric results it emerges that, in those industries where OECD countries have a strong market position, relative wages are not driven down by import penetration. On the contrary, the results show that openness to trade could even raise relative wages in these sectors.

The market structure aspects developed here could provide a useful framework for further analysis in this area. Namely, more data on market structure is required as the latter was captured in this paper in a very stylised way. Those should be associated with data on a range of labour market variables and industry rents in order to give a complete picture of the market structure mechanisms at work. Data on producer prices would also enable a better assessment of the product differentiation dimension. Finally, the wage structure should be related to sectoral employment patterns including both the manufacturing and service industries.

NOTES

1. A recent paper by O'Rourke and Williamson (1992) puts this result into a historical perspective of increasing international integration.
2. This type of classification procedure is often used in industrial economics. See, for example, OECD (1987) and Buigues and Jacquemin (1989).
3. For full details on STAN, see OECD (1992).
4. See Sutton (1991), Part I.
5. In its present state, the STAN database does not have constant price data in a sufficient detailed basis.
6. Depending on the countries, this time frame can be smaller.
7. Probably due to rent sharing mechanisms. Recent empirical investigations on the relation between market structure, wages and productivity can be found in Haskel (1991) and Higuchi (1987).
8. Because of data constraints, this variable is only available for six countries in the sample: France, Germany (west), Italy, Japan, the United Kingdom and the United States.
9. The indicator may be not totally reliable for the Netherlands because of a large amount of re-exports towards other European countries which can induce an upward bias in the measure of import penetration.
10. Another way of showing this would be to calculate a concentration index of LDCs exports. The result of this calculation, available from the author upon request, is that the concentration of LDCs exports doubled during the period 1967 to 1990, mainly due to the above-average market share gains from the Asian NIEs.
11. There is no constant price data in the STAN data base so it is impossible to compute a true measure of relative labour productivity. The relative value added per worker was calculated by dividing the ratio between value added and total employment in a given sector by the same variable calculated at the level of total manufacturing. However, the OECD ISDB data base (which has a lower sectoral detail) was used to calculate the correlation between the relative output per worker in value and volume terms. This correlation was above 0.85 in all countries of our sample. Therefore, the results should be not deeply modified by the use of one or the other of these variables.
12. In some cases, intra-firm trade (IFT) in high-differentiation sectors may be part of the explanation for the observed link between market structure and the positive impact of import penetration over industry wages. See Jarrett (1979) for an empirical test on the relation between IFT intensity and wages in the U.S. manufacturing industries.

13. Oliveira Martins and Toujas-Bernate (1992) made an attempt to estimate elasticities of substitution within product bundles for domestic and imported goods. They found them to be typically low, implying a high degree of product differentiation by country of origin, a result which is in line with the usual estimates of trade elasticities.

BIBLIOGRAPHY

- Buigues, P. and Jacquemin, A. "Strategies of firms and structural environments in the large internal market", *Journal of Common Market Studies*, No. 1, September 1989.
- Encaoua, D., "Product differentiation and market structure: a survey", *Annales d'Economie et Statistique*, No. 15/16, 1989, pp. 51-83.
- Haskel, J., "Imperfect competition, work practices and productivity growth", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 53, 3, 1991, pp. 265-279.
- Helpman, E. and Krugman, P. *Market Structure and Foreign Trade*, MIT Press, Cambridge, 1985.
- Higuchi, Y., "Japan's changing wage structure: the impact of internal factors and international competition", *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 3, No. 4, 1987, pp. 480-499.
- Jarrett, P., "Offshore assembly and production and the internalization of international trade within the multinational corporation: their causes and effects on the U.S. manufacturing industry wage and profit rates", unpublished Ph.D. dissertation, Harvard University, Cambridge, 1979.
- Lawrence, R.Z. and Slaughter, M.J. "International trade and American wages in the 1980s: giant sucking sound or small hiccup?", *Brookings Papers: Microeconomics 2*, 1993.
- OECD, *Structural Adjustment and Economic Performance*, Paris, 1987.
- OECD, "STAN data base for industrial analysis", OECD Document, Paris, 1992.
- Oliveira Martins, J. and Toujas-Bernate, J. "Macro-import functions with imperfect competition: an application to the EC trade", in Winters, L.A. (ed.) *Trade and Policy after 1992*, Cambridge University Press, 1992.
- O'Rourke, K. and Williamson, J.G. "Were Heckscher and Ohlin right? Putting history back into the factor-price-equalization theorem", *Columbia University Graduate School of Business Working Papers Series*, No. 19, 1992.
- Revenge, A.L., "Exporting jobs? The impact of import competition on employment and wages in US manufacturing", *The Quarterly Journal of Economics*, February, 1992, pp. 255-284.
- Sutton, J., *Sunk Costs and Market Structure*, Cambridge, MIT Press, 1991.

Appendix

DATA SOURCES

The primary data sources for this paper are the STAN¹ and the CHELEM² data bases.

In its present state, the STAN data base isolates 22 individual industries (see table below). Namely, it enables to break down the Chemicals and the Metal product sectors into a relevant product detail. STAN covers the period from 1970 to 1990. The country cover-

The sectoral breakdown of the STAN database

Code STAN	ISIC groups	Classification description
1	3000	TOTAL MANUFACTURING
2	3100	Food, beverages and tobacco
3	3200	Textiles, apparel and leather
4	3300	Wood products and furniture
5	3400	Paper products and printing
6	3500	Chemical products
7	351 + 352 - 3522	Chemicals excluding drugs
8	3522	Drugs and medicines
9	353 + 354	Petroleum refineries and products
10	355 + 356	Rubber and plastic products
11	3600	Non-metallic mineral products
12	3700	Basic metal industries
13	3710	Iron and steel
14	3720	Non-ferrous metals
15	3800	Fabricated metal products
16	3810	Metal products
17	382-3825	Non-electrical machinery
18	3825	Office and computing equipment
19	383-3832	Electrical machines excluding communications
20	3832	Radio, TV and communications equipment
21	3841	Shipbuilding and repairing
22	843	Motor vehicles
23	3845	Aircraft
24	3842 + 3844 + 3849	Other transport equipment
25	3850	Professional goods
26	3900	Other manufacturing

age of STAN is limited to only twelve OECD countries: Australia, Canada, Finland, France, Germany (West), Italy, Japan, the Netherlands, Norway, Sweden, the United Kingdom and the United States.

The CHELEM data base is built by the French Institute CEPII.³ CHELEM allows to decompose total exports and imports by origin and destination, both for OECD countries but also for all non-OECD regions. This source is a complete and harmonized world trade matrix for 32 regions and 72 products, for the period 1967-1990. The correspondence used in this paper between the nomenclatures of the STAN and CHELEM databases is available from the author upon request.

NOTES

1. See OECD (1992).
2. CHELEM stands for "Comptes Harmonisés sur les Échanges et L'Économie Mondiale".
3. Centre d'Études Prospectives et d'Informations Internationales. The CEPII is a French public research Institute.

[6] "Mark-up pricing, Market structure and the Business cycle"

OECD *Economic Studies*, no. 27 (II), 1996 (avec S. Scarpetta et D. Pilat).

La concurrence imparfaite soulève la question de la mesure du pouvoir de marché. Sa mesure la plus directe est le taux de marge des prix sur les coûts marginaux (*mark-up*). Néanmoins, ce *mark-up* est difficilement observable directement. Hall (1988) propose une méthode indirecte. Il montre que le résidu de Solow est une mesure non biaisée du progrès technique seulement dans le cas limite de la concurrence parfaite et propose donc d'utiliser les propriétés cycliques de ce résidu pour aboutir à une mesure du taux de marge. L'estimation requiert néanmoins l'utilisation de variables instrumentales, difficiles à trouver. Par la suite, Roeger (1995) a simplifié considérablement la méthode d'estimation économétrique.

Le présent article généralise la méthode de Roeger (1995) à une fonction de production intégrant les biens intermédiaires. Il montre aussi que la spécification de Roeger peut se déduire plus simplement du ratio entre les prix et les coûts moyens et, qu'en présence de rendements d'échelle croissants, elle ne fournit qu'une estimation de la borne inférieure au taux de marge. La dynamique cyclique des taux de marge est testée en utilisant une relation linéaire *ad hoc* entre le *mark-up* et le cycle. Les estimations sont réalisées pour un large échantillon de pays et industries. Par industrie, les valeurs estimées du taux de marge sont assez cohérentes avec la taxonomie développée dans l'article précédent [5].

Malgré la méthode d'estimation relativement robuste et des résultats interprétables, l'analyse présentée dans cet article devrait être améliorée dans plusieurs directions. La rémunération du capital a été estimée de façon simplifiée et d'autres approximations pourraient être considérées. La méthode de Roeger (1995) ne permet pas d'identifier le paramètre des rendements d'échelle, mais la quasi-fixité du capital dans certaines industries pourrait être testée (*cf.* Bounhol, 2004). En outre, l'estimation de la dynamique du *mark-up* pourrait aussi être fondée de manière plus rigoureuse (*cf.* [7])

MARK-UP PRICING, MARKET STRUCTURE AND THE BUSINESS CYCLE

Joaquim Oliveira Martins, Stefano Scarpetta and Dirk Pilat

TABLE OF CONTENTS

Introduction	72
Estimating mark-ups: methodology and measurement issues	73
The methodology	73
Interpretation and possible estimation biases	76
Data and measurement issues	76
Evidence on mark-up pricing	77
Mark-ups for manufacturing sectors	77
Mark-ups for selected service sectors	81
Comparisons with previous studies and other evidence on mark-up pricing	83
Interpreting mark-ups: the role of market structure	84
Mark-up pricing and the business cycle	89
Concluding remarks	92
<i>Annex 1:</i> Mathematical derivations	97
<i>Annex 2:</i> Measurement issues	100
Bibliography	102

The authors are indebted to Werner Roeger for very useful discussions during the preparation of this paper. We would also like to thank Sveinbjörn Blöndal, Jørgen Elmeskov, Michael P. Feiner, Robert Ford, Toshiyasu Kato, Constantino Lluçh, John P. Martin, Jon Nicolaisen and George Papaconstantinou for useful comments on earlier versions of the paper. Hervé Bource, Brenda Livsey-Coates and Sandra Raymond helped us in preparing the manuscript, and Catherine Chapuis and Martine Levasseur provided efficient statistical assistance. Needless to say, the authors are responsible for all remaining errors.

INTRODUCTION

Imperfections in product markets affect economic performance in a number of ways. Among the most important of these is the effect on the price setting of firms. When product markets are characterised by a lack of competition, firms may be able to charge a mark-up over their marginal costs and achieve monopoly rents. If such rents persist over time, and if they can be related to specific barriers to competition, prices are higher than they ought to be and output is lower than it could be. In this situation, policy action might aim to foster stronger competition, in order to reduce the scope for mark-up pricing and lower price levels.

The existence of a mark-up also has some implications for our understanding of macroeconomic behaviour. For instance, in the NAIRU framework mark-ups have a direct impact on unemployment (Geroski, Gregg and Van Reenen, 1996), while the existence and behaviour of a mark-up over the business cycle also helps explain why productivity, wages and employment appear to be pro-cyclical. In addition, macroeconomic policy would have a different impact on output and prices if product markets were characterised by a high degree of mark-up pricing (Silvestre, 1993).

A prevalence of mark-up pricing could thus have a number of important implications for policy. But before looking further into these implications, it is necessary to evaluate empirically the occurrence of mark-up pricing in the economy. A substantial body of literature has been devoted to this issue (Schmalensee, 1989; Bresnahan, 1989). This literature has recognised the mark-up of product prices over marginal costs (the so-called *Lerner index*) as one of the more direct indicators of monopoly power. However, the empirical measurement of the Lerner index and related measures is quite difficult. The main problem arises from the fact that while prices can be measured, marginal costs are not directly observable. In addition, the economic literature has given little guidance on how to establish appropriate measures at an aggregated level. Consequently, there have been few empirical studies identifying market power at this level (Geroski *et al.*, 1996).

Recently, the research on models of real business cycles and, more precisely, on explanations of the observed correlation between productivity shocks and aggregate output growth has produced – as a by-product – a new methodology to estimate the mark-up of prices over marginal costs at the aggregate level. This method uses the short-run fluctuations of the difference between the growth rates

of output and production inputs by sector (Hall, 1986 and 1988; and Bils, 1987), or the so-called Solow residual, a popular measure of total factor productivity. The approach, proposed by Robert Hall, has been extensively applied in the empirical literature (Shapiro, 1987; Domowitz *et al.*, 1988; Caballero and Lyons, 1990). Nonetheless, Hall's approach has been criticised on the grounds that it relies on somewhat dubious econometric techniques, leading to implausibly high mark-ups which are difficult to reconcile with the absence of high pure profits in aggregated industries. More recently, Roeger (1995) proposed a significant modification to Hall's original method, leading to more reliable estimates of mark-ups for US manufacturing industries.

This paper extends Roeger's method and provides mark-up estimates over the period 1970-92, for 36 detailed manufacturing industries (at the 3-4 digit level of ISIC) and several service sectors in 14 OECD countries. Thus, it provides the first comprehensive and comparable picture of the level and structure of mark-ups for a large number of sectors and OECD countries.

The paper also makes an effort to interpret the mark-up estimates. Although high mark-ups may be a sign of a lack of competition, they are also related to the market structure prevailing in an industry. For instance, sunk costs or a high degree of innovation may give rise to mark-up pricing that is required to sustain the competitive process in some industries. To evaluate the degree of mark-up pricing, and assess whether a case can be made for policy action, it is therefore important to establish the *type* of competition prevailing in different industries.

The paper is organised as follows. The next section provides the theoretical background to the measurement of mark-ups, and sets out the methodological details. The estimates of mark-ups are discussed in the third section of the paper, which also compares the results with some other evidence on mark-up pricing. The fourth section aims to provide an interpretation of the estimated mark-ups, using a taxonomy that classifies the sectors according to the type of competition. In section five, the cyclicity of the mark-ups is tested. The final section draws the main conclusions.

ESTIMATING MARK-UPS: METHODOLOGY AND MEASUREMENT ISSUES

The methodology

The basic indicator of the mark-up of prices (P) over marginal costs (MC), the so-called *Lerner index* (B), can be defined as $(P - MC)/P$. With perfect competition, price equals marginal cost and the index will be equal to zero. When prices exceed marginal cost, the Lerner index becomes positive and varies between zero and unity. The closer the value of the index is to unity, the greater the degree of market power. This indicator is a static measure of *actual* conduct and may not reflect the potential for monopolistic behaviour on the part of the firm. The latter is more

directly related to the type of market structure, *i.e.* some market structures will favour the development of permanent market power more than others. For the discussion that follows, it is useful to establish the relation between the Lerner index and the mark-up ratio (P/MC), that will be designated hereafter by μ :

$$B = \frac{P - MC}{P} = 1 - \frac{1}{\mu} \quad \text{or} \quad \mu = \frac{1}{1 - B} \quad [1]$$

Hall's approach to the estimation of mark-ups is based on ideas contained in Solow's seminal (1957) paper on productivity measurement. The most common method of calculation of total factor productivity (TFP) is the so-called Solow residual (hereafter, SR), *i.e.* the difference between the growth rate of output and a weighted average of the growth rate of factor inputs. The basic idea can be derived from Hall (1986) (see *Annex 1*):

$$SR = \Delta q - \alpha \Delta l - (1 - \alpha) \Delta k = B \cdot (\Delta q - \Delta k) + (1 - B) \cdot \theta \quad [2]$$

where Δq , Δl and Δk correspond, respectively, to the growth rates of real value added, labour and capital inputs, α is the labour share in total value added and q is the (unobservable) rate of technical progress. Equation [2] shows that, under perfect competition, the Lerner index (B) is equal to zero and the SR is thus identical to the productivity term. Moreover, perfect competition also implies that the SR should not be correlated with the growth rate of the output/capital ratio – the so-called “invariance property” of the Solow residual.¹ However, this property often fails to be observed. Typically, the estimated productivity residual tends to be procyclical, *i.e.* higher in years of expansion than in years of recession. From this observation, Hall concluded that the hypothesis of perfect competition is rejected by the data.²

Along these lines, the mark-up ratio can be estimated from Equation [2]. By assuming that the rate of technological progress can be described as a random deviation from an underlying constant rate and assuming that the mark-ups are constant through time, Equation [2] can be re-arranged as follows:

$$\Delta (q_t - k_t) = (\mu \alpha_t) \cdot \Delta (l_t - k_t) + \theta + u_t \quad [3]$$

The (observed) labour share in total value added is used as a benchmark. Under perfect competition the coefficient associated with the growth of the labour/capital ratio should be equal to the labour share. In principle, this would enable the identification of the value of the mark-up coefficient. But, as Hall (1986) has pointed out, Equation [3] cannot be estimated directly. Indeed, with imperfect competition, the labour/capital ratio is correlated with the productivity term (and consequently with the error term) and ordinary least square (OLS) estimates will not be consistent. The usual way to correct for this bias is to replace the labour/capital ratio by a set of instrumental variables, *i.e.* variables which are correlated with the growth of the labour/capital ratio and, at the same time, are not correlated with the productivity shocks.³ For the case of the United States, Hall proposed a number of instru-

ments, including overall real GDP, military spending, the oil price and the political party of the president.

However, some of these instruments have been criticised as being rather implausible. Moreover, the problem with the instrumental variable approach is that, in small samples, the relative merits of this procedure compared with standard OLS estimates are not clear-cut. For example, a very small correlation between the instruments and productivity growth may prove much more problematic than the biases emerging from the OLS procedure (Caballero and Lyons, 1989).

In order to overcome the econometric problems arising from the correlation between the explanatory variable and the error term, Roeger (1995) proposed a different way of estimating mark-ups. Instead of using the Solow residual, he used the difference between the latter and the dual Solow residual. First, he derived the dual productivity measure, *i.e.* a price-based Solow residual (*SRP*) as follows:

$$SRP = \alpha \cdot \Delta w + (1 - \alpha) \cdot \Delta r - \Delta p = -B \cdot (\Delta p - \Delta r) + (1 - B) \cdot \theta \quad [4]$$

where Δp , Δw and Δr correspond, respectively, to the growth rates of output price, wages and the rental price of capital. Then, by subtracting [4] from Equation [2] and adding an error term, he obtained a tractable expression for the estimation of :

$$\Delta y_t = B \cdot \Delta x_t + \varepsilon_t \quad [5]$$

where:

$$\begin{aligned} \Delta y &= (\Delta q + \Delta p) - \alpha \cdot (\Delta l + \Delta w) - (1 - \alpha) \cdot (\Delta k + \Delta r) \\ \Delta x &= (\Delta q + \Delta p) - (\Delta k + \Delta r) \end{aligned}$$

The dependent variable (Δy) can be interpreted as a "nominal" Solow residual, while the explanatory variable is the growth rate of the nominal output/capital ratio. The appealing feature of Equation [5] is that the productivity term vanishes and a direct estimation of B can be carried out by the usual econometric techniques. Another advantage of this method is that the price and volume variables can be grouped together so that only nominal variables appear in the equation, thereby helping to overcome some availability problems associated with price data.

A straightforward extension of Equation [5] makes it possible to incorporate intermediate inputs and define the mark-up ratios over gross output instead of value added. This adjustment is crucial. Defining the mark-up over value added induces a clear upward bias in the estimation (Norrbin, 1993, and Basu, 1995). When intermediate inputs are taken into account, the dependent and explanatory variables of Equation [5] become:

$$\begin{aligned} \Delta y^o &= (\Delta q^o + \Delta p^o) - \alpha^o \cdot (\Delta l + \Delta w) - \beta \cdot (\Delta m + \Delta p_m) - (1 - \alpha^o - \beta) \cdot \\ &\quad (\Delta k + \Delta r) \\ \Delta x^o &= (\Delta q^o + \Delta p^o) - (\Delta k + \Delta r) \end{aligned} \quad [6]$$

where q^o and p^o correspond to gross output and its respective price, m and p_m to intermediate inputs and their prices, and α^o and β to the respective shares of labour

and intermediate costs in gross output. As noted above, only the nominal values are required to carry out this calculation. However, the treatment of capital costs requires a separate computation of the volume and rental price of capital (see below and *Annex 2*).

Interpretation and possible estimation biases

Equation [5] is striking by its simplicity but its intuitive meaning is not immediately clear. In fact, Roeger's equation can also be derived from the definition of an "average" mark-up (μ^a),⁴ i.e. the ratio between prices and average costs (AC):⁵

$$\mu^a = \frac{P}{(W \cdot L + R \cdot K)/Q} = \frac{\mu}{\lambda} \quad [7]$$

which by definition is equal to the mark-up over marginal costs divided by an index of returns to scale ($\lambda = AC/MC$). Under the assumption that this average mark-up is constant, this relation can be transformed as follows (*Annex 1*):

$$\Delta y_t = [\lambda \cdot (B - 1) + 1] \cdot \Delta x_t + \varepsilon_t \quad [8]$$

where Δx and Δy are defined as previously. The above equation shows that, with constant returns to scale ($\lambda = 1$), Roeger's method provides an unbiased estimate of the Lerner index B . With increasing returns to scale ($\lambda > 1$), there would be a downward bias to the estimated value of the mark-up.⁶ In other words, Roeger's method only takes into account the part of the mark-up corresponding to the difference between price and average costs, i.e. the mark-up net of the influence of returns to scale.

The presence of sunk costs is also likely to generate a downward bias in Equation [5]. Indeed, if a fraction of the capital stock is sunk, this has to be subtracted from the total capital stock leading to lower marginal cost and a higher mark-up. The same reasoning can be applied to downward rigidities of the capital stock or labour input (so-called labour hoarding). When the capital stock or the labour force cannot be adjusted downwards during a recession, the marginal costs would be higher than under a situation of perfectly flexible production inputs. Correcting for these biases would imply higher mark-ups than those estimated on the basis of Equation [5].

To sum up, the mark-ups derived from Roeger's method, as estimated in this paper, are likely to represent a lower bound for industries operating under increasing returns to scale, large sunk costs or strong adjustment rigidities over the business cycle.

Data and measurement issues

The mark-up estimation takes account of labour, capital and intermediate inputs as production factors. The series for gross output, employment, wage compensation and intermediate inputs (defined as gross output minus value added)

were taken from OECD's STAN database (OECD, 1995, 1996). Estimates of gross capital stock by industry were provided by the EAS Division of OECD's Directorate for Science, Technology and Industry.⁷ Concerning the rental price of capital, no sector-specific information was available enabling the implementation of the Hall and Jorgenson (1967) method. However, inspired by their methodology, a simplified rental price of capital was defined (*Annex 2*).

The mark-up estimation discussed above is based on nominal output data, which often include net indirect taxes (*i.e.* indirect taxes minus subsidies). The inclusion of net indirect taxes generally produces an upward bias to the mark-up estimates and for this reason previous studies used nominal output at factor costs. If the net indirect tax rate is constant, an adjusted estimate of the mark-up can simply be obtained by dividing the estimated mark-up by the net indirect tax rate.⁸

The tax data were derived from national sources, including detailed national accounts, input-output tables and manufacturing census data. The corrected mark-ups are generally lower than the unadjusted mark-ups, except where the net indirect tax rate for manufacturing is negative (*i.e.* where subsidies exceed indirect taxes). Moreover, the value-added tax rates have to be adjusted for the fact that the mark-up is calculated over gross output. The adjustment can be done simply by multiplying the tax rate by the ratio of value added to gross output for each industry. Both the detailed tax rates by industry and country and the value added/gross output adjustment factors are provided in Oliveira Martins, Scarpetta and Pilat (1996).

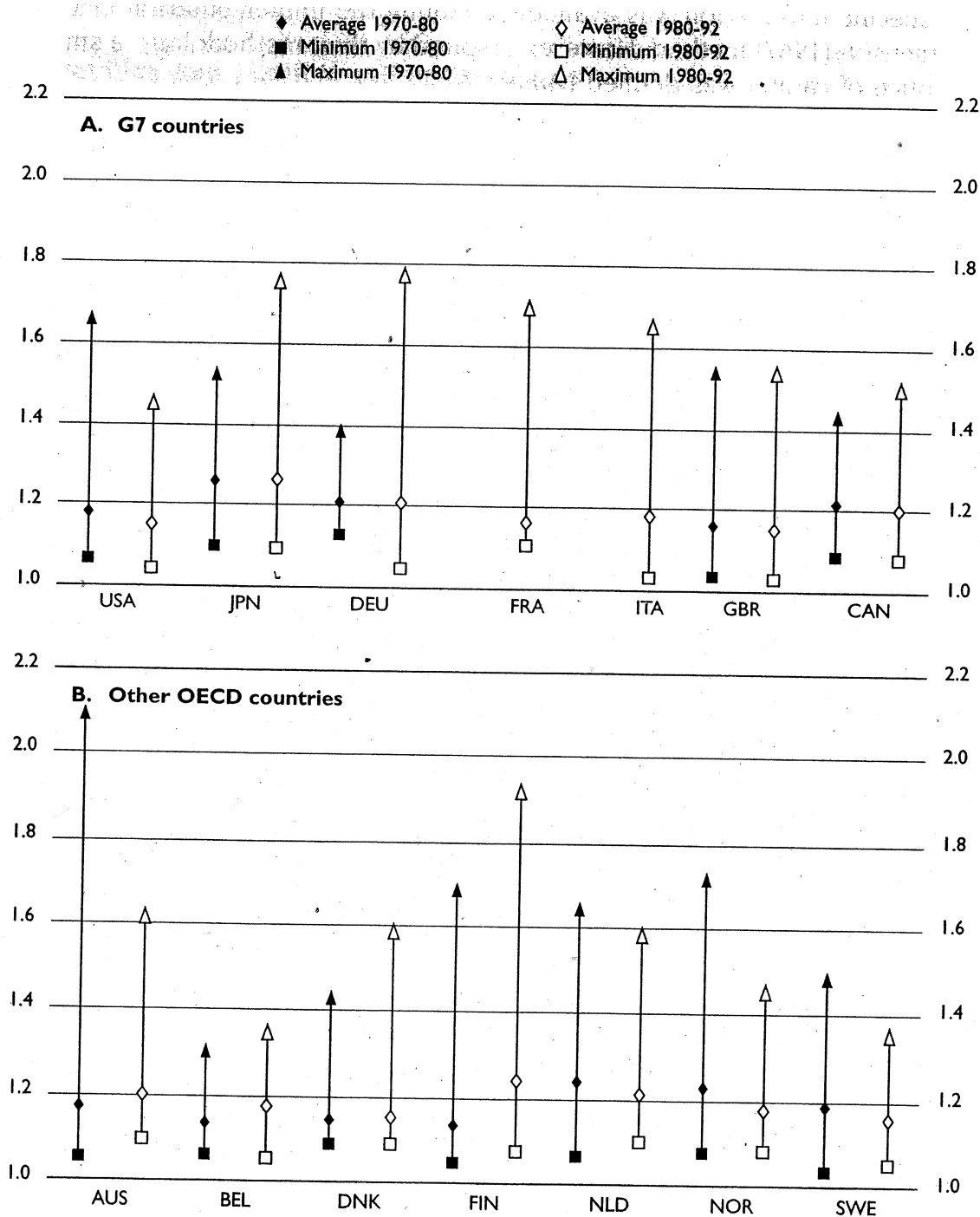
EVIDENCE ON MARK-UP PRICING

Mark-ups for manufacturing sectors

Equation [6] was used to estimate mark-ups for the 14 OECD countries for which sufficient data were available and for the 36 manufacturing sectors available from OECD's STAN database.⁹ The mark-up ratios are obtained as $1/(1 - B)$, where B is the coefficient of the Roeger equation.

A synthetic view of the estimates is provided in Figure 1 which shows the maximum, minimum and average mark-up in each country for the sub-periods 1970-80 and 1980-92.¹⁰ The average mark-up ratios range from 1.13 in Belgium and Finland over the 1970s to 1.26 for Japan over the period 1980-92 and for the Netherlands over the period as a whole. This range seems more plausible than the very high mark-ups obtained in previous studies (see below). In the 1970s, the estimated mark-up ratios are highest for Japan, the Netherlands, Norway and Canada, while they are relatively low for Belgium, Denmark, Finland and the United Kingdom. For the 1980s, the highest mark-ups are observed for Finland, Japan, Germany and the Netherlands, whereas the lowest mark-ups are estimated for Denmark, the United States and the United Kingdom. However, there is no systematic pattern of change of the mark-up between the two periods.

◆ Figure 1. *Mark-up ratios in manufacturing, 1970-80 and 1980-92*¹



1. Average mark-ups are weighted by 1990 production shares.
 Source: Olivera Martins, Scarpetta and Pilat (1996).

Table 1. **Estimated mark-up ratios for manufacturing industries: G-7 countries¹**

Period 1980-92

Sector	United States	Japan	Germany	France	Italy	United Kingdom	Canada
Food products	1.07	1.35	1.10	1.10	-	1.19	1.10
Textiles	1.09	1.17	1.13	1.10	1.18	1.03	1.23
Wearing apparel	1.11	-	1.08	1.14	1.16	1.03	1.11
Leather products	1.10	-	1.14	1.11	1.17	1.04	1.15
Footwear	1.10	-	1.04	1.10	1.15	-	1.08
Wood products	1.23	-	1.17	1.14	1.18	1.17	1.24
Furniture	1.05	1.18	1.13	1.19	1.21	1.15	1.14
Printing and Publishing	1.22	-	1.15	1.16	1.19	1.07	1.17
Plastic products	1.06	1.15	-	-	1.05	-	1.15
Non-metal mineral products	1.19	1.30	1.28	1.19	1.31	1.20	1.31
Metal products	1.10	1.12	1.20	1.17	1.42	1.03	1.14
Chemical products	1.26	1.37	1.29	1.19	-	1.05	1.21
Machinery and equipment	-	1.14	-	1.12	1.18	-	1.16
Motorcycles and bicycles	1.09	-	1.34	-	-	-	-
Professional goods	1.07	1.27	1.77	-	1.24	1.28	-
Other manufacturing	1.08	1.47	1.25	-	1.10	-	-
Beverages	1.04	1.09	1.31	1.64	-	1.54	1.22
Paper products and pulp	1.12	1.23	1.23	1.11	1.15	1.04	1.37
Petroleum and coal products	1.12	1.15	1.08	-	-	1.08	1.25
Rubber products	-	1.10	-	1.16	1.12	-	-
Pottery and china	1.10	1.15	1.26	1.19	1.31	-	1.44
Glass products	1.17	1.72	1.27	1.23	1.31	1.08	1.30
Iron and steel	1.10	1.43	1.18	1.11	1.14	-	1.26
Non-ferrous metals	1.12	1.21	1.09	1.25	1.11	1.05	1.18
Shipbuilding and repair	-	1.29	-	-	-	-	1.19
Other transport equipment	-	-	-	-	1.05	-	-
Tobacco products	1.73	-	1.60	3.17	-	1.67	1.12
Petroleum refineries	1.05	-	-	1.16	-	1.07	-
Industrial chemicals	1.22	1.27	1.40	1.21	1.17	1.05	1.50
Drugs and medicines	1.45	1.75	1.49	-	-	1.11	1.27
Office and computing machinery	1.39	1.32	-	1.18	1.65	1.43	1.14
Radio, TV and comm. equipment	1.38	1.15	1.28	1.11	1.19	1.28	-
Electrical apparatus	-	-	-	1.27	1.08	-	1.14
Railroad equipment	-	-	-	1.70	-	-	1.13
Motor vehicles	1.06	1.18	1.13	1.13	1.02	-	1.14
Aircraft	-	-	-	1.19	1.11	-	-

1. Reported mark-up estimates are statistically significant at the 5 per cent level or above.

2. A dash indicates that no data were available or that the estimated mark-up was not statistically significant.

Source: Oliveira Martins, Scarpetta and Pilat (1996).

The detailed sectoral results for the period 1980-92 are given in Tables 1 (G-7 countries) and 2 (other OECD countries). The tables only show cases where the estimate of B is significantly different from zero at the 5 per cent level or above. There is slightly more regularity in the sectoral patterns than in the overall results.

Table 2. **Estimated mark-up ratios for manufacturing industries:
other OECD countries¹**

Period 1980-92

Sector	Australia	Belgium	Denmark	Finland	Netherlands	Norway	Sweden
Food products	1.14	1.16	1.12	1.07	—	—	—
Textiles	1.14	1.12	1.11	1.22	—	1.13	1.13
Wearing apparel	1.12	—	1.18	1.12	—	1.13	—
Leather products	1.17	1.35	1.21	1.14	1.11	1.15	1.12
Footwear	1.14	1.12	—	1.09	—	1.16	—
Wood products	1.20	—	1.13	1.24	1.19	1.17	1.16
Furniture	1.13	1.29	1.15	1.31	—	1.14	1.05
Printing and Publishing	1.21	1.16	1.10	1.20	1.22	1.11	1.15
Plastic products	1.21	—	1.16	1.34	1.14	1.11	1.21
Non-metal mineral products	1.21	1.09	1.25	1.39	—	1.25	1.12
Metal products	1.17	1.18	1.14	1.22	1.10	1.16	1.12
Chemical products	1.25	1.13	1.12	1.26	—	1.08	1.17
Machinery and equipment	1.15	—	1.12	1.22	—	1.11	—
Motorcycles and bicycles	—	—	—	1.31	1.20	—	—
Professional goods	1.23	—	—	—	1.24	1.31	1.12
Other manufacturing	1.24	—	1.22	1.24	1.13	1.12	—
Beverages	1.29	1.12	—	1.63	1.59	—	1.23
Paper products and pulp	1.20	1.21	1.13	1.24	1.15	1.11	1.19
Petroleum and coal products	1.33	—	1.39	1.16	—	1.15	—
Rubber products	1.10	1.05	1.13	1.50	—	1.13	—
Pottery and china	1.17	—	1.36	1.82	—	1.17	—
Glass products	1.33	—	—	1.22	1.36	—	1.13
Iron and steel	1.31	1.30	1.09	1.30	1.39	1.25	1.09
Non-ferrous metals	1.28	1.17	1.17	1.13	1.27	1.35	—
Shipbuilding and repair	1.19	—	—	—	—	—	1.14
Other transport equipment	—	—	—	1.33	—	1.15	—
Tobacco products	1.58	1.08	—	1.30	1.51	—	—
Petroleum refineries	1.21	—	—	1.22	—	—	—
Industrial chemicals	1.20	1.17	1.26	1.27	1.19	1.28	1.18
Drugs and medicines	1.35	—	1.59	1.57	—	1.24	1.35
Office and computing machinery	—	—	1.44	1.92	—	1.45	1.17
Radio, TV and comm. equipment	1.61	—	1.10	1.59	1.17	1.16	1.30
Electrical apparatus	—	—	1.21	1.22	—	1.15	—
Railroad equipment	1.44	—	—	1.22	—	—	—
Motor vehicles	1.12	—	—	1.17	1.15	1.19	1.12
Aircraft	—	—	—	—	1.44	—	—

1. Reported mark-up estimates are statistically significant at the 5 per cent level or above.

2. A dash indicates that no data were available or that the estimated mark-up was not statistically significant.

Source: Oliveira Martins, Scarpetta and Pilat (1996).

Indeed, relatively high mark-ups (often over 40 per cent) appear in several countries in industries such as radio, TV and communication equipment, beverages, tobacco products, railroad equipment, drugs and medicines and in office and computing machinery. On the other hand, estimated mark-ups are relatively low in all countries

in textiles, clothing, leather, footwear, food products, printing and publishing, machinery and equipment, electric machinery and motor vehicles.¹¹

The above estimates relate only to the most recent period for which data were available. Given the economic turbulence and the many structural changes that have occurred across the OECD area over the past decades, it is of interest to analyse whether there have been any changes over time in the pattern of sectoral mark-ups. The detailed sectoral mark-ups for the period 1970-80 were presented in Oliveira Martins *et al.* (1996). It appears that the incidence of high mark-ups (over 40 per cent) was higher in all countries in the 1970s than it was for the period 1980-92, with the sole exceptions of Finland and Japan. Notwithstanding, the pattern of mark-ups across industries has not changed much from the 1970s to the 1980s. In both periods, the main incidence of high mark-ups is in tobacco products, industrial chemicals, radio, TV and communication equipment, drugs and medicines and computer equipment. However, high mark-ups cannot be taken unconditionally as evidence of persistent rents stemming from market power. For innovative industries, for instance, high mark-ups may result from temporary innovation rents. Furthermore, the type of competition prevailing in an industry also has to be taken into account (see below).

Mark-ups for selected service sectors

Most studies on mark-up pricing have concentrated on the manufacturing sector. However, both Hall's and Roeger's method can be applied also to service sectors. A clear advantage of Roeger's method in this regard is that it does not require information on prices, but only nominal variables. This is particularly appealing for service industries, given the poor statistical information on prices. Table 3 presents estimates of mark-up ratios for the period 1980-92 for seven service sectors in 14 OECD countries. For comparative purposes, average mark-ups for the manufacturing sector are also included in the Table. The calculations are based primarily on OECD's ISDB database (Meyer zu Slochtern and Meyer zu Slochtern, 1994; OECD, 1995a). However, as ISDB does not contain information on gross output, an adjustment from mark-ups estimated over value-added to mark-ups over gross output was based on information derived from country-specific input-output tables (OECD, 1995b).

The estimated mark-up ratios for services are more tentative than those for manufacturing for two reasons. First, the service industries shown represent much broader aggregates than the industry detail used for the manufacturing sector, hence, firms operating in (some of) these service sectors are likely to be quite heterogeneous. Second, the quality of statistical information for the service sectors is poorer than that available for manufacturing industries (OECD, 1996a).

Table 3. Mark-ups for manufacturing and selected service sectors, 1980-92¹

	Manufacturing ²		Electricity gas and water	Construction	Wholesale, retail trade, restaurants, hotels		Transport, storage and communication
					of which:		
					Wholesale, retail trade	Restaurants, hotels	of which: Communication
United States	1.15	1.34	1.17	1.25	1.28	1.24	1.33
Japan	1.26	1.58	1.26	—	1.25	—	1.29
Germany	1.21	1.39	1.23	1.34	1.39	1.18	1.35
France	1.16	1.50	1.19	1.48	1.52	1.40	1.75
Italy	1.18	1.28	1.39	1.96	2.15	1.53	1.57
United Kingdom	1.15	1.34	1.25	1.37	—	—	1.37
Canada	1.20	2.54	1.16	1.28	1.29	1.26	1.25
Australia	1.20	1.55	1.28	—	1.32	—	1.47
Belgium	1.17	1.52	1.26	1.80	1.82	1.75	1.68
Denmark	1.15	1.36	1.09	1.64	1.73	1.15	1.29
Finland	1.24	1.29	1.19	1.24	—	—	1.36
Netherlands	1.21	1.25	1.06	1.45	1.55	1.48	1.45
Norway	1.18	1.56	1.09	—	1.20	1.12	1.25
Sweden	1.16	2.07	1.12	1.16	1.16	1.13	1.20
Average ³	1.19	1.54	1.20	1.45	1.47	1.32	1.36
Standard deviation	0.03	0.35	0.09	0.25	0.30	0.21	0.21

1. A dash indicates that no data were available or that the estimated mark-up was not statistically significant. The estimates are adjusted for material inputs and are net of net indirect taxes.

2. The average mark-ups for manufacturing are based on the detailed sectoral mark-ups and are weighted by 1990 production shares.

3. Unweighted average of data for individual countries.

Source: Calculations on the basis of ISDB database (OECD, 1995a); Manufacturing based on Tables 1 and 2.

With the exception of the construction sector, the mark-up ratios for services tend to be higher than those in manufacturing. There is also a greater cross-country variation in service mark-ups than there is in mark-ups in the manufacturing sector. Mark-ups in the electricity, gas and water sector are particularly high in Canada, Sweden and Norway, but also in Japan, Australia, Belgium and France. In the former three countries, and particularly in Canada, high mark-ups are likely related to natural resource rents, as a significant part of electricity generation in these countries is based on cheap and abundant hydro-power. For the other group of countries, natural resource rents are less important, suggesting that other factors, including possibly the state of competition, may play a major role.

Mark-ups in the construction sector are relatively close to those estimated for many manufacturing industries. This sector tends to be relatively fragmented, with a large number of firms generating a relatively competitive environment. Mark-ups in this sector are relatively high in Italy. In the distribution sector, mark-ups vary substantially across countries. The highest mark-ups in wholesale and retail trade are observed in Italy and Belgium. Although it is difficult to establish a causal relationship, both countries have important regulations restricting entry to the sector (Høj, Kato and Pilat, 1996), suggesting that part of the high level of mark-ups may be due to a lack of competition in these countries.

Mark-ups in the communication sector are also quite high. In the telecommunications industry, high mark-ups may partly be due to innovation rents. However, the sector is characterised by public monopolies or a low degree of competition in many countries, suggesting that monopoly rents may contribute to high mark-ups in some countries. The transport, storage and communication industry as a whole has an estimated mark-up between 20 and 40 per cent in most countries. Some parts of this industry are highly fragmented, for instance road freight transport, and therefore likely to have low mark-ups, whereas others are more segmented and sometimes characterised by (public) monopolies, e.g. airlines and railways.

Comparison with previous studies and other evidence on mark-up pricing

Our estimates of mark-ups for manufacturing range, with some exceptions, from zero to 30 per cent. These values are substantially lower, and intuitively more plausible, than the results of previous studies. In the results reported by Hall (1990) for the US manufacturing sector, there are a significant number of sectors (7 out of 21) where the standard errors are quite large or the estimated mark-up ratio is less than one. On the other hand, many of Hall's significant mark-up ratios are close to, or over, 100 per cent. This appears not very plausible for manufacturing industries, as these tend to be highly exposed to international competition and such high mark-ups would be contested.¹²

The mark-up estimates in Tables 1 and 2 are also substantially lower than those derived by Roeger (1995). For example, the price-cost margins estimated by Hall and Roeger for the US textile sector were 158 and 34 per cent, respectively, whereas our estimate of the price-cost margin is approximately 8 per cent (*i.e.* a mark-up ratio of 1.08). Roeger's estimates of mark-up ratios for US manufacturing sectors range from 15 to 175 per cent, with most sectors having 30 to 60 per cent mark-ups over marginal costs. Our estimates are in many cases below or close to 10 per cent, while high mark-ups (over 40 per cent) are only observed in a few sectors. In broad terms, the difference between Roeger's results and the results presented here is primarily due to the adjustment for intermediate inputs. This adjustment tends to lead to significantly lower mark-up estimates, in particular for sectors with a large share of intermediate inputs in total output.

Consequently, the results presented in this paper are more in line with estimates of profit rates typically reported in the industrial organisation (IO) literature. For example, Schmalensee (1989) surveys a range of studies showing low accounting rates of return, *e.g.* around 10 per cent. Bresnahan (1989) reviewed empirical evidence on case studies attempting to estimate the mark-up ratio by alternative methods. Typically, the estimated price-cost margins obtained in these studies are in the range of 10 to 20 per cent and seldom exceed 50 per cent.

INTERPRETING MARK-UPS: THE ROLE OF MARKET STRUCTURE

The IO literature typically associates the degree of market power with a number of structural variables (establishment size, concentration, degree of vertical integration, etc.). A starting point is the observation that differences in market power across manufacturing industries must in part be due to differences in entry conditions into each industry. Traditionally, entry conditions and the resulting market structures have been related to technological conditions, such as economies of scale and scope (Panzar, 1989). Firms may also be able to influence the demand for their products under a regime of monopolistic competition (Dixit and Stiglitz, 1977), where limited market power can arise from the combination of returns to scale and horizontal product differentiation. Nevertheless, the entry of new firms can be expected to bring prices down to average costs over the long run. More recent research has focused on so-called "vertical" product differentiation, where firms are able to influence the perceived quality of their products. Firms that engage in such product differentiation strategies may be able to influence entry conditions in the market.¹³ Generally, this influence is related to endogenous sunk costs associated with advertising or R&D expenditures.¹⁴

Mark-ups are therefore likely to be related to a range of structural variables, such as establishment size and capital intensity; innovation variables, such as R&D intensity; and competition variables, such as export intensity, entry rates or tariff

rates. However, the rationale for high mark-ups can differ according to the type of industry. A crucial point in the recent IO literature is the insight that the relation between market structure variables and, say, profitability cannot be captured by estimating the usual linear (or log-linear) relationship. Instead, this relation can be quite complex and may be non-monotonic.¹⁵ For example, Sutton (1991, 1995) put forward a framework involving the estimation of "bounds" for the size distribution of firms which leads to the identification of different types of market structures instead of a continuum of situations from competition to monopoly. In other words, it matters in the first place to identify the *type* rather than the *intensity* of competition.

To identify the type of competition and ultimately relate it to the mark-up estimates, a market structure taxonomy was established. The basic principles in establishing the taxonomy are the following. The 36 manufacturing industries for which mark-up estimates were calculated, were classified according to two indicators. The first indicator – *relative establishment size* – is a proxy for the existence of size advantages, such as scale economies at the firm level. Sectors with a small average establishment size are termed "fragmented" industries. In these industries, the number of firms typically grows in line with the size of the market. Sectors characterised by the existence of large establishments, covering a large proportion of employment and output, were termed "segmented" industries. In these sectors, concentration remains relatively stable or converges towards a finite lower bound.

The second indicator, *R&D intensity*, can be taken as a rough proxy for product differentiation and innovation. It would be better to make a distinction between product and process innovation, but the available data do not permit us to make this distinction.

The combination of these two indicators provides the breakdown by type of market structure. First, the sectors were ranked by average establishment size in order to make a distinction between fragmented and segmented industries. Within each of these two groups, industries were subsequently ranked according to R&D intensity by establishment.¹⁶ The border lines between the four groups are approximate. For the establishment size indicator, they correspond roughly to a threshold around the average for total manufacturing. For R&D intensity, there is an observable jump in the value of the indicator between low- and high-differentiation groups. It turns out that this market structure taxonomy can also be related to more direct indicators of sunk costs and product innovation and to qualitative information about the different industries (Oliveira Martins, 1995).

While this two-by-two classification of market structure can be criticised as being too simplistic, it helps to interpret the observed mark-ups. Average mark-ups for the four groups of fragmented and segmented industries are presented in Table 4. It appears that mark-ups tend to be lower in fragmented industries than in segmented industries, confirming that these industries may indeed be closer to a

Table 4. Average mark-up ratios by market structure type, 1970-92

	Fragmented industries	Segmented industries	Fragmented, homogeneous industries	Fragmented, differentiated industries	Segmented, homogeneous industries	Segmented, differentiated industries
United States	1.11	1.22	1.11	1.12	1.12	1.33
Japan	1.21	1.23	1.20	1.24	1.23	1.23
Germany	1.21	1.29	1.16	1.32	1.22	1.38
France	1.16	1.25	1.16	1.16	1.28	1.23
Italy	1.18	1.19	1.19	1.16	1.17	1.20
United Kingdom	1.10	1.19	1.10	1.12	1.15	1.24
Canada	1.17	1.25	1.17	1.15	1.26	1.23
Australia	1.18	1.26	1.17	1.21	1.18	1.38
Belgium	1.16	1.15	1.14	1.22	1.16	1.10
Denmark	1.15	1.24	1.15	1.16	1.22	1.27
Finland	1.16	1.23	1.14	1.19	1.19	1.28
Netherlands	1.16	1.24	1.14	1.21	1.28	1.19
Norway	1.15	1.24	1.15	1.17	1.20	1.29
Sweden	1.12	1.20	1.12	1.10	1.15	1.25
All countries	1.16	1.23	1.15	1.19	1.21	1.26

Note: The mark-ups are simple (unweighted) averages of industry mark-ups.

Source: Based on mark-ups presented in Oliveira Martins, Scarpetta and Pilat (1996), following the industry classification described in that study.

state of perfect competition. There are, however, substantial differences between countries.

Within fragmented and segmented industries, the distinction between differentiated and non-differentiated industries also helps to interpret the mark-ups (Table 4). Average mark-ups are lowest in fragmented, non-differentiated industries, which confirms that these industries may indeed have the least potential to exercise market power. Mark-ups are higher in fragmented, differentiated industries, which may partly be taken as a sign of innovation rents. However, the variation across countries suggests that other variables contribute to the explanation of mark-ups. Mark-up levels are substantially higher in segmented industries, which could be taken as a sign of market power in industries with a low degree of product differentiation, although it may well be an indication of innovation rents in industries with high product differentiation. Mark-ups are particularly high in segmented, differentiated industries, where the market structure is expected to have many oligopolistic features. Again, the variation across countries is quite large, which may partly be due to the impact of specific policies. Such policies may create entry barriers in a particular country or industry, thus reinforcing market power and contributing to mark-ups.

Table 5 explores the correlation between mark-ups and structural variables *within* each type of market structure. There is no correlation between concentration rates and mark-ups. However, as expected, entry rates have a negative and significant correlation with mark-ups, particularly in fragmented and non-differentiated industries that are most likely to be characterised by perfect competition. When considered by market structure type, establishment size and capital intensity appear to have no significant link with the mark-ups.

The correlations between mark-ups and export intensity and import penetration indicate that the effect of these variables differs according to market structure type. In low-differentiated industries, and particularly in those that are fragmented, import competition contributes to lower mark-ups. However, in differentiated industries, and particularly in those that are segmented, access to international markets apparently allows industries to benefit from scale economies and probably also from product differentiation strategies.

As expected, R&D intensity has a high, positive and significant impact on the estimated mark-ups in segmented, differentiated industries. It is also positively linked to mark-ups in fragmented, low-differentiated industries, which may indicate that even in industries dominated by price competition, R&D can be an effective way to capture product rents. The impact of trade barriers on mark-ups differs according to market structure type, but they mainly play a role in low-differentiated industries. In fragmented, low-differentiated industries, the correlation between trade barriers and mark-ups is negative, as trade barriers in these industries are primarily used to protect inefficient and non-competitive firms. In segmented, low-

Table 5. Mark-up correlations by market structure

T-statistics in parenthesis

	Concentration	Entry rates	Establishment size	Capital intensity	Export intensity	Import penetration	R&D intensity	MFN tariff rates 1988	Ratio of core NTB 1988
All countries									
Fragmented, low-differentiation	-0.20 (-1.52)	-0.25 (-2.35)	-0.04 (-0.50)	0.19 (2.28)	-0.19 (-2.19)	-0.31 (-3.78)	0.20 (2.27)	-0.21 (-2.49)	-0.39 (-4.81)
Fragmented, high-differentiation	-0.08 (-0.39)	-0.25 (-1.58)	0.14 (0.93)	-0.07 (-0.46)	0.22 (1.57)	0.26 (1.87)	0.06 (0.40)	0.01 (0.09)	-0.29 (-2.07)
Segmented, low-differentiation	-0.07 (-0.51)	-0.15 (-1.37)	0.11 (1.07)	-0.06 (-0.63)	0.01 (0.05)	-0.17 (-1.72)	0.04 (0.43)	0.43 (4.78)	0.25 (2.55)
Segmented, high-differentiation	0.05 (0.36)	-0.12 (-1.10)	0.03 (0.25)	-0.14 (-1.29)	0.23 (2.26)	0.18 (1.74)	0.49 (5.29)	0.15 (1.46)	-0.05 (-0.50)

Source: Based on market structure breakdown reported in Oliveira Martins, et al. (1996); calculation on the basis of 1980-92 mark-up estimates from Tables 1 and 2. Concentration rates from Van Ark and Monnikhof (1996); entry rates from Schwalbach (1991), Management and Coordination Agency (1989/90 and 1993/94) and Kleijweg and Lever (1994); establishment size from OECD-ISIS database (OECD, 1995c); capital intensity, export intensity and import penetration from OECD-STAN database (OECD, 1995, 1996); R&D intensity from OECD-ANBERD database (OECD, 1995d); tariff rates and NTB ratios from OECD (1996b).

differentiated industries, the correlation is positive and significant. In these sectors, price competition plays an important role, and trade barriers may reinforce the domestic market power of producers.

MARK-UP PRICING AND THE BUSINESS CYCLE

A large number of studies have indicated that price margins vary over the business cycle.¹⁷ However, the Hall methodology for estimating the mark-up, which is used by most of these studies, is ill-suited for assessing the responsiveness of mark-ups to the cycle. Indeed, the high price margins which often result from the Hall methodology are likely to lead to a biased or inconclusive test as regards cyclicity. For example, firms may react differently to changes in demand when their margins are very high than when they are positive but small.¹⁸ On the contrary, the present mark-up estimates may offer a more solid ground for shedding light on the pricing behaviour of firms over the business cycle, as they offer more plausible estimates of the mark-ups that are also in line with evidence from micro-studies.

The theoretical literature does not offer a clear-cut answer as to whether price margins should be pro- or counter-cyclical. This is likely to depend on the specific product market conditions in which each firm operates. For instance, under a regime of monopolistic competition firms may find it efficient to set counter-cyclical mark-ups. Profit maximisation conditions imply that the mark-up is an inverse function of the elasticity of demand. The latter is likely to be pro-cyclical if, for example, product variety is also pro-cyclical (Kalecki, 1938; Weitzman, 1982). A similar outcome would emerge if firms find it optimal to develop their customer base in periods of up-turns, as suggested by Bils (1989) and by Phelps in his "customer market" model (Phelps, 1994). Certain collusion models also hint at counter-cyclical mark-ups. For example, if firms defecting from a cartel are able to expand their market shares in booms, then the gains from defection may outpace the long-term losses from punishment (Rotemberg and Saloner, 1986; Chevalier and Scharfstein, 1996). If, on the contrary, firms operate in oligopolistic markets with homogeneous goods, the behaviour of each firm depends upon the conjectured responses of all other competitors.¹⁹ Under these conditions, the cyclicity of mark-ups depends on specific market characteristics, such as the existence of capacity constraints. If firms operate under full capacity and, thus, are not able to raise their output in response to a competitor (*i.e.* a Cournot competition model), then mark-ups are likely to be pro-cyclical because capacity constraints are pro-cyclical.

Whether the mark-up is pro- or counter-cyclical then becomes an empirical question. We assume a simple relationship between the Lerner index and the proxy variable for business cycle fluctuations, as follows:

$$B_t = \bar{B} + \gamma \cdot CYCL_t \quad [9]$$

where \bar{B} is a fixed component corresponding to the average mark-up over the cycle. A negative (positive) sign for γ indicates counter-cyclical (pro-cyclical) mark-ups. The new estimating equation cannot be obtained by simply inserting relation [9] into our estimating Equation [5] above. One must take account of the fact that a variable Lerner index has different implications for the primal and the dual Solow residuals (see Annex 1 for details). Taking this into consideration, the correct specification of Equation [5], under the assumption of constant returns to scale ($\lambda = 1$), is the following:

$$\Delta y_t = \bar{B} \cdot \Delta x_t + \gamma (CYCL_t \cdot \Delta x_t + \Delta CYCL_t) + \varepsilon_t \quad [10]$$

where Δy_t and Δx_t are defined as previously.

Ideally, the cyclical variable ($CYCL$) should account for variations of the demand in each industry. In practice, given data limitations, most empirical studies have opted for an aggregate measure of the cycle. Obviously, there is a trade-off between ignoring differences in sectoral demand conditions on the one hand, and higher accuracy when using an aggregate measure on the other hand, given the wider information available at the aggregate level on structural constraints and limitations on production. Despite this trade-off, an aggregate measure does not seem appropriate in the context of the current study. In particular, given that sectoral output (which is likely to reflect sectoral demand) already influences the first explanatory variable of estimating Equation [5], an aggregate variable is not likely to add significant explanatory power to the regression.²⁰ Accordingly, we opted for a measure of the cycle based on the industry output gap which relates actual and trend sectoral output.²¹

Two functional forms of Equation [10] were estimated. Firstly, the parameter γ was allowed to vary across all sectors and countries. Secondly, since the cyclicity of the mark-up is likely to depend on market structure characteristics, equation [10] was also estimated allowing only for variations of γ across the four market groups defined above, *i.e.* keeping it constant within the sectors of each group. Equation [10] was estimated only for the manufacturing sector.

In the sector-by-sector estimates (not presented)²², the γ parameter is negative in most cases, thereby implying counter-cyclical mark-ups.²³ These results are consistent with Bils (1987), Rotemberg and Woodford (1992) and Morrison (1994), who found counter-cyclical mark-ups for the US manufacturing sector.²⁴ Our results extend their findings to a wider sample of OECD countries. A summary of the empirical evidence in favour of the counter-cyclicity of the mark-up is given in Table 6 which presents the results aggregated by type of market structure. The cyclical variable is negative and significantly different from zero in three-quarters of the cases. It is important to note that the introduction of the cyclical variable tends to improve the statistical estimation of the mark-up. Moreover, correcting for cyclicity does not substantially change the average value of the mark-up, as estimated

Table 6. The responsiveness of mark-ups to the business cycle, 1970-1992

Estimates of the γ coefficients by type of market structure, T-statistics in parenthesis¹

	Fragmented Industries		Segmented Industries	
	Low differentiation	High differentiation	Low differentiation	High differentiation
United States	-0.065	(-2.12)	-0.158	(-4.63)
Japan	-0.021	(-0.58)	-0.031	(-0.56)
Germany	-0.135	(-4.03)	-0.234	(-4.54)
France	-0.078	(-1.45)	-0.077	(-0.49)
Italy	-0.158	(-2.13)	-0.030	(-0.22)
United Kingdom	-0.001	(-0.04)	-0.008	(-0.14)
Canada	-0.026	(-0.94)	0.048	(0.68)
Australia	-0.091	(-1.83)	-0.046	(-0.34)
Belgium	-0.093	(-3.99)	0.102	(2.11)
Denmark	-0.071	(-2.93)	-0.118	(-2.49)
Finland	-0.123	(-2.30)	-0.255	(-4.42)
Netherlands	-0.051	(-1.48)	-0.140	(-2.10)
Norway	-0.066	(-1.77)	0.005	(0.13)
Sweden	-0.120	(-2.64)	-0.077	(-2.46)
			Low differentiation	High differentiation
			-0.115	(-4.06)
			-0.063	(-2.46)
			-0.187	(-8.67)
			-0.019	(-0.47)
			-0.088	(-1.48)
			-0.065	(-1.95)
			-0.114	(-4.72)
			-0.150	(-3.06)
			-0.106	(-8.32)
			-0.130	(-7.44)
			-0.263	(-8.27)
			-0.189	(-8.28)
			-0.186	(-6.25)
			-0.127	(-3.85)
			-0.130	(-8.16)
			-0.142	(-4.64)
			-0.281	(-9.86)
			-0.067	(-1.28)
			-0.114	(-1.89)
			0.012	(0.33)
			-0.184	(-8.14)
			-0.269	(-4.40)
			-0.071	(-1.56)
			-0.093	(-2.85)
			-0.296	(-8.63)
			-0.248	(-9.92)
			-0.123	(-6.05)
			-0.250	(-7.32)

Note: The cyclical variable is the output gap $[(O_A/O_T)-1]$, where O_A is actual output and O_T is trend output obtained through a H-P filter process (see main text for details).

1. A negative (positive) sign of the γ coefficient indicates a counter-cyclical (pro-cyclical) mark-up.

Source: Calculations on the basis of OECD STAN database (OECD, 1995; 1996).

above. Therefore, the previous results can be considered as a good approximation of the average, though variable, mark-up.

These results also suggest that there are important differences in the responsiveness of price margins to the cycle by type of market structure. The estimated impact of the cycle on the mark-up tends to be higher in segmented industries than in fragmented ones. This seems to lend support to the hypothesis that the counter-cyclical pattern of mark-ups is the result of increased competition during economic booms. The latter is indeed likely to be more apparent for the industries characterised by the dominance of large firms with market power.

An appealing feature of our results is that they shed light on some macroeconomic phenomena. In particular, a counter-cyclical mark-up offers a possible explanation for the well-known puzzle of *pro-cyclical real wages*.²⁵ The puzzle arises from the tendency of aggregate real wages to move in the same direction as output and employment during boom periods. With counter-cyclical mark-ups, this occurrence is perfectly plausible insofar as *the* negative movement in output prices would shift the labour demand curve and thus give rise to a co-movement of output and real wages. In addition, this hypothesis would reduce the need to rely solely on technology-driven shocks to explain macroeconomic fluctuations (Barsky and Solon, 1989; Rotemberg and Woodford, 1991).

CONCLUDING REMARKS

This paper reports estimates of mark-ups of prices over marginal costs for 36 manufacturing industries and 7 service sectors in 14 OECD countries. The main results of the paper are the following:

- In general, the estimated mark-ups in the manufacturing sector are positive and statistically significant in all of the countries considered, and in almost all manufacturing industries. This suggests that departures from perfect competition are very common in the manufacturing sector.
- The estimated mark-ups for manufacturing industries are substantially lower, and more in line with observed profit rates, than those presented in previous studies. With some exceptions, their level ranges from 5 to 25 per cent.
- Mark-ups in the service sectors are generally higher than those in manufacturing, suggesting that departures from perfect competition are even more frequent in these sectors than in manufacturing. In several services, entry-restricting regulations are likely to contribute to high mark-ups.
- Where manufacturing industries are concerned, the level of mark-ups appears related to the market structure of a particular industry. They are substantially lower in fragmented industries than in segmented industries.

- Mark-ups can partly be related to competitive conditions by market structure type. Entry conditions and openness to international trade appear to contribute to the variation in mark-ups, although their effect differs by market structure type.
- Some of the variation in mark-ups may be due to innovation rents. R&D intensity is positively correlated with high mark-ups in differentiated industries. In particular, high mark-ups were estimated for radio, TV and communication equipment, drugs and medicines and computer equipment, all sectors that are likely to have significant rents from innovation.
- There is a considerable variation of mark-ups across countries and across industries. This indicates a large role for country-specific influences and policies.
- At the level of sectoral disaggregation used in this study, the tests for the cyclicity of the mark-ups suggest counter-cyclical price margins in most manufacturing industries.

There are several areas where the estimation and interpretation of mark-up ratios could be improved. *First*, it would be important to decompose the mark-up in a part due to structural characteristics of an industry (and therefore not susceptible to direct policy intervention), innovation rents (and therefore not a particular concern for policymakers) and a part that is related to entry barriers and particular policies. *Second*, in the presence of imperfections in the labour market, the estimated mark-up is not a fully appropriate measure of total product market rents, as some rents may emerge in the form of wage premia. *Third*, the mark-up estimates might be corrected for the potential downward bias induced by increasing returns, sunk costs or adjustment rigidities. It would also be interesting to disentangle the components of the total mark-up due to these factors, from the pure profits resulting from the difference between prices and average costs. *Fourth*, mark-up estimates are only one possible measure of the pricing behaviour of firms, and further evidence would be needed before drawing strong conclusions on the degree of competition in the product market. *Fifth*, the empirical evidence on mark-up pricing in the economy could have substantial implications on the analysis of macro-structural interactions, related to imperfect competition in the product markets.

NOTES

1. More precisely, under Solow's assumptions the following theorem should hold: *The productivity residual is uncorrelated with any variable that is uncorrelated with the rate of growth of true productivity* (Hall, 1990).
2. Other possible causes for the pro-cyclicality of the productivity residual have recently been discussed in the literature. For example, Burnside, Eichenbaum, and Rebelo (1995) argue that capital stocks are a poor measure of the actual capital services provided. Basu and Fernald (1995) suggest that the aggregate (economy-wide or sectoral) pro-cyclicality of the residual may be due to aggregation effects, whereas Basu (1996) argues that the pro-cyclical productivity puzzle cannot be explained by the presence of increasing returns to scale and suggests an alternative explanation based on cyclical fluctuations in labour and capital utilisation.
3. See Blanchard's (1986) comments on Hall's paper for a discussion of the plausibility and the implications of assuming sectoral productivity shocks orthogonal to the business cycle. A correlation between productivity shocks and the business cycle may explain why the estimated elasticity of output to labour is much higher than the observed labour share in national income. This is the basic assumption underlying the so-called Real Business Cycle (RBC) theory. Hall's approach offers an alternative route of explanation based on the existence of positive mark-ups.
4. Kalecki (1940) developed a theory of imperfect competition where firms set the product price as a mark-up over average variable costs. This has become a standard assumption in many macroeconomic models.
5. Thanks are due to Sveinbjörn Blöndal for this insight.
6. For example, if the "true" B coefficient is 0.25 and λ is equal to 1.2, the mark-up estimated by means of the Roeger equation (i.e. assuming $\lambda = 1$) will be 1.10 instead of 1.33. Conversely, the presence of decreasing returns to scale induces an upward bias in the estimation of the mark-up.
7. These estimates use the available data on capital stocks and capital formation from OECD's ISDB database (Meyer zu Slochtern and Meyer zu Slochtern, 1994) and the detailed material on capital formation from STAN to derive capital stock series at the level of detail of the STAN database.
8. For Canada, Denmark and the United Kingdom, sectoral value added in STAN is available at factor cost, i.e. net of all indirect taxes and subsidies. In the other countries

covered by STAN, sectoral value added includes specific indirect taxes and subsidies, but excludes value-added taxes and import duties ("producer value"). This implies that the bulk of all indirect taxes will show up in sectoral value added in countries where such taxes are levied directly on goods (e.g. the United States, Japan and Australia), whereas they will not be reflected in sectoral value added in countries where indirect taxes are primarily levied on value added.

9. Although the STAN database is not as detailed as the information used by Roeger to calculate the mark-ups for the US manufacturing sector, the replication of Roeger's (1995) estimates (based on value-added) with our data set produced quite similar results.
10. The average mark-up is a weighted average of the sectoral mark-ups using gross output weights.
11. However, the estimated mark-up for food products in Japan – 1.35 – is relatively high compared with both other countries and many other sectors in Japan.
12. Hall's methodology has also been applied to other countries (e.g. Baba, 1995 for Japan; and Van Dijk and Van Bergeijk, 1996, for the Netherlands). In general, these studies also find several industries with very high mark-ups, but also several cases with negative mark-ups. Van Dijk and Van Bergeijk also apply Roeger's method and find this yields more plausible results.
13. A survey of this literature can be found in Encaoua (1989) and Beath and Katsoulacos (1991).
14. Shaked and Sutton (1983) argue that firms in industries with differentiated products tend to increase the level of sunk costs by making strategic investments in advertising or R&D. Similarly, Leahy and Neary (1995) show that R&D joint ventures may imply a form of collusion – by lowering sunk costs for the collaborators – in markets with product differentiation.
15. See, for example, the attempt reported in Blanchard (1986, p. 326) to estimate a cross-industry relation between the level of mark-ups estimated by Hall (1986) and concentration ratios.
16. The ranking according to R&D intensity is primarily based on the R&D intensity by establishment. The rankings according to R&D intensity per unit of output and cumulated R&D expenditures (R&D stocks) per unit of output were quite similar, with two exceptions, namely the tobacco industry and petroleum refineries. These industries were therefore classified as segmented, low-differentiated industries.
17. Among others, see Bils (1987) ; Domowitz *et al.* (1988) ; Rotemberg and Woodford (1992) ; Morrison (1994) ; Haskel *et al.* (1995).
18. See for example, the comments by Ramey (1992) on the analysis of mark-up cyclicity by Rotemberg and Woodford (1992).
19. It can be demonstrated that in a market characterised by oligopolistic competition, the profit-maximising mark-up level of a firm is a function of the degree of concentration in the market and the firm's conjecture of the output responses of other firms to a change in its output.

20. See the critique of Jimenez (1996) to the test for aggregate demand carried out by Roeger (1995).
21. Trend output was obtained by applying a Hodrick-Prescott filter to the output series. The weighting factor was set at 100.
22. These results are not shown here, but are available from the authors upon request.
23. In order to assess the robustness of our results to the choice of the cyclical variable, several alternative specifications of Equation [10] were considered. In particular, two aggregate measures of the cycle were considered: *i*) a measure of aggregate capacity utilisation ; and *ii*) an index of aggregate factor utilisation, based on the ratio between actual output and potential output (Giorno *et al.*, 1995). The aggregate factor utilisation index is based on the ratio between actual output and potential output, the latter being derived from OECD estimates (see Giorno *et al.*, 1995). Finally, the index of aggregate capacity utilisation is derived from the OECD Main Economic Indicators. Moreover, in order to take into account possible differences in the time lag with which mark-ups react to changes in the business cycle, two different measures of each cyclical variable were used: *i*) the current level of the variable; and *ii*) a five-year lag structure. In case *ii*) the cyclical component of the Lerner index is defined as:

$$CYCL_t = \sum_{i=0}^4 \phi_i Z_{t-i}$$

where Z_t accounts for the position in the business cycle at time t . The results are less clear-cut if the sectoral measure of the cycle is replaced by either aggregate capacity utilisation or aggregate factor utilisation. In both cases, a number of sectors show pro-cyclical mark-ups whereas the others show counter-cyclical or stable mark-ups. As stressed above, this is likely to be due to sector-specific factors not fully accounted for by the aggregate measures. Yet the discrepancy in the results also points to the need for a more accurate measure of sectoral demand fluctuations than the rather simple gap measure used in this study. Interestingly, the use of a five-year lag structure instead of the current GAP value did not alter the results significantly.

24. Other studies have suggested pro-cyclical mark-ups. For example, Domowitz *et al.* (1988) for US manufacturing, Morrison (1994) for Canadian manufacturing and Haskel *et al.* (1995) for UK manufacturing all found pro-cyclical mark-ups. However, all these studies use aggregate measures of the cycle which, for the reasons explained in the text, present a number of obvious drawbacks.
25. Keane, Moffitt and Runkle (1988) suggested, however, that pro-cyclical real wages may result from an aggregation bias and that, once individual specific variables are considered, real wages may show counter-cyclical behaviour.

Annex 1

MATHEMATICAL DERIVATIONS

I) DERIVATION OF EQUATION [2] IN THE TEXT:

For a firm enjoying technical progress in the use of labour and capital, a reasonable approximation of its marginal cost can be given by the following expression:

$$MC = \frac{W \cdot \Delta L + R \cdot \Delta K}{\Delta Q - \theta Q} \quad [A1]$$

where Q is real value added; W and R are the wage rate and the rental price of capital, respectively; and q is the rate of technical progress. In the denominator, the change in output is adjusted for the amount by which output would rise if there were no increase in the production inputs. Equation [A1] can be re-arranged as follows:

$$\Delta q = \frac{W \cdot L}{MC \cdot Q} \Delta l + \frac{R \cdot K}{MC \cdot Q} \Delta k + \theta \quad [A2]$$

where lowercase variables indicate log-levels. Under the assumption of perfect competition, the shares of capital and labour in output valued at marginal costs measure the elasticity of output with respect to inputs. Under constant returns to scale, these shares sum to one.¹ Under these assumptions, and defining the mark-up ratio as $\mu = P/MC$, Equation [A2] can be rearranged as follows:

$$\Delta q = \mu \alpha \Delta l + (1 - \mu \alpha) \Delta k + \theta \quad [A3]$$

where $\alpha = W \cdot L / P \cdot Q$, i.e. the labour share in total value added. By subtracting $\alpha (\Delta l - \Delta k)$ from both sides of the equation, the so-called Solow residual (SR) can be obtained:

$$SR = \Delta q - \alpha \Delta l - (1 - \alpha) \Delta k = (\mu - 1) \cdot \alpha \cdot (\Delta l - \Delta k) + \theta \quad [A4]$$

By replacing $\mu = 1/(1 - B)$ into equation [A4] and re-arranging, Equation [2] in the text can be obtained:

$$SR = \Delta q - \alpha \Delta l - (1 - \alpha) \Delta k = B \cdot (\Delta q - \Delta k) + (1 - B) \cdot \theta \quad [A5] \quad \underline{97}$$

II) DERIVATION OF EQUATION [8] IN THE TEXT:

The "average" mark-up (μ^a), i.e. the ratio between prices and average costs (AC), can be obtained as:

$$\mu^a = \frac{P}{(W \cdot L + R \cdot K)/Q} = \frac{\mu}{\lambda} \quad [A6]$$

which by definition is equal to the mark-up over marginal costs divided by an index of returns to scale ($\lambda = AC/MC$). Under the assumption that this average mark-up is constant, and after re-arranging, taking the total differential and changing Equation [A6] into a growth-rate form, the following relation can be derived:

$$\Delta(p + q) = \frac{\mu}{\lambda} \left(\frac{W \cdot L}{P \cdot Q} \Delta(w + l) + \frac{R \cdot K}{P \cdot Q} \Delta(r + k) \right) \quad [A7]$$

which can also be expressed as:

$$\Delta(p + q) = \frac{\mu}{\lambda} \alpha \cdot \Delta(w + l) + \left(1 - \frac{\mu}{\lambda} \alpha \right) \cdot \Delta(r + k) \quad [A8]$$

Finally, by noting that $\mu = 1/(1 - B)$ and adding an error term, Equation [8] in the text can be obtained:

$$\Delta y_t = [\lambda \cdot (B - 1) + 1] \cdot \Delta x_t + \varepsilon_t \quad [A9]$$

where Δx and Δy are defined as in the text.

III) DERIVATION OF EQUATION [10] IN THE TEXT:

The price-based Solow residual presented in Equation [4] in the main text is based on three fundamental relationships (Roeger, 1995):

$$\Delta mc = \frac{W \cdot L}{C(\cdot)} \cdot \Delta w + \left(1 - \frac{W \cdot L}{C(\cdot)} \right) \cdot \Delta r - \theta \quad [A10]$$

and:

$$(1 - B) \cdot P = MC \quad [A11]$$

and, assuming a constant B:

$$\Delta mc = \Delta p \quad [A12]$$

where mc is the logarithm of marginal costs and $C(\cdot)$ accounts for total costs. If, however, B is defined as in equation [9] in the main text, equation [A12] becomes:

$$\Delta mc = \Delta p - \frac{\gamma}{(1 - B)} \Delta CYCL \quad [A13]$$

and, consequently, equation [4] in the main text becomes:

$$SRP = \alpha \cdot \Delta w + (1 - \alpha) \cdot \Delta r - \Delta p = -B \cdot (\Delta p - \Delta r) + (1 - B) \cdot \theta - \gamma \cdot \Delta CYCL \quad [A14]$$

and, by taking the difference between the primal and dual Solow residual, the new specification (Equation [10] in the text) becomes:

$$\Delta y_t = \bar{B} \cdot \Delta x_t + \gamma \cdot (CYCL_t \cdot \Delta x_t + \Delta CYCL_t) + \varepsilon_t \quad [A15]$$

Annex 2

MEASUREMENT ISSUES

The main data source used in this study is the OECD-STAN data base. The latest version of STAN (OECD, 1996) covers 21 OECD Member countries and 36 manufacturing sectors (at the 3-4 ISIC digit-level) for the period 1970-1994. STAN provides data on the following variables: production, value added in current and constant prices, gross fixed capital formation, employment (number of persons engaged), labour compensation, exports and imports. For seven OECD countries (Austria, Greece, Iceland, Mexico, New Zealand, Portugal and Spain) covered by STAN, the available data were insufficient to estimate mark-ups at a meaningful level of detail.

The formula for the rental price of capital is (Hall, 1990):

$$R = (\rho + \delta) \frac{1 - k - \tau d}{1 - \tau} p_k$$

where ρ is the firm's real cost of funds, δ the economic rate of depreciation, k the effective rate of the investment tax credit, d the present discounted value of tax deductions for depreciation, τ the tax rate on capital and p_k the deflator for fixed business investment. The terms related to investment taxes, capital taxes and deductions for depreciation enter in a log-additive way in the equation and do not have a strong variability through time. Therefore, while they are important to compute the *level* of capital costs, these terms are not expected to have a strong influence on the *growth rates* of the rental price of capital. Also, several of these variables are not available for each industry or country. Therefore, the rental price of capital was defined more simply as follows:

$$R = [(i - \pi_e) + \delta] \cdot p_k \quad [A16]$$

where i is the representative long-run nominal interest rate and π_e is the expected inflation rate.² The difference between these two terms represents the expected real cost of funds for the firm. The d coefficient can be interpreted here as the discard rate corresponding to the gross capital stock.³ In accordance with the capital stock series, this coefficient was set at 5 per cent across all sectors which is equivalent to an average service life of 20 years. The final term p_k represents the economy-wide deflator for fixed business investment, and was derived from OECD's ADB database.

NOTES

1. Alternatively, if the capital stock is assumed to remain fixed from one year to the next, only labour input appears in the expression for marginal cost. This would allow the calculation of estimates which are independent of the method of construction selected for the capital stock series.
2. Nominal long-term interest rates are proxied by yields on benchmark public sector bonds of around 10 years maturity. Inflation expectations are generated using the low-frequency component of the annual percentage change in the GDP deflator using a Hodrick-Prescott filter. In the filtering process, a lambda value of 1 600 was used. The nominal long-term interest rates and GDP deflators are both derived from the OECD Analytical Database (OECD-ADB).
3. There is a trade-off between the use of gross and net capital stocks. The former only takes physical scrapping into account whereas the latter also accounts for economic depreciation. In general, the gross capital stock is more appropriate for the estimation of a production function, whereas the net capital stock is more suitable for the definition of production costs. From the point of view of the methodology used in this study, only the nominal variables are relevant. Consequently, the crucial point is to define the δ coefficient in a consistent way with the available capital stock series.

BIBLIOGRAPHY

- BABA, N. (1995), "On the cause of price differentials between domestic and overseas markets: Approach through empirical analysis of markup pricing", *BOJ Monetary and Economic Studies*, Vol. 13, No. 2, pp. 45-74.
- BARSKY, R. and G. SOLON (1989), "Real wages over the business cycle", *NBER Working Papers*, No. 2888, Cambridge, MA.
- BASU, S. (1995), "Intermediate goods and business cycles: Implications for productivity and welfare", *American Economic Review*, Vol. 85, June, pp. 512-531.
- BASU, S. and J. FERNALD (1995), "Aggregate productivity shocks and the productivity of aggregates", *NBER Working Papers*, No. 5382, Cambridge, MA.
- BASU, S. (1996), "Procyclical productivity: increasing returns or cyclical utilisation", *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. CXI (3), pp. 719-751.
- BEATH, J. and Y. KATSOULACOS (1991), *The Economic Theory of Product Differentiation*, Cambridge University Press, Cambridge.
- BILS, M. (1987), "The cyclical behaviour of marginal cost and price", *American Economic Review*, Vol. 77, No. 5, pp. 838-855.
- BILS, M. (1989), "Pricing in a customer market", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 104, No. 4, pp. 699-718.
- BLANCHARD, O.J. (1986): "Market structure and macroeconomic fluctuations: Comments", *Brookings Papers on Economic Activity*, No. 2, pp. 323-336.
- BRESNAHAN, T. (1989), "Empirical studies of industries with market power", in: R. Schmalensee and R. Willig (eds.), *Handbook of Industrial Organization*, North Holland, Amsterdam.
- BURNSIDE, C., EICHENBAUM, M. and REBELO, S. (1995), "Capital utilization and returns to scale", *NBER Macroeconomics Annual*, Cambridge, MA.
- CABALLERO, R.J. and R.K. LYONS (1989), "The role of external economies in U.S. manufacturing", *NBER Working Papers*, No. 3033, Cambridge, MA.
- CABALLERO, R.J. and R.K. LYONS (1990), "Internal versus external economies in European industry", *European Economic Review*, Vol. 34, No. 4, June, pp. 805-830.
- CHEVALIER, J.A. and D.A. SCHARFSTEIN (1996), "Capital-market imperfections and countercyclical markups: theory and evidence", *American Economic Review*, Vol. 86, No. 4, pp. 703-725.

- DIXIT, A. and J. STIGLITZ (1977), "Monopolistic competition and optimum product diversity", *American Economic Review*, Vol. 67, pp. 297-308.
- DOMOWITZ, I., R. HUBBARD, R. GLENN and B. PETERSEN (1988), "Market structure and cyclical fluctuations in U.S. manufacturing", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 70, February, pp. 55-66.
- ENCAOUA, D. (1989), "Product differentiation and market structure: A survey", *Annales d'Économie et Statistique*, No. 15/16, pp. 51-83.
- GEROSKI, P., P. GREGG and J. VAN REENEN (1996), "Market imperfections and employment", *OECD Economic Studies*, Vol. 26, 1996/II, pp. 117-156.
- GIORNO, C., P. RICHARDSON and W. SUYKER (1995), "Technical progress, factor productivity and macroeconomic performance in the medium term", *OECD Economics Department Working Papers*, No. 157, Paris.
- HALL, R.E. (1986), "Market structure and macroeconomic fluctuations", *Brookings Papers on Economic Activity*, No. 2, pp. 285-338.
- HALL, R.E. (1988), "The relation between price and marginal cost in U.S. industry", *Journal of Political Economy*, Vol. 96, No. 5, pp. 921-947.
- HALL, R.E. (1990), "The invariance properties of Solow's productivity residual", in P. Diamond (ed.), *Growth, Productivity, Unemployment*, MIT Press, Cambridge, MA.
- HALL, R.E. and D.W. JORGENSON (1967), "Tax policy and investment behavior", *American Economic Review*, Vol. 57, June, pp. 391-414.
- HASKEL, J., C. MARTIN and I. SMALL (1995), "Price, marginal cost and the business cycle", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 57.
- HØJ, J., T. KATO and D. PILAT (1996), "Deregulation and privatisation in the service sector", *OECD Economic Studies*, Vol. 25, 1995/II, pp. 37-74.
- JIMENEZ, M. (1996), "Estimating mark-ups in the manufacturing using the Solow residual and the dual Solow residual", paper presented at the annual conference of the European Research Association of Industrial Economics, Vienna.
- KALECKI, M. (1938), "The determinants of the distribution of national income", *Econometrica*, Vol. 6, April, pp. 97-112.
- KALECKI, M. (1940), "The supply curve of an industry under imperfect competition", *Review of Economic Studies*, Vol. 7, pp. 91-112.
- KEANE, M. R. MOFFITT and D. RUNKLE (1988), "Real wages over the business cycle : estimating the impact of heterogeneity with micro data", *Journal of Political Economy*, Vol. 96, pp. 1232-1266.
- KLEIJWEG, A.J.M. and M.H.C. LEVER (1994), "Entry and exit in Dutch manufacturing industries", *EIM Research Report No. 9409*.
- LEAHY, D. and P. NEARY (1995), "Public policy towards R&D in oligopolistic industries", presented at CEPR Workshop on R&D Spillovers at Lausanne.
- Management and Co-ordination Agency (1989/90 and 1993/94), *Japan Statistical Yearbook*, Statistical Bureau, Tokyo.

- MEYER ZU SLOCHTERN, F. and J. MEYER ZU SLOCHTERN (1994), "An intersectoral data base for fourteen OECD countries", *OECD Economics Department Working Papers*, No. 145, Paris.
- MORRISON, C.J. (1994), "The cyclical nature of markups in Canadian manufacturing: A production theory approach", *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 9, No. 3, pp. 269-282.
- NORRBIN, S. (1993), "The relation between price and marginal cost in US industry: a contradiction", *Journal of Political Economy*, Vol. 101, No. 6, pp. 1149-1164.
- OECD (1995), *The OECD STAN Database for Industrial Analysis, 1974-1993*, Paris.
- OECD (1995a), *OECD ISDB Database*, Paris.
- OECD (1995b), *OECD Input-Output Database*, Paris.
- OECD (1995c), *OECD ISIS Database*, Paris.
- OECD (1995d), *OECD ANBERD Database*, Paris.
- OECD (1996), *The OECD STAN Database for Industrial Analysis, 1975-1994*, Paris.
- OECD (1996a), *Services: Measuring Real Annual Value Added*, Paris.
- OECD (1996b), *Indicators of Tariff and Non-tariff Trade Barriers*, Paris.
- OLIVEIRA MARTINS, J. (1994), "Market structure, trade and industry wages", *OECD Economic Studies*, No. 22, Spring, pp. 131-154.
- OLIVEIRA MARTINS, J. (1995). "A taxonomy of market structures", *OECD Economics Department (mimeo)*.
- OLIVEIRA MARTINS, J., S. SCARPETTA and D. PILAT (1996), "Mark-up ratios in manufacturing industries: estimates for 14 OECD countries", *OECD Economics Department Working Papers*, No. 162, Paris.
- PANZAR, J. (1989), "Technological determinants of firm and industry structure", in: R. Schmalensee, and R. Willig (eds.), *Handbook of Industrial Organization*, North Holland, Amsterdam.
- PHELPS, E.S. (1994), *Structural Slumps: A Modern Equilibrium Theory of Unemployment, Interest and Assets*, Harvard University Press, Cambridge, Massachusetts.
- RAMEY, V.A. (1992), "Mark-ups and the business cycle – comment", *NBER Macroeconomics Annual*, NBER.
- ROEGER, W. (1995), "Can imperfect competition explain the difference between primal and dual productivity measures? Estimates for US manufacturing", *Journal of Political Economy*, Vol. 103, No. 2, pp. 316-330.
- ROTEMBERG, J. and J. SALONER (1986), "A super-game-theoretic model of business cycles and price wars during booms", *American Economic Review*, June, Vol. 76, pp. 390-407.
- ROTEMBERG, J. and M. WOODFORD (1992), "Mark-ups and the business cycle", *NBER Macroeconomic Annual*, NBER.
- SCHMALENSEE, R. (1989), "Inter-industry studies of structure and performance", in: R. Schmalensee and R. Willig (eds.), *Handbook of Industrial Organization*, North Holland, Amsterdam.

- SCHWALBACH, J. (1991), "Entry, exit concentration and market contestability", in: P. Geroski and J. Schwalbach (eds.), *Entry and Market Contestability*, Basil Blackwell, Oxford.
- SHAKED, A. and J. SUTTON (1983), "Natural oligopolies", *Econometrica*, Vol. 51, pp. 1469-1484.
- SHAPIRO, M. (1987), "Measuring market power in U.S. industry", *NBER Working Paper*, No. 2212, Cambridge, MA.
- SILVESTRE, J. (1993), "The market-power foundations of macroeconomic policy", *Journal of Economic Literature*, Vol. 31, March, pp. 105-141.
- SOLOW, R. (1957), "Technical changes and the aggregate production function", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 39, pp. 312-320.
- SUTTON, J. (1991), *Sunk Costs and Market Structure*, MIT Press, Cambridge, MA.
- SUTTON, J. (1995), "The size distribution of business Part I: A benchmark case", LSE/STICERD Working Papers E1/9.
- VAN ARK, B. and E. MONNIKHOF (1996), "Size distribution of output and employment: A data set for manufacturing industries in five OECD countries, 1960s-1990", *OECD Economics Department Working Papers*, No. 166, Paris.
- VAN DIJK, M.A., and P.A.G. VAN BERGEIJK (1996), *Een sectoranalyse van markup-ratio's*, Discussienota 9601, Ministry of Economic Affairs, The Hague.
- WEITZMAN, M. (1982), "Increasing returns and the foundations of unemployment theory", *Economic Journal*, Vol. 100, pp. 787-804.

[7] "Estimation of the Cyclical Behaviour of Mark-ups: A technical note"

OECD Economic Studies, no. 34 (I), 2002 (avec S. Scarpetta).

Le comportement cyclique des taux de marge est une question importante pour la recherche empirique. Entre autres, la contre-cyclicalité des taux de marge pourrait expliquer la procyclicalité des salaires réels, un puzzle bien connu depuis longtemps en macroéconomie.

Cet article est essentiellement une généralisation de la méthodologie développée dans [6] pour le cas où taux de marge varie avec le cycle économique. Une dérivation formelle du *mark-up* cyclique est effectuée et des estimations réalisées. Celles-ci indiquent que dans une majorité des cas, le taux de marge est contre-cyclique. Ceci est en accord avec un certain nombre d'autres études (*e.g.* Rotemberg et Woodford, 1992).

Certaines hypothèses restrictives sur la forme de la fonction de production qui sont nécessaires pour dériver l'équation du taux de marge dynamique pourraient faire l'objet d'une recherche ultérieure.

ESTIMATION OF THE CYCLICAL BEHAVIOUR OF MARK-UPS: A TECHNICAL NOTE

Joaquim Oliveira Martins and Stefano Scarpetta

TABLE OF CONTENTS

Introduction	174
The estimation of the time-varying mark-up	176
Empirical results	177
Implications of the results for the cyclicity of real wages	179
Conclusions	183
<i>Annex.</i> Mathematical Derivations	185
Bibliography	187

The authors, both from the Economics Department, are indebted to Karl Aiginger, Jørgen Elmeskov, John P. Martin, Dirk Pilat, Werner Roeger and Ignazio Visco for helpful discussions and comments on previous drafts. We remain solely responsible for any remaining errors. The views expressed are those of the authors, and do not necessarily reflect those of the OECD or its Member countries.

173

INTRODUCTION

The microeconomic literature provides several possible explanations for the existence of pure profits as a long-run equilibrium configuration. Differences in market power across manufacturing sectors must be due in part to differences in entry conditions into each industry. Traditionally, entry conditions and the resulting market structures have been related to technological conditions, such as economies of scale and scope. Another avenue is the existence of product differentiation. For example, under Chamberlinian monopolistic competition, limited market power can arise from the combination of returns to scale and horizontal product differentiation. More recent research has focused on so-called "vertical" product differentiation where firms are able to influence the perceived quality of their products. In industries where firms engage in such product differentiation, product strategies may be able to influence entry conditions in the market; this influence could generate endogenous sunk costs, *e.g.* large advertising or R&D expenditures (Sutton, 1991). These industries would simply not exist under a perfect competition regime.

Drawing from these microeconomic considerations and following the seminal paper by Bob Hall (1986), there has been a growing interest in the macroeconomic literature on the identification of imperfect competition at the sectoral level by estimating the mark-ups of prices over marginal costs (Hall, 1988; Bils, 1987; Shapiro, 1987; Domowitz, Hubbard and Petersen, 1988; Caballero and Lyons, 1990; Domowitz, 1992; Haskel, Martin and Small, 1995; Roeger, 1995; Beccarelli, 1996; Basu and Fernald, 1995 and 1997; Basu, 1995 and 1999).

Together with the estimation of the levels of mark-ups, some of these studies also focus on the behaviour of price-cost margins over the business cycle. However, the theoretical literature does not offer a clear-cut answer as to whether price margins should be pro- or counter-cyclical. This is likely to depend on the specific product market conditions under which each firm operates. For instance, under a regime of monopolistic competition, firms may find it efficient to set counter-cyclical mark-ups. Profit maximisation conditions imply that the mark-up is an inverse function of the elasticity of demand. The latter is likely to be pro-cyclical if, for example, product variety is also pro-cyclical (Weitzman, 1982). Likewise, if entry is possible, increases in demand would induce an increase in the number of firms, thereby raising the degree of competition in the market and lowering price margins (Chatterjee,

Cooper and Ravikumar, 1993). A similar outcome would also emerge if firms find it optimal to develop their customer base in periods of up-turns, as suggested by Bills (1987) and by Phelps in his "customer market" model (Phelps, 1994). Certain collusion models also hint at counter-cyclical mark-ups. For example, if firms defecting from a cartel are able to expand their market shares in booms, then the gains from defection may outpace the long-term losses from retaliation by other firms (Rotemberg and Saloner, 1986; Chevalier and Scharfstein, 1996). In contrast, if firms operate in oligopolistic markets with homogeneous goods, the behaviour of each firm depends upon the conjectured responses of all other competitors.¹ Under these conditions, the cyclicity of mark-ups depends on specific market characteristics, such as the existence of capacity constraints. If firms operate under full capacity and, thus, are not able to raise their output in response to a competitor (*i.e.* Cournot competition), then mark-ups are likely to be pro-cyclical because capacity constraints are also pro-cyclical.

Assessing whether the mark-up is pro- or counter-cyclical has important implications for different theories of the business cycle. For example, a counter-cyclical mark-up offers an appealing explanation for the observed pro-cyclicity of real wages (see Rotemberg and Woodford, 1991; Chatterjee *et al.*, 1993; Chevalier and Scharfstein, 1996). In addition, to the extent to which the impact of macroeconomic policies on output and prices depends on the level and cyclicity of mark-ups, identifying mark-up behaviour is important for the design of macroeconomic policies (see for example Silvestre, 1993; Aziz and Leruth, 1997).

Along these lines, in this paper we estimate the cyclical behaviour of mark-up pricing over the business cycle for 36 manufacturing industries in the G5 countries, following an extended version of the Rotemberg and Woodford (1991) approach. The paper relies on OECD estimates (Oliveira Martins, Scarpetta and Pilat, 1996a)² of the steady-state mark-up that, in comparison with previous studies, are more in line with microeconomic evidence. Indeed, the estimates based on Hall (1986)'s methodology often lead to an upward bias in price margins and are also likely to lead to a biased and/or inconclusive test as regards cyclicity. For example, firms may react differently to changes in demand when their margins are very high than when they are positive but small.³ Because the level of the mark-up plays a role for its cyclical behaviour, we believe that our benchmark estimates offer a more solid ground to assess pricing behaviour of firms over the business cycle. In any event, we also assess the sensitivity of the cyclicity of mark-ups to different assumptions concerning the degree of downward rigidity and the elasticity of substitution between factors of production.

The plan of the paper is as follows. In the next section an expression for the cyclical mark-up is derived, which is then used to estimate the fluctuations of cost-price margins across countries and sectors. We then discuss the empirical results and their sensitivity to different parameters' values. The fourth section assesses

the impact of the cyclical behaviour of mark-ups on the cyclicity of real wages. The final section provides some concluding remarks.

THE ESTIMATION OF THE TIME-VARYING MARK-UP

In this paper we follow the approach put forward by Rotemberg and Woodford (1991) to estimate the cyclicity of the mark-up.⁴ The starting point is the specification of the production function. In order to be coherent with the estimates of the benchmark steady-state mark-up (provided in Oliveira Martins *et al.*, 1996b), we had to use a slightly more complicated specification than in Rotemberg and Woodford (1991). More precisely, we define a production function with three production factors (labour, capital and intermediate inputs) and Hicks-neutral technical progress.⁵ In order to keep this specification under a tractable form, without imposing strong separability across production inputs, we assume a two-level production function: capital and labour are nested in a value-added function (G), which is then combined with intermediate inputs using a Leontief specification.⁶ Under these assumptions the production function can be written as follows:

$$Q = \Theta \cdot F[G(K, L - \bar{L}), M] \quad (1)$$

where Q, L, K and M are real output, labour, capital and intermediate inputs; Θ is the state of technology at time t . We also assume the possibility of downward rigidities in the adjustment of labour inputs that are captured by the amount of fixed labour input, \bar{L} . For a profit-maximising firm under imperfect competition, the mark-up of prices over marginal costs (μ) is equal to:

$$\mu_t = \frac{\Theta_t \cdot F_L[G(K_t, L_t - \bar{L}), M]}{W_t/P_t} \quad (2)$$

where P and W are the output price and wages, respectively. F_L is the partial derivative of F with respect to L (or the marginal productivity of labour). By taking a log-linear approximation of equation (2) around a steady-state growth path and doing some algebraic transformations, a relation for the time-varying mark-up can be derived as follows (details are given in the annex):

$$\begin{aligned} \Delta \log \mu = & (\Delta q + \Delta p) - \Delta w - [(\Delta p_G + \Delta g) - (\Delta p_M + \Delta m)] \cdot \bar{\mu} \cdot s_M + \\ & + \left(\frac{1}{\sigma_G} \cdot \frac{s_K}{s_L + s_K} - \mu \cdot s_K \right) \cdot \Delta k + \left(\frac{1}{\sigma_G} \cdot \frac{s_K}{s_L + s_K} \cdot \frac{L}{L - \bar{L}} + \bar{\mu} \cdot s_L \right) \cdot \Delta l - \bar{\mu} \cdot s_M \cdot \Delta m \end{aligned} \quad (3)$$

where time indices are omitted and lower case letters denote natural logs and Δ stands for first-differences; p_G and p_M are the prices of value-added and

intermediate inputs, respectively; $\bar{\mu}$ is the steady-state mark-up. The coefficients s_L , s_K and s_M are the shares of labour, capital and intermediate inputs in gross output, and σ_G is the elasticity of substitution between capital and labour in the value-added function. The ratio $L/(L - \bar{L})$ in equation (3) can be interpreted as an indicator of the degree of downward rigidities in labour adjustment. It varies from one (no rigidity) to infinity (complete rigidity). Despite its apparent complexity, equation (3) is actually not very demanding in terms of data. Notably, it does not require a price deflator for gross output as the latter only appears in nominal terms. Moreover, under the Leontief specification, the growth rate of the volume of intermediate inputs can be proxied by the growth rate of value added at constant prices. The input shares are directly observable, except the share of capital in gross output s_K , which can be easily derived, consistently with our assumptions, from the Euler equation:

$$\bar{\mu} \cdot s_L \cdot \frac{L - \bar{L}}{L} + \bar{\mu} \cdot s_K + \bar{\mu} \cdot s_M = 1 \quad (4)$$

In our baseline case, we assume the absence of downward rigidities (i.e., $\bar{L} = 0$) and a Cobb-Douglas function combining capital and labour (i.e. $\sigma_G = 1$). A sensitivity analysis, provided below, tests for the robustness of the results to changes in these baseline assumptions.

EMPIRICAL RESULTS

The results are presented in Table 1.⁷ For each country, the first column displays the level of the mark-up by sector (derived from previous OECD estimates). The second column shows the correlation between the logarithmic deviation of the mark-up from its steady-state value and a sectoral cyclical variable. The empirical literature has used different proxies for capturing the cyclical variation of product demand at either the aggregate or the sectoral level. For example, Haskel *et al.* (1995) used aggregate unemployment and capacity utilisation, while Bils (1987) used sectoral employment. In this paper we use deviations of industry output from its long-term trend. The trend output was obtained through a smoothing of the observed output, based on the Hodrick-Prescott filter.⁸

A first observation is that most of the statistically significant correlations imply a counter-cyclical behaviour of mark-ups. This is in line with evidence from other papers (*e.g.* Rotemberg and Woodford, 1991; Bils, 1987; Galeotti and Schiantarelli, 1998; Linnemann, 1999). As an aside, the cross-country comparison of the sectoral mark-ups supports the view that persistent profit margins exist in many manufacturing sectors. This may be due to the presence of entry barriers,

Table 1. Mark-ups in the G5 countries: levels and correlation with the cycle, 1970-92

ISIC sectors	France		Germany		Japan		United Kingdom		United States	
	μ^1	Cycl. ²	μ^1	Cycl. ²	μ^1	Cycl. ²	μ^1	Cycl. ²	μ^1	Cycl. ²
Food products	1.11		1.12	-0.56	1.32		1.20	-0.38	1.05	
Textiles	1.10		1.15	-0.44	1.19	-0.44	1.03		1.08	
Wearing apparel	1.15		1.11	-0.58	1.03		1.10	-0.51
Leather products	1.11		1.18	-0.54	1.06		1.08	-0.43
Footwear	1.13		1.04		1.08	
Wood products	1.15		1.20		1.18		1.22	0.54
Furniture	1.21		1.15	-0.38	1.25		1.19		1.06	-0.54
Printing and publishing	1.24	-0.48	1.09	-0.48	1.10		1.09	-0.43	1.19	-0.53
Plastic products	1.15	-0.49	1.07	-0.55
Non-metal products	1.24		1.26		1.26		1.15		1.18	
Metal products	1.18	0.40	1.20	-0.64	1.11	0.41	1.03		1.09	-0.41
Chemical products	1.19		1.24		1.26	-0.79	1.08	-0.59	1.26	-0.71
Machinery and equipment	1.12		1.06	-0.59	1.09		1.06	..
Motorcycles and bicycles	1.13	-0.41
Professional goods	1.67	-0.42	1.22		1.16		1.09	-0.51
Other manufacturing	1.30	-0.49	1.38		1.08	-0.44
Beverages	1.68		1.33		1.26		1.54	-0.48
Tobacco	3.12		1.52	-0.51	1.56	-0.45	1.56	-0.58
Paper and pulp	1.13		1.29		1.20		1.05		1.13	
Petroleum refineries	1.19	-0.43	1.04	-0.52	1.07	-0.51	1.03	-0.64
Petroleum and coal products	1.09		1.10	-0.49	1.06	-0.54	1.11	-0.45
Rubber products	1.20	-0.53	1.15	-0.53
Pottery and China	1.29	-0.41	1.22	-0.42	1.09	-0.36
Glass	1.22		1.23	-0.52	1.41		1.06		1.17	-0.66
Iron and steel	1.16	-0.43	1.14		1.19		1.10	
Non-ferrous metals	1.26	-0.51	1.26		1.05		1.14	
Shipbuilding and repair	1.27	
Other transport equipment
Industrial chemicals	1.21	-0.45	1.23	-0.60	1.06	-0.51	1.18	
Drugs and medicines	1.04	-0.52	1.45		1.54	-0.77	1.16	-0.54	1.44	-0.65
Office and computing machinery	1.17		1.58	-0.59	1.24		1.47	-0.47	1.54	-0.41
Radio and TV	1.11	-0.54	1.34	-0.67	1.13		1.25	-0.60	1.40	
Electrical apparatus	1.25	-0.48	1.05	
Railroad equipment	1.69	
Motor vehicles	1.13	-0.45	1.15		1.17	-0.45	1.09	-0.42
Aircraft	1.21	

1. The steady-state mark-ups are based on gross output and derived from Oliveira Martins *et al.* (1996b).
2. The correlation between the time-varying mark-up (equation 3 in the text) and the business cycle is estimated under the assumption of no downward labour rigidity and a Cobb-Douglas value added ($\sigma_G = 1$, see text). Only statistically significant mark-ups and correlation coefficients are reported.

Source: OECD-STAN database and authors' calculations.

probably due to sunk costs, that are not eroded by competitive pressures even in the long run.

Another interesting observation emerges from the cross-country comparison of results. While mark-ups are overwhelmingly negatively correlated with the sectoral business cycle, their correlation tends to be stronger in the United States than in the other G5 countries. This fact, taken together with the generally lower level of mark-ups in the US manufacturing sector, lends support to one of the possible interpretations for counter-cyclical mark-ups: the higher degree of competition in the market, driven by *e.g.* higher entry rates, put downward pressure on price margins of incumbent firms.

We test the results obtained in our baseline case against alternative assumptions concerning the elasticity of substitution and the degree of downward rigidities in labour adjustment. In order to simplify the presentation, we only report the estimates for US manufacturing industries but the results for other countries are available upon request. We consider the alternative values of 0.5 and 2 for the elasticity of substitution between capital and labour and the results show that the observed counter-cyclical nature of the mark-up is robust with respect to the value of the elasticity of substitution (Table 2). Concerning the degree of downward rigidities, we test for the cases where the fixed amount of labour represents respectively 20 and 40 per cent of total labour input. In line with intuition, more downward rigidity of labour generally increases the negative correlation between mark-up variations and the indicator of the cycle.

IMPLICATIONS OF THE RESULTS FOR THE CYCLICALITY OF REAL WAGES

As pointed out in the introduction, the existence of counter-cyclical mark-ups can provide an appealing interpretation for the observed pro-cyclical nature of real wages at the sectoral level. To assess the existence of this link, we compute real product wages for US manufacturing industries using two different price deflators: the observed output price index in a given industry and the output price net of the effects related to the varying mark-up. The variation in the latter deflator (*i.e.* $\Delta p - \Delta \text{Log} \mu$), by definition, should be equal to the variation in marginal costs. We then compute two different series for sectoral real wages in the US economy and calculate the correlation between real wages and the business cycle in each case (Table 3). If the cyclical nature of real wages is mainly due to variations in mark-ups, then controlling for the effect of the mark-up should, in principle, remove most of the cyclical component in real wages.

As expected, real wages calculated with the usual price deflator are generally pro-cyclical (Table 3). Only in one sector (wood products) is there a significant negative correlation between real wages and the cycle. But, when real wages net of

Table 2. Cyclicalities of the mark-up: sensitivity analysis for the US manufacturing industries¹

ISIC sectors	Elasticity of substitution (K, L) $\sigma = 1$			Elasticity of substitution (K, L) $\sigma = 0.5$			Elasticity of substitution (K, L) $\sigma = 2$		
	Share of fixed labour			Share of fixed labour			Share of fixed labour		
	No rigidity	20%	40%	No rigidity	20%	40%	No rigidity	20%	40%
Food products	-0.31	-0.31	-0.30	-0.32	-0.30	-0.29	-0.30	-0.30	-0.30
Textiles	-0.29	-0.38*	-0.43**	-0.34	-0.41*	-0.41**	-0.43**	-0.32	-0.39*
Wearing apparel	-0.51**	-0.56***	-0.60***	-0.54**	-0.58***	-0.60***	-0.60***	-0.53**	-0.57***
Leather products	-0.43**	-0.52***	-0.61***	-0.47**	-0.61***	-0.66***	-0.61***	-0.46**	-0.51***
Footwear	-0.32	-0.37*	-0.41*	-0.33	-0.36*	-0.35	-0.41*	-0.36*	-0.41*
Wood products	0.54***	0.44**	0.20	0.42**	0.07	-0.35	0.20	0.54***	0.48**
Furniture	-0.54***	-0.59***	-0.59***	-0.57***	-0.56***	-0.52***	-0.59***	-0.57***	-0.61***
Printing and publishing	-0.53***	-0.56***	-0.60***	-0.54**	-0.57***	-0.57***	-0.60***	-0.55***	-0.58***
Plastic products	-0.55***	-0.63***	-0.67***	-0.58**	-0.63***	-0.56***	-0.67***	-0.58**	-0.64***
Non-metal products	-0.28	-0.43**	-0.59***	-0.30	-0.53***	-0.65***	-0.59***	-0.35*	-0.46**
Metal products	-0.41**	-0.48**	-0.51***	-0.46**	-0.50**	-0.50***	-0.51***	-0.43**	-0.48**
Chemical products	-0.71***	-0.69***	-0.65***	-0.65***	-0.60***	-0.52***	-0.65***	-0.72***	-0.71***
Machinery and equipment	-0.20	-0.33	-0.46**	-0.26	-0.44**	-0.56***	-0.46**	-0.25	-0.34
Motorcycles and bicycles	-0.41*	-0.47**	-0.55***	-0.43**	-0.54***	-0.64***	-0.55***	-0.43**	-0.47**
Professional goods	-0.51***	-0.55***	-0.59***	-0.53***	-0.58***	-0.59***	-0.59***	-0.52***	-0.56***
Other manufacturing	-0.44**	-0.50***	-0.57***	-0.51***	-0.57***	-0.63***	-0.57***	-0.44**	-0.49**
Beverages	-0.58***	-0.59***	-0.59***	-0.54***	-0.53***	-0.52***	-0.59***	-0.61***	-0.61***
Tobacco	0.06	-0.03	-0.16	-0.04	-0.20	-0.34	-0.16	0.07	0.00
Paper and pulp	-0.64***	-0.64***	-0.63***	-0.63***	-0.61***	-0.55***	-0.63***	-0.64**	-0.64***
Petroleum refineries	-0.45**	-0.48**	-0.51***	-0.49**	-0.52***	-0.51**	-0.51***	-0.43**	-0.46**
Petroleum and coal products	-0.36*	-0.53***	-0.64***	-0.30	-0.58***	-0.62***	-0.64***	-0.48**	-0.57***
Rubber products	-0.66***	-0.70***	-0.72***	-0.66***	-0.72***	-0.69***	-0.72***	-0.68***	-0.70***
Pottery and China	0.19	0.03	-0.18	0.15	-0.16	-0.48**	-0.18	0.13	0.02
Glass	0.12	0.04	-0.09	0.00	-0.17	-0.40*	-0.09	0.13	0.08
Iron and steel
Non-ferrous metals
Shipbuilding and repair
Other transport equipment
Industrial chemicals	-0.04	-0.09	-0.16	-0.11	-0.20	-0.32	-0.16	-0.03	-0.07
Drugs and medicines	-0.65***	-0.64***	-0.63***	-0.60***	-0.57***	-0.53***	-0.63***	-0.68***	-0.67***
Office and computing machinery	-0.41*	-0.48**	-0.56***	-0.46**	-0.56***	-0.61***	-0.56***	-0.41**	-0.47**

Table 2. Cyclical behaviour of the mark-up: sensitivity analysis for the US manufacturing industries¹ (cont.)

ISIC sectors	Elasticity of substitution (K, L)		$\sigma = 1$		Elasticity of substitution (K, L)		$\sigma = 0.5$		Elasticity of substitution (K, L)		$\sigma = 2$	
	Share of fixed labour		Share of fixed labour		Share of fixed labour		Share of fixed labour		Share of fixed labour		Share of fixed labour	
	No rigidity	20%	No rigidity	20%	No rigidity	20%	No rigidity	20%	No rigidity	20%	No rigidity	20%
Radio and TV	-0.20	-0.10	0.07	0.07	0.09	0.23	0.26	0.07	-0.28	-0.22		
Electrical apparatus
Railroad equipment
Motor vehicles	-0.42**	-0.53***	-0.62***	-0.62***	-0.44**	-0.59***	-0.63***	-0.62***	-0.46**	-0.53***		
Aircraft

1: For the period 1970-92. The variable mark-ups are based on equation 3 in the text. The columns display the correlation between the variable mark-up and the cycle. Correlation coefficients were calculated only for those sectors for which the estimates of the steady-state mark-ups were available.

* Statistically significant at the 10 per cent level.

** At the 5 per cent level.

*** At the 1 per cent level.

Source: Authors' calculations.

Table 3. Mark-ups and the pro-cyclicality of real wages, US manufacturing industries¹

ISIC sectors	Correlation between real product wages and the cycle ¹	
	Wages deflated by sectoral output prices	Wages deflated by sectoral output prices adjusted for mark-ups
Food products	0.29	-0.01
Textiles	0.19	-0.04
Wearing apparel	0.50**	0.09
Leather products	0.44**	0.27
Footwear	0.37*	0.27
Wood products	-0.59***	-0.47**
Furniture	0.43**	-0.18
Printing and publishing	0.53***	0.13
Plastic products	0.43**	0.05
Non-metal products	0.28	0.05
Metal products	0.27	-0.05
Chemical products	0.62***	-0.06
Machinery and equipment	0.06	-0.45**
Motorcycles and bicycles	0.34	-0.05
Professional goods	0.49**	0.22
Other manufacturing	0.46**	0.24
Beverages
Tobacco	0.49**	-0.07
Paper and pulp	-0.19	-0.38*
Petroleum refineries	0.64***	0.31
Petroleum and coal products	0.32	-0.19
Rubber products
Pottery and China	0.31	0.17
Glass	0.59***	-0.23
Iron and steel	-0.08	0.26
Non-ferrous metals	-0.07	0.11
Shipbuilding and repair
Other transport equipment
Industrial chemicals	0.08	0.10
Drugs and medicines	0.63***	0.03
Office and computing machinery	0.33	-0.03
Radio and TV	0.53***	0.57***
Electrical apparatus
Railroad equipment
Motor vehicles	0.43**	0.04
Aircraft

1. For the period 1970-92.

* Statistically significant at the 10 per cent level.

** At the 5 per cent level.

*** At the 1 per cent level.

Source: Authors' calculations.

the effect of mark-up variations are computed, most of the pro-cyclical behaviour of real wages vanishes, except in one sector (radio and TV). This suggests that the main cause for pro-cyclical real product wages could indeed be the presence of counter-cyclical mark-ups. With the usual caveats related to the imperfection of data and estimating assumptions, our results add to an already large body of literature offering an interesting explanation for a long-standing puzzle of business cycles.

CONCLUSIONS

In this paper, we provide estimates of the cyclical behaviour of price margins across manufacturing industries. The results strongly support the hypothesis of counter-cyclical variations in price margins in most manufacturing industries in the United States and, to a lesser extent, in other G5 countries. This is consistent with a growing body of literature showing that economic booms tend to increase competition or decrease the incentives for collusion, thereby creating downward pressures on price margins. We also show that the assumption concerning the degree of downward rigidities in labour adjustment tend to reinforce the estimated counter-cyclicalities of the mark-up. The finding of counter-cyclical mark-ups by sector offers an appealing and plausible explanation for the observed pro-cyclicalities of real wages. Indeed, the latter seems to vanish once the price deflator used to compute real wages is corrected for cyclical variations in price margins. Overall, further research is needed in order to better understand the relationship between industry price behaviour and market characteristics; a research that calls for a higher level of integration between macroeconomic and industrial organisation theories.

NOTES

1. It can be demonstrated that, in this case, the profit-maximising mark-up level of a firm is a function of the degree of concentration in the market and the firm's conjecture of the output responses of other firms to a change in its output.
2. See Oliveira Martins, Scarpetta and Pilat (1996b) for a detailed presentation and results of the estimation of the mark-up ratio for 36 manufacturing industries and 14 OECD countries. This Working Paper can be downloaded from www.oecd.org/eco
3. See for example, the comments of Valérie Ramey on the analysis of the cyclical behaviour of mark-ups presented in Rotemberg and Woodford (1991).
4. This approach provides a second-order approximation of the production function and therefore seems more reliable than the usual methods that rely on a first-order Taylor approximation. Indeed, since the time variation of the mark-up is a second-order effect it also requires a full second-order approximation of the production function (see also Morrison, 1992).
5. Rotemberg and Woodford (1991) defined a production function with capital, labour only and a labour-augmenting technology.
6. This assumption is usual in the literature and does not seem overly stringent. Using a generalisation of the Rotemberg and Woodford's approach, Linnemann (1999) provided numerical simulations suggesting that the type of cyclical behaviour of the mark-up is relatively robust to different values of the elasticity of substitution between value added and intermediate inputs.
7. The version of the OECD STAN data base used in this study (OECD, 1996) covers 21 OECD Member countries and 36 manufacturing sectors (at the 3-4 ISIC digit-level) for the period 1970-1994. STAN provides data on the following variables: production, value added in current and constant prices, gross fixed capital formation, employment (number of persons engaged), labour compensation, exports and imports. Capital stocks were estimated by the OECD Directorate for Science, Industry and Technology and are available upon request.
8. Since we use annual data, the weighting factor for the filter is set at 100.

Annex

MATHEMATICAL DERIVATIONS

The derivation of the mark-up variations proceeds as follows. Recalling that under imperfect competition the mark-up of prices over marginal costs is:

$$\mu_t = \frac{\theta_t \cdot F_L [G(K_t, L_t - \bar{L}), M]}{W_t/P_t} = \frac{\theta_t \cdot F_G \cdot G_L}{W_t/P_t} \quad (A1)$$

assuming that W_t and θ_t have the same trend growth rates, taking the total differential, dividing by $(\mu \cdot W/P)$ and simplifying (time indices are omitted):

$$\Delta \log \mu = \theta - (\Delta w - \Delta p) + \frac{1}{F_G} \cdot (F_{GG} dG + F_{GM} dM) + \frac{1}{F_G} (G_{LL} dL + G_{LK} dK) \quad (A2)$$

where lower case letters denote natural logs and Δ stands for the first-difference; θ is the rate of Hicks-neutral technical progress (i.e. $\theta_t = \Delta \log \theta_t$).

By using the following relations:

- At the first-level the elasticity of substitution between capital and labour can be written as $\sigma_G = G_L \cdot G_K / G_{KL} \cdot G$; and the elasticity between value-added and intermediate inputs as $\sigma = F_G \cdot F_M / F_{GM} \cdot F$.
- Using the separability properties and by differentiating the Euler equation of F and G , with respect to G and L , respectively, yields: $F_{GG} = -F_{GM} \cdot M/G$ and $G_{LL} = -G_{KL} \cdot K/(L - \bar{L})$.
- From the first-order conditions: $\frac{F_M \cdot M}{F} = \bar{\mu} \cdot s_M$ and $\frac{G_K \cdot K}{G} = \frac{s_K}{s_L + s_K}$.

The above equation (A2) can be transformed into the following expression:

$$\Delta \log \mu = \theta - (\Delta w - \Delta p) - \frac{1}{\sigma} \cdot \bar{\mu} \cdot s_M \cdot \Delta g + \frac{1}{\sigma} \cdot \bar{\mu} \cdot s_M \cdot \Delta m - \frac{1}{\sigma_G} \cdot \frac{s_K}{s_L + s_K} \cdot \frac{L}{L - \bar{L}} \cdot \Delta l + \frac{1}{\sigma_G} \cdot \frac{s_K}{s_L + s_K} \cdot \Delta k \quad (A3)$$

Finally, the unobservable productivity term θ can be derived by totally differentiating the production function (equation 1 in the text) and recalling that $\frac{F_K \cdot K}{Q} = \frac{\bar{\mu} \cdot s_K}{\theta}$; $\frac{F_L \cdot L}{Q} = \frac{\bar{\mu} \cdot s_L}{\theta}$; and $\frac{F_M \cdot M}{Q} = \frac{\bar{\mu} \cdot s_M}{\theta}$ which yields:

$$\Delta q = \theta + \bar{\mu} \cdot s_K \cdot \Delta k + \bar{\mu} \cdot s_L \cdot \Delta l + \bar{\mu} \cdot s_M \cdot \Delta m \quad (A4)$$

By subtracting (A4) from (A3) and re-arranging one gets:

$$\Delta \log \mu = (\Delta q + \Delta p) - \Delta w - \frac{1}{\sigma} \cdot \bar{\mu} \cdot s_M \cdot (\Delta m - \Delta g) + \left(\frac{1}{\sigma_G} \cdot \frac{s_K}{s_L + s_K} - \mu \cdot s_K \right) \cdot \Delta k + \left(\frac{1}{\sigma_G} \cdot \frac{s_K}{s_L + s_K} \cdot \frac{L}{L - \bar{L}} + \bar{\mu} \cdot s_L \right) \cdot \Delta l - \bar{\mu} \cdot s_M \cdot \Delta m \quad (A5)$$

It is noteworthy that the above equation does not require the volume of gross output, but only its growth rate in nominal terms. This advantage overcomes the lack output prices for a number of sectors/countries. However, the equation still requires the volume for both value added and intermediate inputs. While the former is usually provided in industrial statistics, the latter was not available in the database used in this study. In order to solve this data constraint, an additional assumption was required. We considered here the special case of a Leontief function between value added and intermediate inputs. In that case, under cost minimisation, the volume of intermediate inputs can be identified with the volume of value added, *i.e.* $\Delta m = \Delta g$. This simplifying assumption does not seem an excessively stringent one. Nonetheless, an additional problem arises. By inspecting equation (A5), it can be readily seen that if $\sigma = 0$ (the Leontief specification), the term:

$$\frac{1}{\sigma} \cdot \bar{\mu} \cdot s_M \cdot (\Delta m - \Delta g) \approx \frac{0}{0} \quad (A6)$$

is not determined. In order to solve this problem, let us consider the definition of the two-factor elasticity of substitution $\sigma = (\Delta g - \Delta m) / (\Delta p_M - \Delta p_G)$. By replacing this expression into (A6) and noting that under the Leontief assumption $\Delta p_G - \Delta p_M = (\Delta p_G + \Delta g) - (\Delta p_M + \Delta m)$, the undetermined term above can be identified as:

$$\frac{1}{\sigma} \cdot \bar{\mu} \cdot s_M \cdot (\Delta m - \Delta g) = [(\Delta p_G + \Delta g) - (\Delta p_M + \Delta m)] \cdot \bar{\mu} \cdot s_M \quad (A7)$$

Using this result and substituting it into equation (A5), one finally obtains equation (3) in the main text.

BIBLIOGRAPHY

- AZIZ, J. and L. LERUTH (1997),
"Cyclical effects of the composition of government purchases", *IMF Working Papers*.
No. WP/97/19, February.
- BASU, S. (1995),
"Intermediate goods and business cycles: implications for productivity and welfare",
American Economic Review (85), pp. 512-531.
- BASU, S. and J. FERNALD (1995),
"Are apparent productivity spillovers a figment of specification errors", *Journal of
Monetary Economics* (36), pp. 165-188.
- BASU, S. and J. FERNALD (1997),
"Returns to scale in US production: estimates and implications", *Journal of Political
Economy*, Vol. 105, pp. 249-283.
- BASU, S. (1999),
"Procyclical productivity: increasing returns or cyclical utilization?", *NBER Working Paper
No. 5336*, March.
- BECCARELLO, M. (1996),
"Time-series analysis of market power: evidence from G7 manufacturing", *International
Journal of Industrial Organisation*, 15, pp. 123-136.
- BILS, M. (1987),
"The cyclical behaviour of marginal cost and price", *American Economic Review* (77),
pp. 838-855.
- CABALLERO, R.J. and R.K. LYONS (1990),
"Internal versus external economies in European industry", *European Economic Review*, 34,
pp. 805-830.
- CHATTERJEE, S. R. COOPER and B. RAVIKUMAR (1993),
"Strategic complementarity in business formation, aggregate fluctuations and sunspot
equilibria", *Review of Economic Studies*, Vol. 60, pp. 765-811.
- CHEVALIER, J.A. and D.S. SCHARFSTEIN (1996),
"Capital-market imperfections and countercyclical markups: theory and evidence",
American Economic Review, 86(4), pp. 703-25.
- DOMOWITZ, I., R. HUBBARD, R. GLENN and B. PETERSEN (1988),
"Market structure and cyclical fluctuations in US manufacturing", *Review of Economics and
Statistics*, 70, pp. 55-66.
- GALEOTTI, M. and F. SCHIANTERELLI (1998),
"The cyclicity of mark-ups in a model with adjustment costs: econometric evidence
for the US industry", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 60, No. 2, pp. 121-142.

- HALL, R.E. (1986),
 "Market structure and macroeconomic fluctuations", *Brookings Papers on Economic Activity*,
 No. 2, pp. 285-322.
- HALL, R.E. (1988),
 "The relation between price and marginal cost in US industry", *Journal of Political Economy*,
 96, pp. 921-947.
- HALL, R.E. (1990),
 "The invariance properties of Solow's productivity residual", in P. Diamond (ed.),
Growth, Productivity, Unemployment (MIT Press, Cambridge MA).
- HASKEL, J., C. MARTIN and I. SMALL (1995),
 "Price, marginal cost and the business cycle", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*,
 Vol. 57.
- LINNEMANN, L. (1999),
 "Sectoral and aggregate estimates of the cyclical behavior of markups: evidence from
 Germany", *Weltwirtschaftliches Archiv* (Review of World Economics), 135/3, pp. 480-500.
- MORRISON, C.J. (1992),
 "Unravelling the productivity growth slowdown in the United States, Canada and Japan:
 the effects of subequilibrium, scale economies and mark-ups", *Review of Economics and
 Statistics*, LXXIV, No. 3, pp. 381-393.
- OECD (1996),
The OECD STAN Database for Industrial Analysis, OECD, Paris.
- OLIVEIRA MARTINS, J., S. SCARPETTA and D. PILAT (1996a),
 "Mark-up pricing, market structure and the business cycle", *OECD Economic Studies*,
 No. 27, 1996/II.
- OLIVEIRA MARTINS, J., S. SCARPETTA and D. PILAT (1996b),
 "Mark-up ratios in manufacturing industries: estimates for 14 OECD countries", *OECD
 Economics Department. Working Paper*, No. 162.
- PHELPS, E.S. (1994),
Structural Slumps: A Modern Equilibrium Theory of Unemployment, Interest and Assets, Harvard
 University Press, Cambridge, Massachusetts.
- ROEGER, W. (1995),
 "Can imperfect competition explain the difference between primal and dual productivity
 measures? Estimates for US manufacturing", *Journal of Political Economy*, 103, pp. 316-330.
- ROTEMBERG, J. and J. SALONER (1986),
 "A super-game-theoretic model of business cycles and price wars during booms",
American Economic Review, (76), pp. 390-407.
- ROTEMBERG, J. and M. WOODFORD (1991),
 "Mark-ups and the business cycle", *NBER Macroeconomic Annual*, NBER.
- SHAPIRO, M. (1987),
 "Measuring market power in US industry", *NBER Working Paper*, No. 2212, Cambridge, MA.
- SILVESTRE, J. (1993),
 "The market-power approach to macroeconomic policy", *Journal of Economic Literature*,
 31 (1), pp. 105-141.
- SUTTON, J. (1991),
Sunk Costs and Market Structure, MIT Press, Cambridge, MA.
- WEITZMAN, M. (1982),
 "Increasing returns and the foundations of unemployment theory", *Economic Journal*,
 Vol. 100, pp. 787-804.

[8] "How market imperfections and trade barriers shape specialisation: South America vs. OECD"

OECD Economics Department Working Papers no. 395, 2004; publié dans *International Competitiveness of Argentina, Brazil and Chile: not as easy as A-B-C*, 2004, OECD, Paris (avec T. Price)

Ce dernier article prend stock des outils présentés plus haut pour appréhender le rôle des structures de marché dans la spécialisation commerciale des pays émergents. Il s'insère dans le débat, qui a récemment connu un renouveau, sur l'impact du type de spécialisation sur la performance des économies (e.g. Hausmann, Hwang et Rodrik, 2006).

L'étude améliore (cf. [5],[6]) la classification des industries sur la base d'indicateurs explicites de structure de marché (essentiellement un *sunk cost ratio* et les dépenses de R&D). Un test de corrélation de ces indicateurs à travers les pays indique que les caractéristiques des industries sont relativement universelles. Ensuite, la taxonomie de structures de marché est mise en œuvre pour évaluer les différentes barrières à l'entrée, à la fois endogènes à la concurrence et créées par des politiques économiques, qui peuvent affecter la capacité des entreprises dans les pays émergents de pénétrer les marchés internationaux. Ce cadre d'analyse est appliqué à l'étude de la spécialisation de l'Argentine, du Brésil et du Chili comparée avec celle de trois pays membres de l'OCDE, Irlande, Corée et Mexique.

Une analyse descriptive suggère qu'une spécialisation dans des produits plus différenciés facilite la performance à l'exportation, notamment parce que les barrières commerciales dans les pays de l'OCDE sont particulièrement élevées dans les produits homogènes. Cependant, ce changement structurel n'est pas facile compte tenu des investissements en capital humain, R&D et/ou en publicité nécessaires à la différenciation des produits. A cet égard, il y a un contraste flagrant entre les pays membres de l'OCDE et les pays d'Amérique du Sud qui ont maintenu une spécialisation très axée sur des produits traditionnels. Reste une question ouverte sur la résilience du changement de spécialisation vers des produits différenciés observé au Mexique, car il ne s'est pas accompagné d'un accroissement de l'intensité en R&D.

2. How Market Imperfections and Trade Barriers Shape Specialisation: *South America vs. OECD*

by Joaquim Oliveira Martins and Tristan Price*

ABSTRACT

In this chapter four types of market structure clusters (based on an OECD benchmark) are set out to assess different entry barriers, both endogenous and policy-induced that may affect the ability of enterprises in emerging countries to penetrate international markets. This framework is then applied to compare the trade specialisation of Argentina, Brazil and Chile (A-B-C) with that of three OECD countries, (Ireland, Korea and Mexico).

* Oliveira Martins: Economics Department, OECD. A first version of this paper was written together with Tristan Price during his term with the OECD Economics Department. The authors would like to thank Jorge Braga de Macedo, Guillermo Calvo, Diego Rodriguez, Simon Teitel, Anne-Laure Baldi, Andrea Goldstein, Sabrina Lucatelli, Silvana Malle, Luiz de Mello, Nanno Mulder and Val Koromzay for helpful comments and discussions. The paper also benefited from discussions during seminars at IADB-INTAL (Buenos-Aires), UN-ECLAC and Central Bank of Chile (Santiago) and IPEA (Rio de Janeiro), and in particular Cesar Calderon, Marta Castilho and Bernardo Kosacoff. Anne Legendre provided excellent research assistance. The views expressed are those of the authors and do not necessarily reflect those of the OECD or its member countries.

Introduction

The pros and cons of being specialised in primary goods (agriculture, raw-materials) have been the subject of a long-lasting policy debate in South American countries, in particular Argentina, Brazil and Chile (hereafter, A-B-C). The message from traditional trade theory in this respect is rather clear. Under the assumptions of internationally perfect competition and product homogeneity, the forces of comparative advantage driving specialisation provide the best possible resource allocation. Hence there is no reason for policy makers to be concerned with the structure of specialisation.¹ However, once one moves away from this 'first-best' setting, to encompass product differentiation and imperfectly competitive markets, the outcome is less clear. A substantive literature on strategic trade policy has developed providing a rationale for policies to influence market outcomes and impact the distribution of income across countries. While this literature is not conclusive, the question policy makers are interested in is whether some patterns of specialisation are more favourable than others for the growth of the tradable sector, which is a key element of sustained economic development.

Theoretical insights on the effect of specialisation on growth fall broadly into two traditions. The first is rooted in Adam Smith's idea that specialisation increases productivity (through 'learning by doing'). The choice of the type of specialisation is, to some extent, irrelevant (Rivera-Batiz and Romer, 1991). The second follows David Ricardo in that different products offer different rates of productivity growth, and hence the choice of specialisation does matter (Grossman and Helpman, 1991). Empirical assessments have not unambiguously established the sense of the relationship between specialisation and growth. For example, Sachs and Warner (1995, 1997) concluded that economies intensively exporting natural resources in the early 1970s tended subsequently to have low rates of growth. Conversely, Dalum *et al.* (1999) find that specialisation in certain products had a relatively higher impact on growth, though this effect diminished over time. Busson and Villa (1994) suggest that greater intra-industry trade, and exports more closely matching the structure of world trade, positively affect growth. There is also an increasing body of evidence showing that it is not so much what you produce, but how you produce it that matters (World Bank, 2001). By combining the use of information and communication technologies (ICT) with human capital and knowledge, an economy can raise productivity growth even if it is specialised in traditional sectors. Policy makers should then strive to diffuse ICT and promote its use as one way to foster overall productivity growth (OECD, 2001).

Against this background, this chapter takes a somewhat different view based upon an analytical framework that shows how different market imperfections interplay with trade to shape countries' international specialisation (as measured by comparative advantages). The chapter also draws a systematic comparison between A-B-C and three OECD countries, Ireland, Korea and Mexico (hereafter IKM), which all have experienced over recent decades a significant change in their trade specialisation. The analytical framework and cross-country comparisons are intended to help guide the policy debate concerning the expansion and diversification of the tradable sector in South America.

The premise is that in the real world markets are imperfectly competitive, albeit to different degrees. This is an overarching feature of recent trade and growth theory models. In this context, the ability to generate export revenues will depend, among other things, on the type of competition and market barriers with which industries are confronted. In markets where competition is by price or quantities, low cost production can be blunted by policy-induced barriers (*e.g.* tariffs); this is typically the case for agricultural products. In markets characterised by competition through product differentiation (either quality or variety), there may be endogenous barriers related to the market power of incumbent firms.

Along these lines, the chapter starts with a discussion of the determinants of market structure. A taxonomy of four different market structure clusters is then established and applied to classify 36 manufacturing sectors for a selection of OECD countries. This establishes a benchmark that is used to assess different market barriers, both endogenous to the competition process and exogenously induced by trade policies, affecting the ability of firms to enter an international market. From this perspective, we investigate the pattern of specialisation and export performance in Argentina, Brazil and Chile, compared with those of Ireland, Korea and Mexico. The chapter finishes by drawing some conclusions for policy.

How market imperfections shape competition

Market imperfections lead firms to compete in ways other than by changing their prices. But given the many dimensions of competition in modern economies, an exhaustive classification of all types of market imperfections seems beyond reach. Nevertheless, certain similarities can be identified. Accordingly, the next section establishes a simplified taxonomy of market structures.

A taxonomy of market structure clusters

The industrial organisation literature has advanced three main explanations for the observed patterns of market structures. First, there is the traditional explanation of concentration by returns to scale. This is the basis for the original structure-conduct-performance paradigm. Market structure is mainly related to exogenous technological conditions (see survey by Panzar, 1989). While this explanation remains valid for some industries, it has become increasingly evident that many patterns of concentration cannot be explained only (or mainly) by the degree of returns to scale. Secondly, the contestable market approach developed by Baumol, Panzar and Willig (1982) enlarged the technological explanations of market structure by introducing the notion of 'economies of scope', related to the existence of multi-product firms. It also stressed the role of sunk costs, rather than economies of scale, as being a major determinant of entry barriers and hence market structure. However, empirical research suggests that the notion of contestability can only be applied to certain extreme cases of 'hit and run' entry with no sunk costs (see Stiglitz, 1987).

The third explanation, dating back to Chamberlain (1933), links market structure to product differentiation. The literature has made the distinction between two main types of product differentiation: *horizontal* and *vertical* (Eaton and Lipsey, 1989). When there is no implicit product ranking by consumers, the taste for variety is valued *per se*, so products are differentiated horizontally. In this case, Dixit and Stiglitz (1977) provided the analytical framework for monopolistic competition equilibrium with a large number of firms, horizontal differentiation and returns to scale at the firm level. Under vertical differentiation all consumers rank products in the same way, thus products can unambiguously be differentiated by quality. Gabszewicz and Thisse (1979) and Shaked and Sutton (1982, 1983) showed that vertical differentiation strategies, and hence market structures, are related to some form of endogenous sunk costs. For example, firms can increase the level of sunk costs by making strategic investments in research and development (R&D) or advertising (see Encaoua, 1989; and Beath and Katsoulacos, 1991).

These three explanations are not mutually exclusive. In real world industries, degrees of economies of scale or scope, sunk costs and product differentiation are combined. But depending on their relative importance, one aspect will tend to dominate the others, thus providing a limited number of market structure prototypes, as suggested by Sutton (1991, 1998). Along these lines, it is possible to work out a framework that reflects the main types of market structures described in the literature.

The nature of equilibrium depends on the market structure. Where products are relatively homogeneous and set-up costs are low, a large number of firms fiercely compete on prices, which are close to marginal cost. Alternatively, in the presence of high fixed costs, firms tend to be larger and have market power. But if products are still homogeneous and prices are similar, quantity competition develops, providing a strong incentive to increase concentration or to develop collusion amongst producers. Where products are differentiated horizontally, the equilibrium configuration comes close to Chamberlain's monopolistic competition. In this case product differentiation sustains demand for new products, leading to a large number of producers. Each firm has market power, but free entry of new firms counteracts the development of excess profits or monopoly rents.

The case where products are differentiated vertically is less straightforward, although some robust conclusions do emerge from the literature. An initial observation is that when products can be ranked by quality they are also ranked by prices: at a given price, consumers buy the highest available quality. Hence, when a new product enters the market at a given price and quality, the lower-quality varieties must compete by lowering their prices. At the lowest quality level, this form of competition will drive firms out of business. Trying to resist the fatal downward pressure on prices, firms respond by striving to improve quality.

There are two main channels through which firms engage in this quality race: R&D and advertising. Firms may undertake intensive R&D to generate product innovations. They may also try to improve perceptions of their product quality by advertising. But R&D or advertising can also be used as a strategic instrument to deter potential entrants with little effect on innovation or performance. In either case, incumbent firms have an incentive to increase sunk costs endogenously, creating a barrier to entry for new firms. These 'natural oligopolies' are characterised by *market segmentation*, where the number of viable firms does not increase in line with market size. In other words, there is a lower bound to concentration and over time large firms dominate the market. This contrasts with *fragmentation* that is typically found under monopolistic competition, where firms are small and industry grows through the creation of new firms rather than expansion of output in existing firms. In this case, concentration tends to decrease together with market size. A stylised presentation of these four market structures is provided in Table 2.1.

Table 2.1. A taxonomy of market structure clusters

	Low sunk costs	High sunk costs
Low R&D-intensity	<p>Quasi-perfect competition</p> <p>Fragmented markets with low product differentiation</p>	<p>Oligopoly with low product differentiation</p> <p>Segmented markets with exogenous sunk costs</p>
High R&D intensity	<p>Monopolistic competition</p> <p>Fragmented industries with horizontal product differentiation</p>	<p>'Natural' oligopolies</p> <p>Segmented markets with vertical differentiation and endogenous sunk costs</p>

As well as summarising different types of market structure, this taxonomy will be used below to investigate the effect of policies on competition. Indeed, market power may not only reflect the characteristics of particular industries, but also policies that interfere with competition. For example, it is difficult to retain a high degree of market power in the domestic market for tradable goods without some degree of border protection: international competition would generally contest market power arising from a strong position in the domestic market.

How to classify industries into market structure clusters

The taxonomy of market structures outlined above² can be used to classify industries. The approach relies on two main industry indicators: the level of set-up costs, and the degree of R&D intensity. Following Sutton (1991), set-up costs in an industry can be taken as the capital costs of constructing a single plant of 'minimum efficient scale' (K_M). Given that this data is not available systematically, the assumption made is that the minimum efficient scale corresponds to the output of the median firm. Moreover, the capital-output ratio of the median firm is assumed to be the same as for the industry as a whole:

$$\frac{K_M}{Q_M} = \frac{K}{Q} \quad (1)$$

Where Q_M stands for the value of output of the median firm, Q for total value of industry output and K for industry capital. Using (1), the ratio of set-up costs relative to market size (SCR) in a given industry is:

$$SCR = \frac{K_M}{Q} = \frac{K \cdot Q_M}{Q^2} \quad (2)$$

These set-up costs are assumed to be proportionate to sunk costs, in a way that does not vary across industries. Therefore, the SCR can be interpreted as indicating how high are the barriers to entry, which in turn explains tendencies towards fragmentation or segmentation observed across industries.

The second indicator used to classify industries by market structure is $R\&D$ intensity ($R\&D$ outlays/Gross output). The previous section suggested that firms could achieve product differentiation either through expenditure on $R\&D$ or on advertising. This paper focuses mainly on $R\&D$ intensity for two reasons. Firstly, data on advertising by industry and country is not sufficiently available (some evidence on advertising intensity in the United Kingdom is discussed below). More importantly, expenditure on $R\&D$ is believed to have spillovers for economic developments that are absent in differentiation purely based on advertising. The measure of $R\&D$ intensity is computed as the ratio of industry $R\&D$ expenditure to industry output ($R\&D/Q$). Both the SCR and the $R\&D$ intensity indicators were normalised by their value across all industries. This normalisation is needed to facilitate comparison across countries (see Data Annex).

The two indicators were used to classify 36 manufacturing sectors of the OECD STAN Database into the four market structure groupings. Comparable data on size distribution of enterprise by sectors was only available for the G-5 countries that are used as a benchmark. The results are presented in Table 2.2. Industries were first ranked industries by the SCR indicator. Comparisons with qualitative information on market structures are also provided in the table. The two sources of information are remarkably coherent and hence the qualitative information was used to establish the threshold distinguishing Fragmented from Segmented structures. Following this first step, within each group, industries were ranked according to $R\&D$ intensity. The threshold used to split low from high $R\&D$ industries was the average $R\&D$ intensity for total manufacturing. An observable quantum leap in the value of the indicator at this point suggests that this is a reasonable approach.³

Table 2.2. Market structure indicators and clusters for the G-5 countries

OECD STAN		A Qualitative information	B Sunk Costs indicator ¹	C R&D Intensity ¹
Low Sunk costs, low-R&D (FL)				
3220	Wearing apparel	F	2	16
3810	Metal products	F	2	35
3112	Food products	F/S	3	15
3420	Printing and publishing	F	4	17
3320	Furniture	F	5	8
3560	Plastic products	F	5	57
3210	Textiles	F	5	11
3310	Wood products	F	6	7
3690	Non-metal products	F	7	39
3410	Paper products and pulp	F	14	12
3230	Leather products	F	15	13
3240	Footwear	F	19	14
High sunk costs, low R&D (SL)				
3130	Beverages	F/S	41	29
3720	Non-ferrous metals	S	126	54
3610	Pottery and china	F/S	133	50
3620	Glass products	S	139	43
3550	Rubber products	S	154	66
3710	Iron and steel	S	157	40
3841	Shipbuilding and repair	S	169	69
3530	Petroleum refineries	S	858	36
3140	Tobacco products	S	921	30
Low sunk costs, high R&D (FH)				
3829	Non-electrical machinery and equipment	F	3	105
3900	Other manufacturing	F	4	111
3850	Professional goods	F	19	276
High sunk costs, high R&D (SH)				
3839	Electrical machinery and equipment	S	32	154
3510	Industrial chemicals	S	81	131
3522	Drugs and medicines	S	88	612
3529	Chemical products	F/S	90	141
3843	Motor vehicles	S	96	136
3832	Radio, TV and communications equipment	F/S	96	589
3540	Petroleum and coal products	S	114	123
3849	Other transport equipment	F/S	164	111
3844	Motorcycles and bicycles	S	182	116
3845	Aircraft	S	192	604
3825	Office and computing machinery	F/S	390	488
3842	Railway equipment	S	512	117

1. Average indicators computed for the G-5 countries (France, Germany, Japan, United Kingdom and United States), and normalised (total manufacturing=100).

A: Based on descriptive information from the EU, *Panorama of EU industries*; F = fragmented, S = segmented, F/S = sectors with a mixture of both large firms and a significant group of small firms.

B: Estimate of minimum efficient scale multiplied by capital intensity (Sutton, 1991).

C: R&D outlays per gross output.

Sources: OECD, STAN Database, van Ark and Monnikhof (1966) and authors' calculations.

The analysis is validated by the fact that the ranking of these market structure indicators is highly correlated across countries (see Table 2.3).⁴ In relative terms, the industries that face large entry costs or have a high R&D intensity in one country also display a similar relative position in other countries. In other words, the forces that drive industries to a particular market structure seem to be universal. Since this strong result is likely to be the consequence of international trade and competition, the analysis for OECD countries can reasonably offer a benchmark for other countries open to international competition.

Table 2.3. **Stability of market structure indicators across countries**
Spearman rank correlation¹

Sunk cost indicator	France	Germany	Japan	United Kingdom	United States
France
Germany	0.67
Japan	0.55	0.34
United Kingdom	0.52	0.73	0.52
United States	0.59	0.70	0.59	0.72	..
R&D indicator					
France
Germany	0.87
Japan	0.86	0.78
United Kingdom	0.84	0.67	0.70
United States	0.87	0.79	0.74	0.81	..

1. Two-tailed critical value at 1% level = 0.432. From Newbold (1991).
Source: Authors' calculations.

All else being equal, one would expect countries with relatively smaller stocks of physical and human capital to be less able to compete in the high-R&D clusters. Likewise, countries that have access to relatively large supplies of low-skilled labour and standard technologies should be more competitive in the low-R&D clusters. Similarly, these countries should find it easier to enter into fragmented rather than segmented industries.

In addition to the endogenous entry barriers described above, there are other features of competition that affect the ability of firms to enter a market. These relate notably to the existence of production networks and large advertising expenditures incurred by firms seeking to differentiate themselves. If the degree of intra-firm trade is a proxy for the presence of international production networks, then Table 2.4 shows that these networks are concentrated in high R&D sectors. Therefore, for a firm successfully to enter the market in a high R&D cluster it has to become part of an

international production network. This can occur through joint ventures, sub-contracting and, most importantly, foreign direct investment (FDI). Advertising serves a dual purpose; it seeks both to inform consumers about product differences that arise from research and development, and to persuade consumers that what could be seen as essentially homogenous products are in fact differentiated. The food sector provides a good illustration. Hence, high advertising intensity can be found not only in high R&D sectors, but also in sectors where mainly price competition prevails (Table 2.5). In both cases, these endogenous barriers make it difficult for a firm in an emerging market to penetrate external markets.

Table 2.4. Production networks: intensity of intra-firm trade,¹ 1998
Percentage of total trade

SIC 3	Manufacturing industries	Share of intra-firm trade	Memorandum item: share of Sectoral trade in total trade
S34	Motor vehicles	76.4	12.1
S24_23	Drugs and medicines	69.0	1.6
S32	Radio, TV and communication equipment	38.8	9.3
S24	Chemical products	34.0	7.9
S30	Office, accounting and computing machinery	31.3	7.7
S25	Rubber and plastic products	25.0	2.1
S29_30	Non-electrical machinery and equipment	22.0	17.0
S33	Medical, precision, opt. instruments	18.6	4.0
S28	Fabricated metal products	17.1	2.0
S26	Non-metallic mineral products	16.4	1.1
S15_16	Food, beverages and tobacco	15.1	3.9
S31	Electrical machinery and apparatus n.e.c.	14.5	4.3
S21	Paper and products	12.8	1.8
S27	Basic metals	11.5	3.8
S20	Wood and wood products, except furniture	9.8	1.2
S22	Printing, publishing and recorded media	5.3	0.8
S10_14	Mining and quarrying	4.3	3.5
S35	Other transport equipment	2.6	5.9
S17_19	Textiles, wearing apparel, leather, footwear	2.5	6.5
S01_05	Agriculture, hunting and forestry, fishing	1.8	3.0
S23	Refined petroleum and coal products	n.a.	1.4
S36	Furniture, manufacturing n.e.c.	n.a.	4.2
S37	Recycling	n.a.	n.a.
S40_99	Other non manufacturing	n.a.	0.0
S01_99	Total Business Enterprise	40.1	100.0

1. Inward and outward intra-firm trade for US companies.
Source: OECD.

Table 2.5. Advertising intensity by sector, United Kingdom, 2000

	Intensity	Volume
Drugs and medicines	641	2.3
Chemical products nec	584	12.1
Plastic products	414	3.4
Radio, TV and communications equipment	319	6.2
Professional goods	296	1.0
Paper products and pulp	294	2.2
Printing and publishing	258	6.0
Motor vehicles	218	17.9
Furniture	188	3.0
Food products	127	15.1
Machinery and equipment nec	118	0.3
Textiles	111	1.1
Electrical machinery nec	107	1.2
Office and computing machinery	102	0.0
Motorcycles and bicycles	94	0.2
Beverages	84	11.0
Metal products	69	0.1
Footwear	53	0.7
Other manufacturing	36	0.5
Other transport equipment	29	0.3
Tobacco products	25	0.9
Wearing apparel	20	1.4
Petroleum and coal products	5	0.2

Note: Intensity = advertising/sales ratio, with 100 being the average for total manufacturing.

Volume = share of advertising expenditure in total costs (per cent).

Source: Advertising Statistics Yearbook 2001.

In principle, this framework can also encompass primary sectors (agriculture and raw materials), but owing to the lack of sufficiently detailed data it was not possible to compute the same indicators as for manufacturing. A qualitative judgement was followed instead. As the supply of agricultural products by and large characterised by a large number of producers offering relatively homogeneous goods, the agricultural sector was classified in the Fragmented, low-R&D cluster. This is a crude approximation, as some segments of the agricultural sector can be relatively

concentrated. Conversely, the supply of raw materials typically requires high initial investments and is carried out by a few large firms. These industries are therefore classified in the Segmented, low-R&D cluster. Given these simplifying assumptions, the investigation of trade specialisation in the following section shows results for primary products separately.

A final point concerns the availability of skilled labour. Even in the absence of barriers, countries may be unable to specialise in sectors requiring high numbers of skilled workers. Table 2.6 confirms that high-R&D sectors employ a higher proportion of skilled workers. High skills are likely to be a particular feature of the Fragmented, high-R&D cluster, since small firms depend on innovation and development for the creation of product niches to stay in the market. This requires an environment supporting and sustaining entrepreneurship, and encouraging labour training.

Table 2.6. Intensity of skilled labour by sector, 1998
Percentage share of skilled employees in the labour force

Office machinery, computers	53
Coke, petroleum products	38
Radio, television and communication equipment	35
Chemicals	33
Medical and optical instruments	33
Publishing, printing	29
Other transport equipment	27
Electrical machinery n.e.c.	21
Machinery and equipment n.e.c.	19
Tobacco	17
Motor vehicles	14
Basic metals	14
Rubber and plastics products	14
Other non-metallic mineral products	13
Food products and beverages	12
Pulp, paper and paper products	11
Metal products, except machinery and equipment	11
Textiles	10
Wood, except furniture	8
Wearing apparel, dyeing of fur	6
Dressing of leather, luggage	4

Note: The data is based on the OECD/DEELSA classification of employees across nine skill levels. The share of skilled workers is defined as the share top-3 skill categories in total employment. The average skilled workers for total manufacturing is 20.1.

Source: OECD.

Interaction between policy-induced barriers and market structures

In addition to endogenous entry barriers, policy-induced or exogenous barriers also shape competition in international markets. Notably, agricultural and agro-food markets are strongly distorted by the existence of high trade barriers (see Table 2.A1.3 in the Data Annex). These barriers are often higher for processed, hence more differentiated, products than for commodities.⁵ During implementation of the Uruguay Round, tariff reductions on primary products have exceeded reductions on processed food products. Concerning the manufacturing sector, it is noticeable that both tariffs and non-tariff barriers (NTBs) are concentrated in the Low-R&D clusters (see Table 2.7). But they act in different ways depending on whether markets are fragmented or segmented. Tariffs are noticeably higher in the Fragmented, low-R&D markets, where competition is mainly by price.

The effect of tariffs is reinforced by the presence of pervasive NTBs that also affect the segmented cluster, dominated by large firms, where competition is typically by quantity in order to benefit from economies of scale or scope. Indeed, when goods are relatively homogeneous and prices are determined at the world level, NTBs can be very effective in protecting domestic producers. In the importing country, they reinforce domestic producers' market power by supporting the volume of production, while producers in the exporting country are in a position to benefit by exploiting their quotas or voluntary export restraints (VERs). In the specific case of anti-dumping, firms typically need to be large in order for lobbying governments to undertake actions on their behalf and products have to be comparable.

Table 2.7. Summary of manufacturing tariffs¹ and non-tariffs² by market structure cluster

	Low sunk costs (dominance of small firms)	High sunk costs (dominance of large firms)
Low R&D	Tariff: 10 Non-tariff: 38; 36; 29	Tariff: 8 Non-tariff: 28; 19; 9
High R&D	Tariff: 3 Non-tariff: 3; 4; 1	Tariff: 4 Non-tariff: 5; 4; 3

1. Average applied tariff rate 1996, weighted by import values in USD, for the EU, Japan and the United States.

2. Proportion of tariff lines subject to non-tariff barriers, weighted by number of tariff lines, for the EU, Japan and the United States; respectively for 1988, 1993 and 1996.

Source: UNCTAD and OECD.

The evolving structure of trade specialisation: a comparative approach

Measuring revealed comparative advantage

The Ricardian principle of comparative advantage is a genuinely general equilibrium concept, which holds across all types of market structure, whether markets are perfect or imperfect, distorted or not. In this paper an index of revealed comparative advantage (*RCA*) is used to explore the pattern of specialisation in Argentina, Brazil and Chile in comparison with that of Ireland, Korea and Mexico. This indicator follows Neven (1995), and is computed as the difference between a sector's share in total exports and its share in total imports, as follows:

$$RCA_i = \left(\frac{X_i}{\sum_n X_i} - \frac{M_i}{\sum_n M_i} \right) \cdot 100, \text{ and } \sum_n RCA_i = 0. \quad (3)$$

Where *X* and *M* stand respectively for exports and imports, *i* for the sector of activity, and *n* for the number of sectors. The maximum and minimum values of the index are 100 and -100, attained in the case where there is complete trade specialisation and only two goods. In practice, for developed countries, the value of the index rarely exceeds 10. Note that the *RCA* is based on both exports and imports under the theoretical condition of balanced trade. In this it differs from the more usual Balassa indicator, which takes only exports into account. Looking exclusively at one side of trade flows is not desirable, given the increasing importance of intra-industry trade at the sectoral level. Indeed, it is straightforward to derive an index of intra-industry trade (*IIT*) from the *RCA*s, as follows:

$$IIT = \left(100 - \frac{1}{2} \sum_n |RCA_i| \right) \quad (4)$$

Noteworthy is that the *IIT* index is equivalent to the usual Grubel-Lloyd index of intra-industry trade corrected for any aggregate trade imbalance (Aquino, 1978).

Patterns of specialisation by market structure clusters

The following analysis uses a harmonised data set for international trade, divided into 72 product categories, produced by the French institute CEPII (see the description of the data in Annex 2.A1). As an introduction to the patterns of specialisation in the A-B-C and IKM groups, Table 2.8 sets out the top-10 RCAs for 1970 and 2000.⁶ A striking difference emerges between the two groups. In Argentina, Brazil and Chile the top RCAs remained concentrated in primary goods, though the value of the RCAs fell, indicating greater diversification of trade. The only notable exception is the iron and steel sector in Brazil.

Table 2.8. Composition of RCAs¹ in 1970 and 2000, by country

Argentina		1970			2000
JA	Cereals	29.19	IB	Crude oil	10.16
KC	Meat	17.35	JA	Cereals	9.84
KD	Preserved meat/fish	7.37	KG	Animal food	9.12
KG	Animal food	6.74	KB	Fats	7.01
JC	Non-edible agricultural products	6.23	JB	Other edible agricultural products	6.32
KB	Fats	5.09	KC	Meat	4.93
JB	Other edible agricultural products	3.26	IH	Refined petroleum products	3.68
DE	Leather	1.73	IC	Natural gas	1.87
KF	Sugar	0.97	DE	Leather	1.77
KA	Cereal products	0.47	CB	Tubes	1.03
HB	Non ferrous ores	0.13	KH	Beverages	0.91
DC	Knitwear	0.01	HB	Non ferrous ores	0.80
II	Electricity	0.01	KF	Sugar	0.72
NA	Jewellery, works of art	0.01	KA	Cereal products	0.65
FP	Domestic electrical appliances	0.01	JC	Non-edible agricultural products	0.38
NB	Non-monetary gold	0.00	FU	Commercial vehicles	0.35
EB	Furniture	0.00	CA	Iron Steel	0.34
GI	Rubber articles (incl. tyres)	-0.01	KD	Preserved meat/fish	0.12
IG	Coke	-0.02	KI	Manufactured tobaccos	0.06
KI	Manufactured tobaccos	-0.05	NB	Non-monetary gold	0.03
Brazil		1970			2000
JB	Other edible agricultural products	38.30	JB	Other edible agricultural products	8.13
JC	Non-edible agricultural products	10.95	HA	Iron ores	6.84
HA	Iron ores	9.74	CA	Iron Steel	5.24
KF	Sugar	6.08	DE	Leather	3.67
KC	Meat	3.00	KG	Animal food	3.13
KG	Animal food	2.88	EC	Paper	3.05
KE	Preserved fruits	1.68	KF	Sugar	2.89
HB	Non ferrous ores	1.59	KH	Beverages	2.44
EA	Wood articles	0.94	KC	Meat	2.29
DE	Leather	0.82	NV	N.e.s. products	1.69
NA	Jewellery, works of art	0.75	EA	Wood articles	1.12
KB	Fats	0.64	JC	Non-edible agricultural products	1.00
KH	Beverages	0.36	CC	Non ferrous metals	0.89
NV	N.e.s. products	0.09	NB	Non-monetary gold	0.69
KI	Manufactured tobaccos	0.04	KE	Preserved fruits	0.65
DD	Carpets	0.04	KD	Preserved meat/fish	0.65
EB	Furniture	0.03	EB	Furniture	0.58
DC	Knitwear	0.02	HC	Unprocessed minerals n.e.s.	0.54
FH	Arms	0.02	BB	Ceramics	0.36
NB	Non-monetary gold	0.00	DD	Carpets	0.35

Table 2.8. Composition of RCAs¹ in 1970 and 2000, by country (continued)

Chile		1970			2000
CC	Non ferrous metals	67.25	CC	Non ferrous metals	27.94
HA	Iron ores	9.72	HB	Non ferrous ores	13.94
HB	Non ferrous ores	6.37	JB	Other edible agricultural products	8.16
EC	Paper	2.02	KC	Meat	6.54
KG	Animal food	1.15	EC	Paper	4.62
HC	Unprocessed minerals n.e.s.	0.97	JC	Non-edible agricultural products	4.24
KD	Preserved meat/fish	0.47	KH	Beverages	3.34
KH	Beverages	0.12	KE	Preserved fruits	1.34
NA	Jewellery, works of art	0.01	HA	Iron ores	1.10
NB	Non-monetary gold	0.00	KD	Preserved meat/fish	1.02
II	Electricity	0.00	KG	Animal food	0.84
KI	Manufactured tobaccos	-0.01	EA	Wood articles	0.80
EB	Furniture	-0.02	NV	N.e.s. products	0.72
BA	Cement	-0.02	GA	Basic inorganic chemicals	0.70
KA	Cereal products	-0.04	NB	Non-monetary gold	0.47
DC	Knitwear	-0.04	GC	Basic organic chemicals	0.39
FH	Arms	-0.05	HC	Unprocessed minerals n.e.s.	0.28
EA	Wood articles	-0.07	ED	Printing	0.12
FP	Domestic electrical appliances	-0.12	KA	Cereal products	0.03
IG	Coke	-0.14	IG	Coke	0.00
Mexico		1970			2000
JB	Other edible agricultural products	20.23	IB	Crude oil	9.40
KC	Meat	7.71	FT	Cars and cycles	8.83
JC	Non-edible agricultural products	7.69	FM	Consumer electronics	3.88
KF	Sugar	6.33	FO	Computer equipment	3.62
CC	Non ferrous metals	3.80	FU	Commercial vehicles	2.65
HC	Unprocessed minerals n.e.s.	3.51	FN	Telecommunications equipment	2.34
IB	Crude oil	2.41	DB	Clothing	2.18
HB	Non ferrous ores	1.65	DC	Knitwear	1.39
KE	Preserved fruits	1.56	EB	Furniture	1.37
NV	N.e.s. products	1.20	JB	Other edible agricultural products	1.02
DE	Leather	0.98	KH	Beverages	0.85
EA	Wood articles	0.84	FQ	Electrical equipment	0.79
GA	Basic inorganic chemicals	0.65	FI	Precision instruments	0.49
DA	Yarns fabrics	0.57	FP	Domestic electrical appliances	0.44
EE	Miscellaneous manuf. articles	0.53	BA	Cement	0.11
KH	Beverages	0.37	DD	Carpets	0.08
KD	Preserved meat/fish	0.33	BC	Glass	0.04
NA	Jewellery, works of art	0.29	HC	Unprocessed minerals n.e.s.	0.02
ED	Printing	0.24	GG	Plastics	0.01
EB	Furniture	0.20	NA	Jewellery, works of art	0.01

Table 2.8. Composition of RCAs¹ in 1970 and 2000, by country (continued)

Ireland		1970			2000
KC	Meat	15.53	GC	Basic organic chemicals	17.80
	Other edible agricultural products		FO	Computer equipment	5.88
JB		7.32	GF	Pharmaceuticals	4.10
KB	Fats	6.32	EE	Miscellaneous manuf. articles	3.87
NV	N.e.s. products	3.50	GE	Toiletries	2.28
KD	Preserved meat/fish	3.30	KC	Meat	1.58
HB	Non ferrous ores	3.25	KE	Preserved fruits	1.18
KF	Sugar	2.52	KB	Fats	0.94
KH	Beverages	2.00	HB	Non ferrous ores	0.22
DB	Clothing	1.41	FI	Precision instruments	0.12
DE	Leather	1.35	KD	Preserved meat/fish	0.07
FI	Precision instruments	1.16	HC	Unprocessed minerals n.e.s.	0.03
HC	Unprocessed minerals n.e.s.	1.13	GG	Plastics	0.02
DC	Knitwear	0.98	IG	Coke	0.00
DD	Carpets	0.64	II	Electricity	-0.01
GF	Pharmaceuticals	0.55	KI	Manufactured tobaccos	-0.02
FL	Electronic components	0.37	FH	Arms	-0.02
GI	Rubber articles (incl. tyres)	0.29	NB	Non-monetary gold	-0.03
FP	Domestic electrical appliances	0.29	HA	Iron ores	-0.03
KA	Cereal products	0.28	FJ	Clockmaking	-0.06
BC	Glass	0.24			
Korea		1970			2000
EE	Miscellaneous manuf. articles	12.52	FT	Cars and cycles	7.52
DB	Clothing	11.59	FO	Computer equipment	6.21
DC	Knitwear	11.08	DA	Yarns fabrics	4.55
EA	Wood articles	10.97	FV	Ships	4.13
DA	Yarns fabrics	5.17	FN	Telecommunications equipment	3.66
KC	Meat	4.23	GH	Plastic articles	2.60
	Other edible agricultural products		FL	Electronic components	2.41
JB		2.94	IH	Refined petroleum products	2.40
DE	Leather	2.79	FM	Consumer electronics	1.75
HB	Non ferrous ores	2.66	DC	Knitwear	1.02
FL	Electronic components	1.76	FP	Domestic electrical appliances	0.96
DD	Carpets	1.03	DE	Leather	0.94
KD	Preserved meat/fish	0.79	GI	Rubber articles (incl. tyres)	0.76
FM	Consumer electronics	0.49	DD	Carpets	0.69
BA	Cement	0.48	FU	Commercial vehicles	0.66
IA	Coals	0.46	DB	Clothing	0.63
GB	Fertilizers	0.42	GG	Plastics	0.51
KE	Preserved fruits	0.33	FF	Construction equipment	0.48
NA	Jewellery, works of art	0.31	FB	Miscellaneous hardware	0.45
GI	Rubber articles (incl. tyres)	0.24	NB	Non-monetary gold	0.39
HC	Unprocessed minerals n.e.s.	0.14			

1. RCA: Revealed comparative advantage indicator ($X_i/\Sigma(X_i) - M_i/\Sigma(M_i)$).

Source: CEPIL, CHELEM database.

In the IKM group, there were marked changes in the structure of revealed comparative advantages. From a structure of specialisation characterised by primary products, Ireland and Mexico have evolved towards a specialisation based on manufactured products. Within the manufacturing sector, industries such as motor vehicles, consumer electronics, computer equipment, chemicals and pharmaceuticals have emerged. Not having sizeable endowments of natural resources, Korea has been consistently specialised in the manufacturing sector. Nonetheless, there has been an important change away from labour-intensive towards capital and R&D intensive industries.

The evolution of specialisation according to market structure clusters deserves a separate consideration. For each country, Figure 2.1 first displays the *RCA* for agriculture, raw materials and manufacturing. It then decomposes the *RCA* for manufacturing into the four clusters described above. Unsurprisingly, the A-B-C group has consistently specialised in the clusters characterised by low R&D intensity, where competition in world markets is mainly defined by prices or quantities, with relatively homogenous goods, and trade barriers in OECD countries were the highest (Table 2.7). For the manufacturing sector, the highest *RCA* is concentrated in the Segmented, low-R&D cluster.

Figure 2.1. Structure of trade specialisation by market structure clusters¹

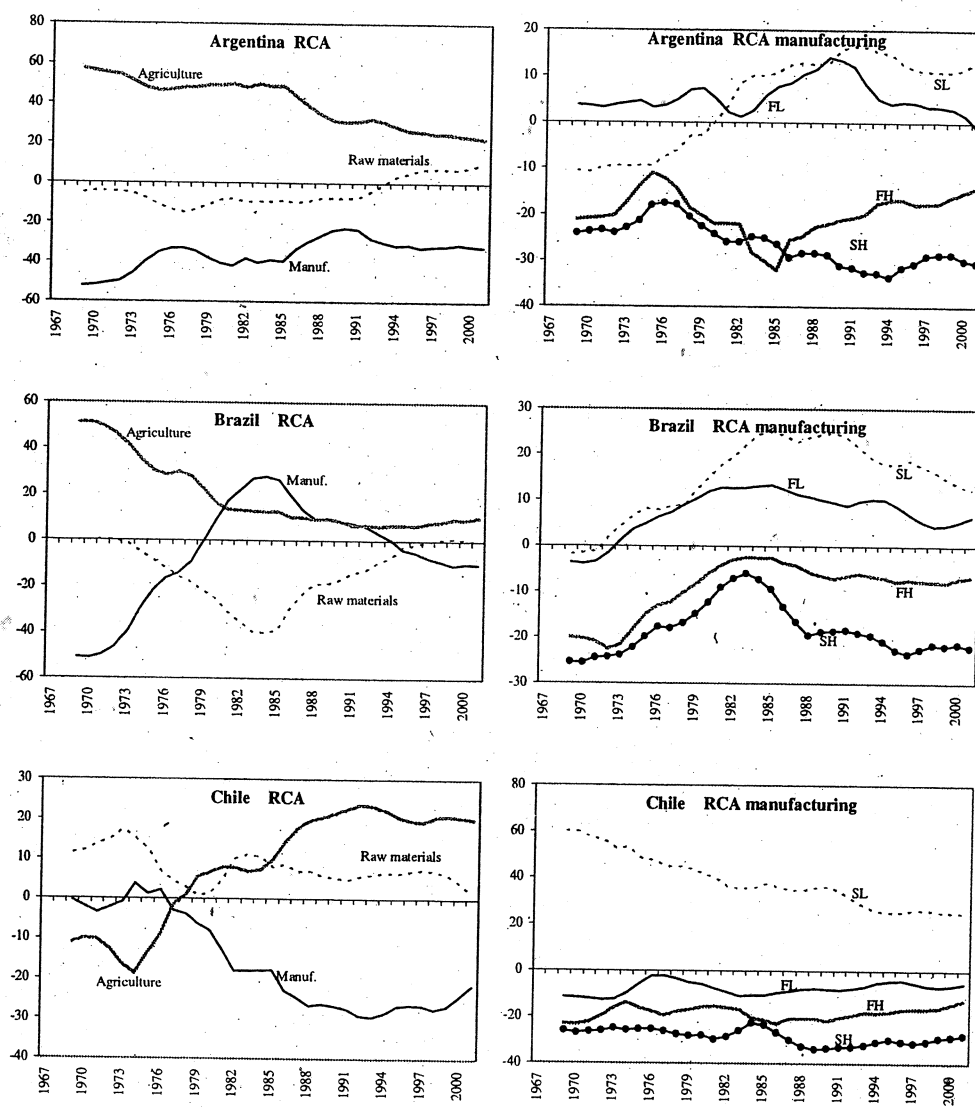
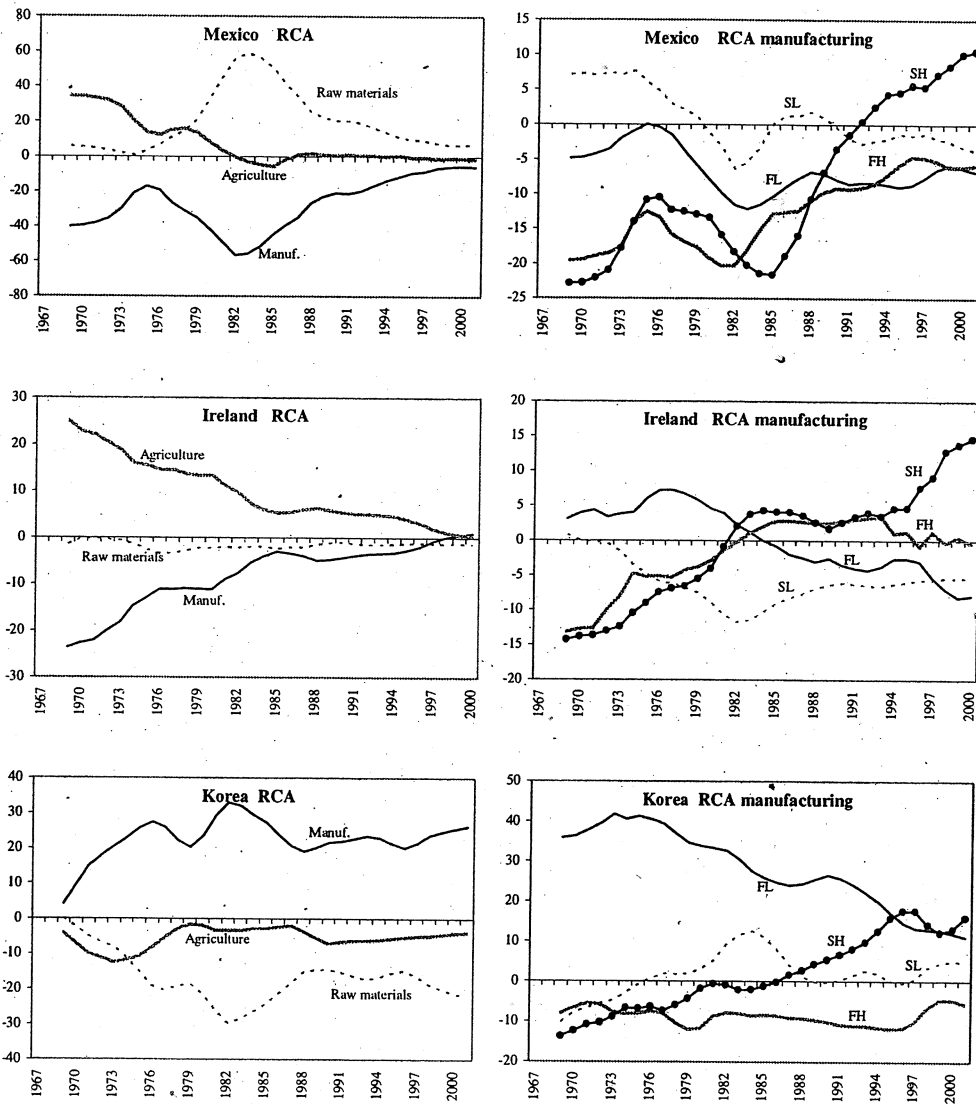


Figure 2.1. Structure of trade specialisation by market structure clusters¹
(continued)



1. Revealed comparative advantage indicator $(X_i/\sum(X_i) - M_i/\sum(M_i))$.

Note: FH: Fragmented, High R&D; FL: Fragmented, Low R&D; SH: Segmented, High R&D; SL: Segmented, Low R&D.

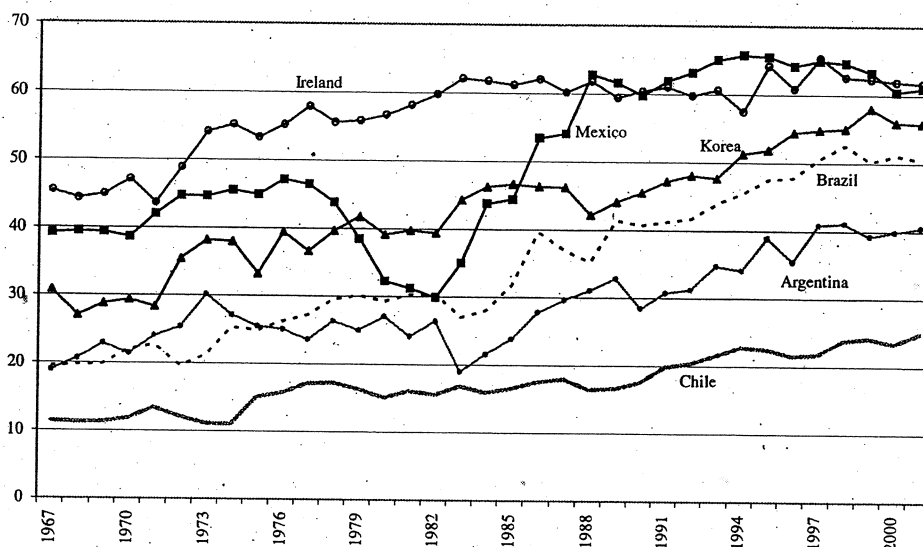
Source: CEPII, CHELEM data base (see Data Annex).

The dynamics of specialisation in Brazil deserves to be singled out. A strong trend increase during the 1970s in the *RCA*s for the segmented, low R&D cluster was subsequently reversed. The initial increase was largely driven by state-led industrialisation in support of domestic heavy industries. But the debt crisis of 1982 severely reduced the ability of Brazil to draw on foreign capital to finance its rapid industrialisation. Earlier increases in the *RCA*s for the high-R&D clusters were also reversed. Following the trade liberalisation policies of the early 1990s, the forces of comparative advantage being at work, the structure of trade in Brazil had reverted to specialisation in primary products by the end of the decade.

In IKM an opposite development took place. The R&D-intensive clusters, particularly the industries dominated by large firms, replaced traditional specialisation. This allowed IKM to evolve towards patterns of specialisation closer to those in more advanced OECD countries.

Finally, these specialisation patterns need to be seen against the background of growing intra-industry trade, as measured by means of the *IIT* indicator (Figure 2.2). Intra-industry trade has lessened dependence on homogenous products, with one-way trade that was typical at the beginning of the period under review. Such developments occurred in all six countries, but in the IKM group the intensity of intra-industry trade has consistently been much higher than in A-B-C. Chile shows the lowest intensity of intra-industry trade, being exceptionally dependent on a single homogenous good (copper).

Figure 2.2. Evolution of intra-industry trade by country

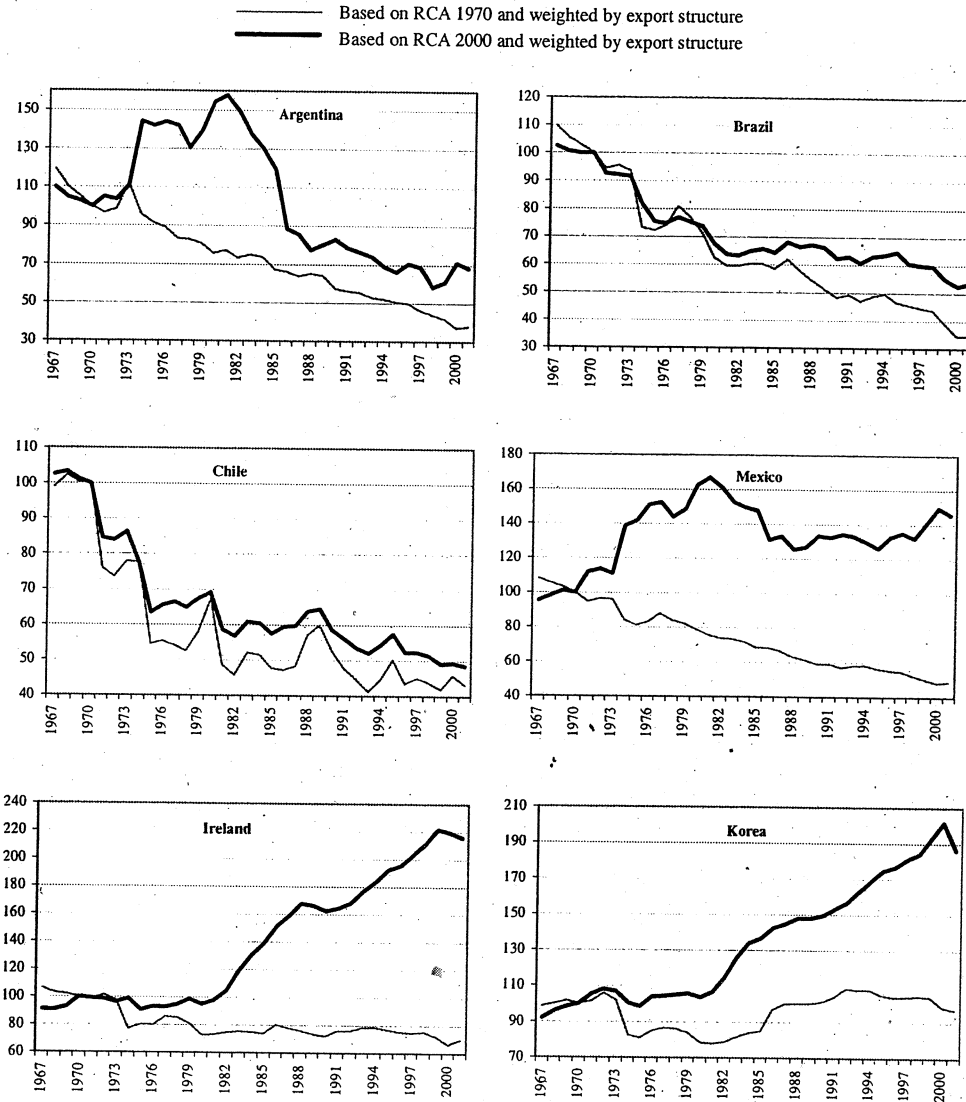


Source: CEPII, CHELEM database.

Adaptation to international demand and export performance

Generating export revenues depends on both the dynamics of demand and the ability of a country to gain market shares in world trade. To evaluate the adaptation of a country's export structure to international demand, the share in world trade of those goods corresponding to the top-20 RCAs for each country in 1970 and 2001 (Figure 2.3) was computed. An increased share shows that a given product basket better matches evolving international demand.

Figure 2.3. Evolution of world export markets based on country RCAs¹
1970=100



1. RCA: Revealed comparative advantage indicator $(X_i/\sum(X_i) - M_i/\sum(M_i))$.

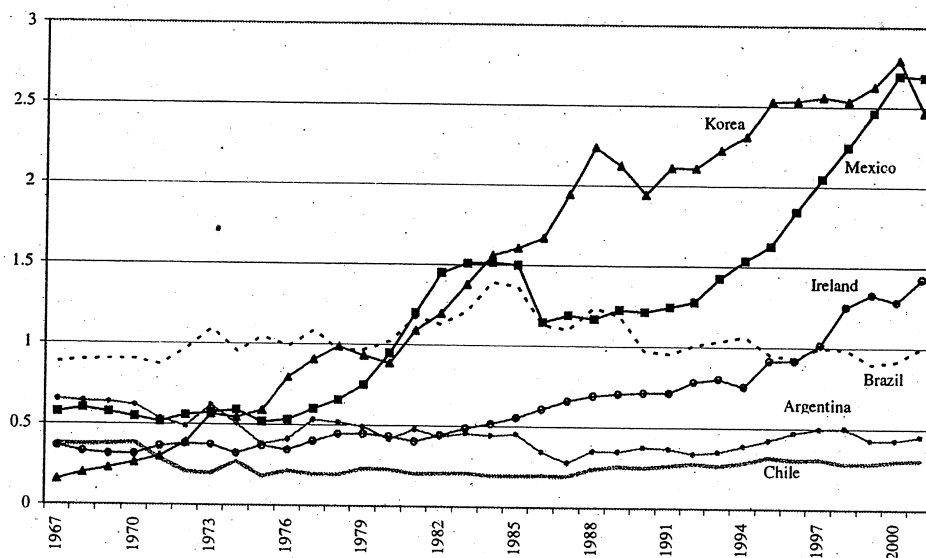
Note: Average share in world trade of products corresponding to the top-20 comparative advantages in 1970 and 2000 for each country. This average was weighted by the structure of exports of each country, for the 2 chosen years.

Source: CEPII, CHELEM database.

There is again a revealing contrast between the A-B-C and the IKM groups. For Argentina, Brazil and Chile, both the RCA baskets in 1970 and in 2000 show a declining trend. This means that the products corresponding to the main revealed comparative advantages of A-B-C are losing importance in terms of world trade. In Ireland, Korea and Mexico, the same pattern applies for the RCA baskets of 1970, but the 2000 RCA baskets follow a different path. For Ireland and Korea, they display a rising share in world trade. For Mexico, the 2001 RCA basket increased its share in world trade and then stabilised. These trends imply, *ceteris paribus*, that changing trade specialisation in IKM has provided more opportunities to generate export revenues compared to the situation characterised by their comparative advantages in the early 1970s.

In order to verify this point, Figure 2.4 displays the exports shares of each country in world trade. From 1970 to 2001, market shares for A-B-C stagnated whereas those of IKM have increased significantly. Within the A-B-C group, Chile has actually been rather successful in increasing its market share for agricultural goods.⁷ However, this was not sufficient to compensate for the effects of the overall decline of this type of product in world trade.

Figure 2.4. **Export performance**
In percentage of world exports



Source: CEPII, CHELEM database.

Summary and insights for policy

The evolution of specialisation across industries interacts with the nature of competition. A taxonomy developed in this chapter allows us to aggregate sectors by different types of competition coherent with their microeconomic fundamentals. This taxonomy singles out a number of barriers that are either endogenous to the competition process or that result from trade policies. The existence of these barriers can make it difficult for firms to enter international markets.

When comparing the specialisation and market performance of Argentina, Brazil and Chile, with that of Ireland, Korea and Mexico, a striking contrast emerges. Apart from an increased share of intra-industry trade during the last decades, there was no significant change in specialisation within the A-B-C group, whereas in IKM the migration towards more differentiated products, *R&D*-intensive products, was noticeable.

Market integration effects, through joint trade and investment flows, are key in explaining IKM's evolution. Mexico's evolving specialisation is clearly related to the creation of NAFTA and associated market integration within North America. Ireland also fully benefited from the large European market. Korea has been for a long time exposed to competition in international markets and foreign investments.

In this regard, an important observation is that there is a mutually reinforcing effect between trade and capital flows through increased intra-industry trade (the so-called Complementarity Theorem). Noticeably, the production of highly differentiated products by large firms tends to be strongly integrated in production networks and global supply chains, which make them more responsive to demand and facilitate market access. It is difficult for an individual producer to penetrate these networked industries. This is often only possible through foreign investments or other forms of partnership. In innovative markets dominated by smaller firms, the conditions for entrepreneurial development, labour training and agglomeration effects are important determinants of competitiveness.

Market structures matter for economic development. World exports of highly differentiated products have grown faster than traditional exports. In addition, industries with high product differentiation typically have strong externalities in terms of external returns to scale, technological diffusion and labour skills (Sutton, 2001). In emerging markets, specialisation in homogeneous product industries can generate high growth rates but these gains decelerate as industries converge to the international production frontier. For products characterised by strong product or process innovation,

or external economies, the production frontier is pushed continuously outward. A-B-C have not benefited from the spillovers of market integration, while being penalised by the pervasive trade barriers against products in which they naturally have strong comparative advantages.

This conclusion requires, however, some *caveats*. Firstly, under strong regional integration, business cycles in the leading countries are transmitted rather quickly, and in some cases amplified, to the periphery (as often the peripheral country has the role of residual producer). In some sense, volatility from reliance on a single product could be replaced by fluctuations in the main partner country, as illustrated by the recent experience of Mexico. This suggests that *regional* integration, in order to benefit from network externalities in production and access to markets, and *multilateral* integration, to dampen the effects of shocks from specific countries, are both needed.

Secondly, the fact that emerging markets are exporting high-technology products needs to be gauged against their domestic *R&D* intensity. Indeed, the well-known phenomenon of Mexican *maquilladoras* illustrates how domestic enterprises can export a rather low value-added content embodied in high value-added products. In this case, the location of a given high-tech industry can remain very sensitive to pure price competition. The relatively low intensity of *R&D* in Mexico compared with those of Ireland and Korea (Table 2.9) thus raises some questions concerning the sustainability of the observed change in the structure of Mexican specialisation.

Finally, the above discussion should not overshadow the need for structural reforms, investing over the long run in education, and formulating policies to encourage entrepreneurship. Inevitably, these policies take time to materialise and will only progressively influence patterns of trade. In the meantime, lower barriers to trade and greater market integration seem to be the best way forward.

Table 2.9. R&D Intensity for selected industries and country

	1995	1997	1999	2000
Mexico				
Grand Total	0.04	0.04	0.07	..
Agriculture, hunting, forestry and fishing	0.00	0.00	0.00	..
Mining and quarrying	0.03	0.12	0.31	..
Total Manufacturing	0.07	0.07	0.15	..
Chemicals and chemical products	0.23	0.48	0.24	..
Chemicals excluding pharmaceuticals	0.24	0.57	0.22	..
Pharmaceuticals	0.21	0.21	0.28	..
Machinery and equipment	0.15	0.04	0.16	..
Office, Accounting and computing machinery	0.41	0.00	0.06	..
Electrical machinery and apparatus, NEC	0.19	0.07	0.15	..
Radio, television and communication equipment	0.00	0.00	0.02	..
Medical, precision and optical instruments
Motor vehicles, trailers and semi-trailers	0.05	..	0.12	..
Other transport equipment	..	0.00	0.02	..
Aircraft and spacecraft
Korea				
Grand Total	0.83	0.87	0.76	0.83
Agriculture, hunting, forestry and fishing	0.05	0.04	0.05	0.06
Mining and quarrying	0.26	0.15	0.23	0.26
Total Manufacturing	1.48	1.60	1.31	1.43
Chemicals and chemical products	1.51	1.40	1.09	1.06
Chemicals excluding pharmaceuticals	1.64	1.52	0.95	1.07
Pharmaceuticals	1.10	1.08	1.55	1.06
Machinery and equipment	4.82	5.52	4.26	4.31
Office, Accounting and computing machinery	2.17	1.28	2.02	2.06
Electrical machinery and apparatus, NEC	1.22	1.14	2.03	1.62
Radio, television and communication equipment	4.52	5.72	4.87	4.67
Medical, precision and optical instruments	1.20	1.57	0.97	1.69
Motor vehicles, trailers and semi-trailers	3.85	4.62	2.28	2.63
Other transport equipment	1.96	1.67	0.46	1.62
Aircraft and spacecraft	18.64	11.22
Ireland				
Grand Total
Agriculture, hunting, forestry and fishing
Mining and quarrying	0.00
Total Manufacturing	0.99	0.96	0.79	..
Chemicals and chemical products	1.39	0.91	0.57	..
Chemicals excluding pharmaceuticals	0.38	0.23	0.16	..
Pharmaceuticals	4.59	3.74	2.12	..
Machinery and equipment	1.66	1.86	1.55	..
Office, Accounting and computing machinery	0.33	0.35	0.28	..
Electrical machinery and apparatus, NEC	1.77	1.83	2.10	..
Radio, television and communication equipment	7.69	6.15	4.61	..
Medical, precision and optical instruments	1.90	1.70	1.61	..
Motor vehicles, trailers and semi-trailers	1.94	2.54	1.93	..
Other transport equipment	1.06	0.87	0.65	..
Aircraft and spacecraft

Source: OECD, STAN database.

References

- Aquino, A. (1978), "Intra-Industry Trade and Inter-Industry Specialisation as Concurrent Sources of International Trade in Manufactures", *Weltwirtschaftliches Archiv*, Vol. 114, pp. 275-96.
- van Ark, B. and E. Monnikhof (1966), "Size Distribution of Output and Employment - A Data Set for Manufacturing Industries in Five OECD Countries, 1960s-1990", *Economics Department Working Papers* No. 166, OECD, Paris.
- Baldi, A.-L. and N. Mulder (2002), "The Impact of Exchange Rate Regimes on Real Exchange Rates in South America, 1990-2002", Chapter 1 in this book.
- Baumol, W., J. Panzar and R. Willig (1982), *Contestable Markets and the Theory of Industry Structure*, Harcourt Brace Jovanovitch, San Diego.
- Beath, J. and Y. Katsoulacos (1991), *The Economic Theory of Product Differentiation*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Busson, and P. Villa (1994), "Croissance et spécialisation", *Working Papers*, No. 1994-12, CEPII, Paris.
- Chamberlain, E. (1933), *The Theory of Monopolistic Competition*, Harvard University Press, Cambridge, MA.
- Dalum, B., K. Laursen, and B. Verspagen (1999), "Does Specialisation Matter for Growth?", *Industrial and Corporate Change*, Vol. 8, No. 2, pp. 267-88.
- Dixit, A. and J. Stiglitz (1977), "Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity", *American Economic Review*, Vol. 67, pp. 297-308.
- Eaton, C. and R. Lipsey (1989), "Product Differentiation", in R. Schmalensee and R. Willig (eds.), *Handbook of Industrial Organisation*, North-Holland, Amsterdam.
- Encaoua, D. (1989), "Product Differentiation and Market Structure: A Survey", *Annales d'économie et statistique*, Vol. 15/16, pp. 51-83.
- Fagerberg, J. (1988), "International Competitiveness", *Economic Journal*, Vol. 98, pp. 355-74, London.
- Gabszewicz, J. and J. Thisse (1979), "Price Competition, Quality and Income Disparities", *Journal of Economic Theory*, Vol. 20, pp. 340-59.

- Grossman, G.M. and E. Helpman (1991), *Innovation and Growth in the Global Economy*, MIT Press, Cambridge, MA.
- Inter-American Development Bank (2001), *Competitiveness: The Business of Growth*, Johns Hopkins University Press, Baltimore.
- Krugman, P. (1994), "Competitiveness: A Dangerous Obsession", *Foreign Affairs*, Vol. 73, No. 2, pp. 28-44.
- McCombie, J.S.L. and A.P. Thirlwall (1995), *Economic Growth and the Balance-of-Payments Constraint*, St Martin's Press, New York.
- Neven, D. (1995), "Trade Liberalisation with Eastern Nations: How Sensitive?", in R. Faini and R. Portes (eds), *European Trade with Eastern Europe: Adjustment and Opportunities*, CEPR, London.
- Newbold, P. (1991), *Statistics for Business and Economics*, Englewood Cliffs, Prentice Hall, NJ.
- OECD (2001), *The New Economy: Beyond the Hype; The OECD Growth Project*, OECD, Paris
- Oliveira Martins, J. (1994), "Market Structure, Trade and Industry Wages", *Economic Studies* No. 22, Spring, pp. 131-54, OECD, Paris.
- Oliveira Martins, J., S. Scarpetta and D. Pilat (1996), "Mark-ups Pricing, Market Structure and the Business Cycle", *Economic Studies*, No. 27 (II), OECD, Paris.
- Panzar, J. (1989), "Technological Determinants of Firm and Industry Structure", in R. Schmalensee and R. Willig (eds.), *Handbook of Industrial Organisation*, North-Holland, Amsterdam.
- Rivera-Batiz, L.A. and P.M. Romer (1991), "International Trade and Endogenous Technological Change", *European Economic Review*, Vol. 35, pp. 971-1004.
- Sachs, J. and A. Warner (1995), "Natural Resource Abundance and Economic Growth", *Development Discussion Papers*, No. 517a, Harvard Institute for International Development, Cambridge, MA.
- Sachs, J. and A. Warner (1997), "Natural Resource Abundance and Economic Growth", *Mimeo*, Harvard Institute for International Development.
- Shaked, A. and J. Sutton (1983), "Natural Oligopolies", *Econometrica*, Vol. 51, pp. 1469-83.
- Shaked, A. and J. Sutton (1987), "Product Differentiation and Industrial Structure", *Journal of Industrial Economics*, Vol. 36, pp. 1469-83.

- Stallings, B. and W. Peres (2000), *Growth, Employment and Equity: The Impact of Economic Reforms in Latin America and the Caribbean*, Brookings Institution Press, Washington.
- Stiglitz, J. (1987), "Technological Change, Sunk Costs and Competition", in M. Baily and C. Winston (eds.), Special Issue on Microeconomics, *Brookings Papers on Economic Activity*, pp. 883-937.
- Sutton, J. (1991), *Sunk Costs and Market Structure*, MIT Press, Cambridge, MA.
- Sutton, J. (1998), *Technology and Market Structure*, MIT Press, Cambridge, MA.
- Sutton, J. (2001), "Rich Trades, Scarce Capabilities: Industrial Development Revisited", *Working Paper*, No. EI/28, London School of Economics STICERD, London.
- World Bank (2001), *From Natural Resources to the Knowledge Economy: Trade and Job Quality*, World Bank, Washington DC.

Annex 2.A1. Data Annex

The data on trade flows are drawn from the CHELEM database produced by the French institute CEPII. A mapping of the industrial sectors found in CHELEM onto the market structure clusters found in Table 2.1 is given in Table 2.A1.1. A rough classification of agricultural and raw materials sectors into market structure clusters is given in Table 2.A1.2.

Table 2.A1.1. Market structure clusters and trade barriers for manufacturing

Low R&D	Fragmented			Segmented		
		Tariff ¹	NTB ²		Tariff ¹	NTB ²
	CB Tubes (3810)	4.9	21.6	BA Cement (3690)	1.9	2.1
	DA Yarns, fabrics (3210)	8.7	70.8	BB Ceramics (3610)	5.3	2.5
	DB Clothing (3220)	12.8	52.0	BC Glass (3620)	6.1	1.5
	DC Knitwear (3220)	13.8	42.3	CA Iron and steel (3710)	3.5	8.6
	DD Carpets (3210)	9.1	55.2	CC Non ferrous metals (3720)	3.3	6.7
	DE Leather (3230)	10.3	9.2	FV Ships (3841)	1.3	0.0
	EA Wood articles (3310)	4.9	0.0	GI Rubber articles (incl. tyres) (3550)	3.8	14.9
	EB Furniture (3320)	2.6	0.7	IH Refined petroleum products (3530)	3.7	0.0
	EC Paper (3410)	4.2	0.4			
	ED Printing (3420)	1.3	1.1	KA Cereal products (311/312)	23.5	7.2
	FA Metallic structures (3810)	3.8	0.0	KF Sugar and chocolate (311/312)	25.4	9.1
	FB Miscellaneous hardware (3810)	4.0	5.0	KI Manufactured tobaccos (3140)	49.5	0.0
	GG Plastics (3560)	2.9	3.8	KG Animal food (311/312)	21.4	4.4
	GH Plastic articles (3560)	7.7	2.1	KH Beverages (3130)	16.3	23.9
	KB Fats (milk and dairy products) (311/312)	48.5	2.8			
	KD Preserved meat/fish (311/312)	17.3	15.5			
	KE Preserved fruits (311/312)	17.1	12.9			

Table 2.A1.1. Market structure clusters and trade barriers for manufacturing (*continued*)

High R&D	Fragmented			Segmented		
		Tariff ¹	NTB ²		Tariff ¹	NTB ²
	EE Misc. manuf. articles (3900)	2.6	0.7	FL Electronic components (3839)	2.7	6.9
	FC Motors, engines, pumps etc. (3829)	2.6	0.3	FM Consumer electronics (3832)	6.9	30.0
	FD Agricultural machinery and equipment (3829)	2.0	2.8	FN Telecommunications equipment (3832)	4.0	13.0
	FE Machine tools (3829)	3.0	0.9	FO Computer equipment (3825)	1.5	0.0
	FF Construction machinery and equipment (3829)	2.0	2.1	FP Domestic electrical appliances (3839)	3.1	1.9
	FG Specialised machines (3829)	2.2	0.7	FQ Electrical equipment (3839)	2.7	5.8
	FH Arms (3829)	3.7	0.0	FR Electrical apparatus (3839)	3.7	2.2
	FI Precision instruments (3850)	2.6	1.1	FS Vehicles components (3849)	3.9	9.6
	FJ Clock-making (3850)	4.1	0.6	FT Cars and cycles (3844)	6.8	0.0
	FK Optics (3850)	4.1	0.0	FU Commercial vehicles (3843)	13.7	1.2
	NA Jewelry, works of art (3900)	3.0	0.0	FW Aeronautics (3845)	1.6	0.0
	NB Non-monetary gold (3900)	0.8	0.0	GA Basic inorganic chemicals (3510)	3.9	3.1
	NV N.e.s. products (3900)			GB Fertilizers (3510)	4.6	4.2
				GC Basic organic chemicals (3510)	6.7	1.1
				GD Paints (3529)	6.0	0.2
				GE Toiletries (3529)	4.6	0.7
				GF Pharmaceuticals (3522)	0.1	1.8

N.B. The product breakdown corresponds to the CHELEM database; numbers in parenthesis correspond to the ISIC rev2 categories.

1. Applied tariff rate, weighted by import values in USD, for the EU, Japan and United States in 1996.

2. Frequency of action under non-tariff barriers, weighted by number of tariff lines, in 1996.

Source: UNCTAD and OECD.

Table 2.A1.2. Market structure clusters and trade barriers for agriculture and raw materials

Low R&D	Fragmented		Segmented	
	Tariff ¹	NTB ²	Tariff ¹	NTB ²
JA Cereals	58.93	11.86	HA Iron ores	0.00
JB Other edible agricultural products	10.75	6.48	HB Non ferrous ores	0.36
JC Non-edible agricultural products	2.11	2.14	HC Unprocessed minerals n.e.s.	0.43
KC Meat and fish	27.16	14.57	IA Coals	0.00
			IB Crude oil	0.18
			IC Natural gas	0.53
			IG Coke	0.10
			II Electricity	0.00
High R&D				

N.B. The product breakdown corresponds to the CHELEM database.

1. Applied tariff rate, weighted by import values in USD, for the EU, Japan and United States in 1996.

2. Frequency of action under non-tariff barriers, weighted by number of tariff lines, in 1996.

Source: UNCTAD and OECD.

Table 2.A1.3. Tariffs and non-tariffs by market structure cluster⁵

	Total	Agriculture	Raw materials	Manufacturing	FH	FL	SH	SL
Tariff 1996								
Weighted applied tariff ¹	6.15	16.08	0.24	5.87	2.60	9.74	4.31	8.32
Average applied tariff ²	5.52	7.44	0.36	5.48	2.41	8.00	3.90	6.05
Applied tariff dispersion ³	9.18	18.89	1.07	7.53	2.43	7.62	4.98	12.14
Weighted bound tariff ¹	4.64	11.86	0.19	4.46	1.67	7.32	3.57	5.77
Average bound tariff ²	4.01	5.55	0.21	3.97	1.62	5.97	3.01	3.79
Bound tariff dispersion ³	7.08	14.04	0.75	5.95	2.14	6.30	4.11	9.00
NTB⁴								
1988	21.38	17.39	1.75	22.32	3.21	37.77	5.21	27.77
1993	18.94	14.22	1.75	19.92	3.48	35.53	4.31	18.92
1996	13.86	7.69	1.75	14.88	0.76	29.31	3.41	8.81

N.B. See Table 2.1 and 2.A1.1 for a definition of market structure clusters.

1. Tariff rate, weighted by USD import values, for the EU, Japan and United States.

2. Simple average tariff rate for the EU, Japan and United States.

3. Standard deviation of tariff rates.

4. Frequency of action under non-tariff barriers, weighted by number of tariff lines.

5. FH: Fragmented, high R&D; FL: fragmented, low R&D; SH: segmented, high R&D; SL: segmented, low R&D.

Source: UNCTAD and OECD.

Table 2.A1.4. Structure of specialisation over time: Argentina

Code	Title	RCA ¹				Export share		RCA ¹				Import share	
		1970	1980	1990	2001	Cumu- lative	Code	Title	1970	1980	1990	2001	cumu- lative
KG	Animal food	6.7	5.7	9.7	9.9	10.1	FN	Telecommunications equipment	-2.4	-3.6	-2.0	-4.3	4.5
JA	Cereals	29.2	21.0	9.2	7.3	9.8	GC	Basic organic chemicals	-3.9	-1.1	-7.6	-4.3	5.8
JB	Other edible agricultural prod.	3.3	12.4	11.1	8.5	8.6	FC	Engines	-4.5	-4.7	-6.5	-4.0	5.5
IB	Crude oil	-1.4	-4.6	1.0	7.4	8.6	FS	Vehicles components	-3.5	-2.0	-2.5	-1.8	5.4
KB	Fats	5.1	6.1	8.3	10.0	5.6	FO	Computer equipment	-1.0	-1.5	-2.6	-3.0	3.6
IH	Refined petroleum products	-1.1	2.3	4.0	-0.1	4.2	FR	Electrical apparatus	-2.8	-2.2	-2.6	-3.5	2.7
KC	Meat	17.3	10.2	8.3	7.0	3.7	FB	Miscellaneous hardware	-2.7	-1.9	-1.6	-2.4	3.5
IC	Natural gas	-0.4	-2.7	-4.3	-0.1	2.6	FG	Specialised machines	-5.0	-4.2	-4.1	-3.9	3.0
DE	Leather	1.7	4.8	4.9	3.9	1.6	GF	Pharmaceuticals	-0.9	-0.6	-2.4	-1.3	3.9
CB	Beverages	-0.4	-0.6	1.7	1.0	1.8	GH	Plastic articles	-1.1	-2.6	-2.3	-3.0	4.8
KB	Non ferrous ores	-0.2	0.2	1.2	1.1	0.9	EC	Paper	-4.5	-2.2	-0.1	-2.5	3.5
HU	Commercial vehicles	0.1	0.2	-0.2	-0.2	0.6	EE	Miscellaneous manuf. articles	-1.3	-2.0	-1.9	-2.1	2.5
FU	Cereal products	-1.8	-2.0	0.1	0.1	0.6	FI	Precision instruments	-1.8	-1.9	-2.2	-2.0	1.7
KA	Commercial products	0.5	0.2	3.1	2.5	0.5	FF	Construction equipment	-3.1	-3.1	-1.7	-2.3	1.6
JC	Non-edible agricultural prod.	6.2	4.1	2.8	2.6	0.4	DA	Yarns fabrics	-1.2	-1.0	-0.2	-0.4	2.1
KF	Sugar	1.0	2.8	0.8	0.2	0.4	FP	Domestic electrical appliances	0.0	-0.5	-0.3	-0.9	1.2
EB	Furniture	0.0	-0.1	0.1	-0.3	0.2	GB	Fertilizers	-0.5	-0.6	-1.5	-1.8	1.7
CA	Iron and Steel	-11.0	-2.4	1.2	-0.3	0.1	FM	Consumer electronics	-0.3	-3.2	-1.8	-0.9	1.1
NV	N.e.s. products	-0.3	-2.3	-3.7	-1.3	0.1	GE	Toiletries	-0.7	-0.1	-1.2	-0.7	2.2
NB	Non-monetary gold	0.0	0.0	0.0	0.6	0.0	GD	Paints	-0.5	-0.3	-1.8	-0.7	1.6
													62.9

1. RCA: Revealed comparative advantage indicator ($X_i/Sum(X_i)-M_i/Sum(M_i)$).
Source: CEPII, CHELEM database and OECD.

Table 2.A1.5. Structure of specialisation over time: Brazil

Code	Title	RCA ¹					Export share		RCA ¹					Import share	
		1970	1980	1990	1995	2001	1970	Cumu- lative	1970	1980	1990	1995	2001	1970	Cumu- lative
JB	Other edible agricultural prod	38.3	17.3	8.4	7.0	8.6	9.7	9.7	-8.4	-38.8	-20.0	-4.9	-4.4	-8.4	5.8
HA	Iron ores	9.7	9.5	9.1	7.2	6.4	6.4	16.0	-1.6	0.0	-1.4	-2.6	-3.0	3.5	9.3
CA	Iron and Steel	-0.8	2.2	9.4	8.0	4.0	4.8	20.8	-2.8	-1.0	-1.4	-1.1	-3.0	4.2	13.4
KF	Sugar	6.1	8.6	2.4	3.6	4.0	4.1	25.0	-6.0	-1.2	-4.2	4.4	-2.9	3.6	17.0
KG	Animal food	2.9	7.1	6.0	4.5	3.8	4.0	29.0	-3.9	-1.9	-3.6	-2.7	-2.8	4.7	21.7
DE	Leather	0.8	2.7	4.6	3.7	3.7	4.3	33.2	-2.1	-0.8	-2.3	-3.2	-2.7	5.0	26.7
KC	Meat	3.0	1.4	0.4	1.5	3.4	3.7	37.0	-2.0	-0.3	0.8	-3.5	-2.5	4.8	31.5
EC	Paper	-1.6	1.8	2.1	3.2	2.5	3.8	40.8	-1.0	-0.5	-1.4	-1.3	-2.4	2.9	34.5
NV	N.e.s. products	0.1	1.3	0.4	0.3	1.8	3.1	43.9	-2.5	-2.9	-1.5	-1.0	-2.3	2.6	37.1
KH	Beverages	0.4	1.7	4.2	2.0	1.8	2.0	45.9	2.2	-1.1	-2.3	-1.7	-2.2	2.7	39.7
JC	Non-edible agricultural prod.	11.0	1.8	0.1	0.6	1.6	2.2	48.2	-1.8	-0.5	-0.1	-1.4	-1.9	3.4	43.1
EA	Wood articles	0.9	0.7	0.8	1.2	1.2	1.3	49.4	-4.5	-2.4	-4.4	-1.7	-1.9	6.4	49.5
KD	Preserved meat/fish	-0.2	0.8	0.3	0.3	1.0	1.2	50.6	-0.3	-0.4	-1.3	-1.4	-1.9	2.1	51.6
EB	Furniture	0.0	0.1	0.1	0.5	0.6	0.9	51.5	-0.5	-0.1	-1.0	-0.7	-1.5	1.5	53.1
KE	Preserved fruits	1.7	2.1	0.5	0.4	0.6	1.0	52.5	-1.7	-5.6	-1.6	-1.8	-1.3	2.1	55.2
HC	Unprocessed minerals n.e.s.	-0.5	-0.3	0.2	0.4	0.6	0.8	53.3	-0.8	-0.7	-0.2	0.1	-1.3	2.0	57.2
FT	Cars and cycles	-0.2	1.2	0.6	-6.5	0.5	3.6	56.9	-3.5	-1.1	0.9	0.9	-1.2	4.6	61.8
NB	Non-monetary gold	0.0	0.0	0.0	0.5	0.4	0.5	57.4	-2.9	-0.3	0.0	-0.2	-1.0	1.8	63.6
DD	Carpets	0.0	0.5	0.5	0.3	0.3	0.5	57.9	-1.8	-1.2	-1.3	-1.4	-1.0	1.3	64.8
CC	Non ferrous metals	-4.9	-3.0	1.8	3.4	0.3	2.2	60.1	-1.1	-1.2	-2.4	-1.1	-1.0	1.0	65.8
IA	Coals														

1. RCA: Revealed comparative advantage indicator (Xi/Sum(Xi)/Mi/Sum(Mi)).
Source: CEPII, CHELEM database and OECD.

Table 2.A1.6. Structure of the Chilean specialisation

Code	Title	RCA ¹						Export share Cumulative	RCA ¹						Import share Cumulative			
		1970	1980	1990	1995	2000	2001		1970	1980	1990	1995	2000	2001				
CC	Non ferrous metals	67.25	42.57	35.11	26.09	27.94	24.60	25.4	25.4	IB	-2.80	-14.03	-6.78	-6.46	-11.39	-10.75	10.8	10.8
HB	Non ferrous ores	6.37	13.46	9.12	13.83	13.94	11.87	12.1	37.5	FW	-1.96	-1.55	-3.42	-2.15	-3.75	-5.25	5.5	16.3
JB	Other edible agricultural prod.	-3.12	5.63	13.78	9.34	8.16	9.82	10.5	48.0	FT	-1.71	-6.45	-4.04	-6.66	-4.49	-3.50	3.8	20.1
KC	Meat	-0.76	1.25	4.59	4.68	6.54	7.27	8.4	56.4	GH	-1.49	-1.25	-3.20	-3.48	-3.23	-3.39	4.2	24.4
JC	Non-edible agricultural prod.	-1.44	5.92	6.08	5.84	4.24	4.80	5.3	61.7	FG	-6.59	-3.05	-5.29	-3.88	-2.71	-3.16	3.3	27.6
EC	Paper	2.02	4.73	3.00	5.78	4.62	4.20	6.6	68.3	FU	-5.44	-5.87	-4.07	-6.15	-3.88	-3.01	3.4	31.0
KH	Beverages	0.12	0.09	0.54	1.43	3.34	3.71	4.0	72.3	FN	-2.20	-1.49	-2.86	-1.98	-3.54	-3.01	3.1	34.1
KE	Preserved fruits	-0.30	-0.32	0.84	2.21	1.34	1.48	2.0	74.3	FC	-5.29	-2.70	-6.06	-2.57	-2.32	-2.79	3.0	37.1
NV	N.e.s. products	-0.82	-0.27	-0.10	-0.71	0.72	1.15	2.8	77.1	FO	-1.19	-1.30	-1.68	-2.20	-3.17	-2.75	2.8	39.9
EA	Wood articles	-0.07	0.06	0.19	0.43	0.80	1.13	1.6	78.7	FF	-4.06	-2.95	-5.12	-3.86	-2.73	-2.59	2.7	42.6
KD	Preserved meat/fish	0.47	0.46	1.26	0.82	1.02	1.08	1.2	79.9	IC	-0.18	0.05	-0.21	-0.37	-2.05	-2.58	2.8	45.5
HA	Iron ores	9.72	5.17	2.25	1.18	1.10	1.02	1.0	80.9	FB	-3.04	-1.99	-3.53	-2.49	-2.08	-2.26	2.9	48.4
GA	Basic inorganic chemicals	-0.60	0.01	-0.03	0.32	0.70	0.75	1.9	82.8	FR	-3.32	-1.75	-3.04	-2.23	-2.04	-2.15	2.4	50.8
HC	Unprocessed minerals n.e.s.	0.97	0.91	0.42	0.30	0.28	0.58	0.8	83.6	EE	-0.86	-1.84	-1.94	-2.14	-2.14	-1.94	2.1	52.9
KG	Animal food	1.15	4.36	4.84	3.79	0.84	0.57	1.7	85.3	GE	-1.31	-1.09	-1.24	-1.30	-1.54	-1.69	2.2	55.1
GC	Basic organic chemicals	-2.08	-1.43	-1.00	-0.46	0.39	0.52	2.2	87.5	CA	-2.11	-0.80	-1.65	-2.06	-1.39	-1.68	1.9	57.0
NB	Non-monetary gold	0.00	0.00	0.00	0.76	0.47	0.34	0.3	87.9	DA	-1.28	-2.41	-2.63	-2.53	-1.84	-1.62	2.2	59.2
FV	Ships	-2.61	-0.54	-0.36	-0.10	-0.06	0.10	0.1	88.0	GF	-1.40	-0.60	-0.75	-0.97	-1.23	-1.51	1.8	60.9
KA	Cereal products	-0.04	0.21	0.38	0.26	0.03	0.07	0.3	88.3	FI	-2.09	-1.10	-1.77	-1.31	-1.25	-1.49	1.5	62.5
KI	Manufactured tobaccos	-0.01	-0.27	-0.22	-0.22	-0.01	0.03	0.1	88.4	DE	-0.14	-0.68	0.00	-1.24	-1.37	-1.40	1.6	64.1

1. RCA: Revealed comparative advantage indicator (X_i/Sum(X_j)-M_i/Sum(M_j)).
Source: CEPII, CHELEM database and OECD.

Table 2.A1.7. Structure of specialisation over time: Mexico

code	title	RCA ¹					Export share		RCA ¹					Import share		
		1970	1980	1990	1995	2001	1970	cumu-lative	1970	1980	1990	1995	2001	1970	cumu-lative	
IB	Crude oil	2.4	47.1	20.9	9.0	7.9	1.9	GH	-1.5	-2.0	-2.6	-3.6	-4.5	5.6	5.6	
FT	Cars and cycles	-1.9	-0.3	5.1	8.8	6.9	6.6	FL	0.0	-0.1	-1.0	-4.4	-4.4	5.7	11.3	
FO	Computer equipment	-0.8	-1.0	-0.1	0.5	4.1	7.3	FS	-5.3	-6.0	-5.3	-4.8	-3.3	6.7	18.0	
FU	Commercial vehicles	-2.7	-1.8	0.0	2.5	3.9	7.5	FG	-7.0	-5.2	-3.6	-3.2	-2.4	2.7	20.7	
FM	Consumer electronics	-0.2	-1.1	2.7	4.2	3.9	34.3	DA	0.6	-0.3	-0.9	-0.7	-2.1	2.8	23.5	
FN	Telecommunications equipment	-1.2	2.3	-2.0	-0.1	2.3	28.9	IH	-0.6	0.5	-0.9	-1.1	-1.9	2.5	26.0	
DB	Clothing	0.0	0.2	0.5	0.7	2.1	6.4	FB	-2.1	-2.2	-2.2	-2.7	-1.7	4.6	30.6	
EB	Furniture	0.2	0.1	0.5	0.8	1.4	26.8	EC	-3.2	-2.2	-2.1	-2.7	-1.7	2.2	32.8	
DC	Knitwear	0.1	0.1	0.0	0.5	1.4	5.3	GC	-3.8	-3.1	-1.1	-1.3	-1.7	2.3	35.1	
KH	Beverages	0.4	0.2	0.7	0.7	0.9	33.5	JA	-1.4	-5.6	-2.4	-1.5	-1.3	1.3	36.5	
JB	Other edible agricultural prod.	20.2	3.3	4.1	3.0	0.9	43.0	CA	-0.8	-5.0	-1.6	-0.1	-1.2	1.8	38.2	
FR	Electrical apparatus	-2.3	-0.5	1.6	-0.1	0.7	0.6	202.1	FC	-4.7	-5.4	-0.5	-0.1	-1.0	4.7	42.9
FI	Precision instruments	-1.8	-1.2	-1.2	0.2	0.7	3.7	FE	-2.6	-2.7	-1.2	-1.0	-0.9	1.0	43.9	
FP	Domestic electrical appliances	-0.2	-0.3	0.1	0.4	0.7	33.3	JC	7.7	0.6	-0.7	-0.6	-0.9	1.1	45.0	
FQ	Electrical equipment	-1.0	-0.3	0.1	0.2	0.5	15.5	GI	-0.3	-0.6	-0.6	-0.7	-0.8	1.1	46.1	
NV	N.e.s. products	1.2	0.3	-0.7*	-0.3	0.3	56.7	KB	-1.8	-1.6	-2.1	-1.3	-0.8	0.8	46.9	
DD	Carpets	-0.1	0.1	0.1	0.3	0.1	76.0	KC	7.7	1.9	0.1	0.1	-0.7	1.2	48.1	
BA	Cement	0.1	0.0	0.3	0.2	0.1	95.9	FW	-2.7	-2.6	-1.3	-0.2	-0.7	0.7	48.8	
GC	Plastics	-0.3	-0.3	0.0	0.2	0.0	14.0	GE	-0.4	-0.8	-0.6	-0.6	-0.6	1.2	50.0	
BC	Glass	-0.1	0.0	0.3	0.2	0.0	28.4	IC	-0.8	2.6	0.1	-0.3	-0.6	0.7	50.7	

1. RCA: Revealed comparative advantage indicator (Xi/Sum(Xi)-Mi/Sum(Mi)).

Source: CEPII, CHELEM database and OECD.

Table 2.A1.7. Structure of specialisation over time: Mexico (continued)

Code	Title	RCA ¹					Export share		RCA ¹					Import share	
		1970	1980	1990	1995	2001	1970	Cumu- lative	1970:	1980	1990	1995	2001	1970:	Cumu- lative
IB	Crude oil	2.4	47.1	20.9	9.0	7.9	1.9	1.9	-1.5	-2.0	-2.6	-3.6	-4.5	5.6	5.6
FT	Cars and cycles	-1.9	-0.3	5.1	8.8	6.9	6.6	8.5	0.0	-0.1	-1.0	-4.4	-4.4	5.7	11.3
FO	Computer equipment	-0.8	-1.0	-0.1	0.5	4.1	7.3	15.8	-5.3	-6.0	-5.3	-4.8	-3.3	6.7	18.0
FU	Commercial vehicles	-2.7	-1.8	0.0	2.5	3.9	7.5	23.4	-7.0	-5.2	-3.6	-3.2	-2.4	2.7	20.7
FM	Consumer electronics	-0.2	-1.1	2.7	4.2	3.9	34.3	57.7	0.6	-0.3	-0.9	-0.7	-2.1	2.8	23.5
FN	Telecommunications equipment	-1.2	2.3	-2.0	-0.1	2.3	28.9	86.6	-0.6	0.5	-0.9	-1.1	-1.9	2.5	26.0
DB	Clothing	0.0	0.2	0.5	0.7	2.1	6.4	92.9	-2.1	-2.2	-2.2	-2.7	-1.7	4.6	30.6
EB	Furniture	0.2	0.1	0.5	0.8	1.4	26.8	119.7	-3.2	-2.2	-2.1	-2.7	-1.7	2.2	32.8
DC	Knitwear	0.1	0.1	0.0	0.5	1.4	5.3	125.0	-3.8	-3.1	-1.1	-1.3	-1.7	2.3	35.1
KH	Beverages	-0.4	0.2	0.7	0.7	0.9	33.5	158.5	-1.4	-5.6	-2.4	-1.5	-1.3	1.3	36.5
JB	Other edible agricultural prod.	20.2	3.3	4.1	3.0	0.9	43.0	201.5	-0.8	-5.0	-1.6	-0.1	-1.2	1.8	38.2
FR	Electrical apparatus	-2.3	-0.5	1.6	-0.1	0.7	0.6	202.1	-4.7	-5.4	-0.5	-0.1	-1.0	4.7	42.9
FI	Precision instruments	-1.8	-1.2	-1.2	0.2	0.7	3.7	205.9	-2.6	-2.7	-1.2	-1.0	-0.9	1.0	43.9
FP	Domestic electrical appliances	-0.2	-0.3	0.1	0.4	0.7	33.3	239.2	7.7	0.6	-0.7	-0.6	-0.9	1.1	45.0
FQ	Electrical equipment	-1.0	-0.3	0.1	0.2	0.5	15.5	254.7	-0.3	-0.6	-0.6	-0.7	-0.8	1.1	46.1
NV	N.e.s. products	1.2	0.3	-0.7	-0.3	0.3	56.7	311.4	-1.8	-1.6	-2.1	-1.3	-0.8	0.8	46.9
DD	Carpets	-0.1	0.1	0.1	0.3	0.1	76.0	387.3	7.7	1.9	0.1	0.1	-0.7	1.2	48.1
BA	Cement	0.1	0.0	0.3	0.2	0.1	95.9	483.3	-2.7	-2.6	-1.3	-0.2	-0.7	0.7	48.8
GG	Plastics	-0.3	-0.3	0.0	0.2	0.0	14.0	497.3	-0.4	-0.8	-0.6	-0.6	-0.6	1.2	50.0
BC	Glass	-0.1	0.0	0.3	0.2	0.0	28.4	525.7	-0.8	2.6	0.1	-0.3	-0.6	0.7	50.7
GH	Plastic articles														
FL	Electronic components														
FS	Electronic components														
FG	Specialised machines														
DA	Yarns fabrics														
IH	Refined petroleum products														
FB	Miscellaneous hardware														
EC	Paper														
GC	Basic organic chemicals														
JA	Cereals														
CA	Iron and Steel														
FC	Engines														
FE	Machine tools														
JC	Non-edible agricultural prod.														
GI	Rubber articles (incl. tyres)														
KB	Fats														
KC	Meat														
KW	Aeronautics														
FW	Toiletries														
GE	Natural gas														

1. RCA: Revealed comparative advantage indicator (Xi/Sum(Xi))-Mi/Sum(Mi).
Source: CEPII, CHELEM database and OECD.

Table 2.A1.8. Structure of specialisation over time: Ireland

Code	Title	RCA ¹					Export share		RCA ¹					Import share	
		1970	1980	1990	1995	2001	1970	Cumulative	1970	1980	1990	1995	2001	1970	Cumulative
GC	Basic organic chemicals	-0.51	5.05	4.67	6.52	16.16	19.6	19.6	0.37	0.79	-1.20	-1.73	-4.17	9.4	9.4
GF	Pharmaceuticals	0.55	0.29	1.53	2.54	7.36	10.5	30.0	-3.60	-3.08	-3.31	-2.94	-3.55	4.0	13.3
FO	Computer equipment	-0.90	2.61	10.23	4.92	5.94	25.5	55.5	-0.91	-0.19	-1.49	-0.86	-2.08	2.5	15.9
GE	Toiletries	-0.55	-0.20	0.51	0.34	2.55	4.1	59.7	-1.97	-1.36	-2.48	-2.84	-1.90	2.6	18.5
EE	Miscellaneous manuf. articles	-0.41	0.11	3.55	5.15	2.37	5.4	65.1	-2.27	-8.75	-2.96	-1.39	-1.58	1.8	20.3
KE	Preserved fruits	0.00	1.87	3.92	5.21	1.18	1.9	67.0	-2.10	-0.97	-1.00	-1.78	-1.52	3.8	24.2
KC	Meat	15.53	13.35	5.46	3.90	1.17	1.7	68.7	-2.15	-2.05	-2.73	-2.55	-1.38	1.6	25.7
KB	Fats	6.32	6.62	3.02	2.92	0.67	1.3	70.0	-2.12	-1.01	-1.08	-1.16	-1.30	1.8	27.6
FI	Precision instruments	1.16	1.42	1.06	0.29	0.55	2.1	72.1	-0.61	-0.32	-0.07	0.65	-1.29	5.4	32.9
HB	Non ferrous ores	3.25	1.22	0.67	0.26	0.16	0.4	72.5	-2.83	-3.95	-1.47	-0.92	-1.18	1.2	34.1
FK	Optics	-0.23	-0.10	0.25	0.00	0.09	0.5	73.1	0.98	-0.52	-0.72	-0.55	-1.05	1.2	35.3
NV	N.e.s. products	3.50	2.78	2.33	1.93	0.08	3.9	77.0	1.41	-0.77	-1.40	-1.10	-1.04	1.3	36.6
KD	Preserved meat/fish	3.30	1.25	0.12	0.08	0.04	0.4	77.4	-3.56	-1.76	-1.69	-1.32	-0.96	1.2	37.8
GG	Plastics	-0.48	0.41	0.29	0.13	0.00	0.1	77.5	7.32	1.49	-0.21	-0.61	-0.95	1.3	39.1
HA	Iron ores	0.04	0.05	-0.12	-0.08	0.00	0.0	77.5	-1.61	-1.26	-1.78	-1.14	-0.94	1.1	40.2
II	Electricity	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.0	77.5	-1.17	-1.03	-1.31	-1.30	-0.76	0.9	41.1
KI	Manufactured tobaccos	0.19	0.04	0.03	0.10	0.00	0.1	77.6	1.35	-0.55	-1.14	-0.87	-0.71	0.8	41.9
IG	Coke	0.04	0.01	-0.01	0.00	0.00	0.0	77.6	-2.19	-1.49	-0.86	-0.89	-0.64	0.7	42.6
NB	Non-monetary gold	0.00	0.00	0.00	-0.03	-0.01	0.0	77.6	-0.05	-0.37	-0.08	-0.06	-0.63	0.7	43.3
HC	Unprocessed minerals n.e.s.	1.13	0.54	0.36	0.12	-0.03	0.2	77.8	-0.16	-0.38	-0.32	-0.23	-0.55	0.7	44.0

1. RCA: Revealed comparative advantage indicator (X_i/Sum(X_j)-M_i/Sum(M_j)).

Source: CEPII, CHELEM database and OECD.

Table 2.A1.9. Structure of specialisation over time: Korea

Code	Title	RCA ¹					Export share		RCA ¹					Import share	
		1970	1980	1990	1995	2001	Cumulative	Share	1970	1980	1990	1995	2001	Cumulative	Share
FT	Cars and cycles	-0.99	0.52	3.66	6.56	8.69	8.9	8.9	-5.99	-23.95	-9.18	-8.19	-15.45	15.5	15.5
FN	Telecommunications equipment	-0.81	-0.41	1.58	1.45	5.85	8.4	17.4	0.00	-0.06	-1.21	-1.62	-3.73	3.8	19.3
FV	Ships	-1.77	1.93	3.18	2.95	5.38	5.7	23.0	-0.86	-0.87	-1.81	-1.71	-2.15	2.2	21.4
FO	Computer equipment	-0.29	-0.26	1.74	2.39	4.68	8.4	31.5	-0.98	-0.63	-2.05	-2.51	-1.74	2.2	23.7
DA	Yarns fabrics	5.17	4.60	5.31	6.15	4.45	6.6	38.0	-4.32	-1.96	-4.87	-3.20	-1.73	1.9	25.6
GH	Plastic articles	-1.56	0.12	0.12	2.38	2.78	4.5	42.5	0.46	-1.69	-1.79	-1.49	-1.68	1.7	27.3
FM	Consumer electronics	0.49	4.28	6.40	3.29	1.69	2.2	44.8	-0.35	-0.88	-2.03	-2.61	-1.50	2.7	29.9
IH	Refined petroleum products	0.12	-1.97	-2.47	-1.24	1.50	5.0	49.7	-2.20	-1.70	-1.43	-1.23	-1.27	1.3	31.2
FP	Domestic electrical appliances	-0.10	0.10	0.99	1.34	1.13	1.4	51.1	2.66	-0.85	-1.31	-0.99	-1.14	1.2	32.4
DC	Knitwear	11.08	4.55	3.99	1.57	0.88	1.3	52.4	-5.83	-2.17	-4.48	-4.07	-1.14	2.5	35.0
GI	Rubber articles (incl. tyres)	0.24	2.73	1.29	1.01	0.88	1.1	53.6	4.23	3.34	0.70	-0.07	-1.07	1.7	36.6
DE	Leather	2.79	6.15	11.21	2.25	0.73	1.6	55.2	-0.72	-0.93	-0.94	-0.98	-1.01	1.4	38.0
FU	Commercial vehicles	-2.56	1.20	0.78	1.09	0.72	1.0	56.1	-12.21	-4.48	-1.75	-1.18	-0.95	1.0	39.0
DD	Carpets	1.03	3.27	1.01	0.60	0.71	0.8	57.0	0.00	0.18	-0.12	-0.54	-0.91	1.6	40.6
FF	Construction equipment	-1.37	-0.59	-0.68	0.10	0.55	0.9	57.9	-1.40	-0.21	-0.72	2.25	-0.89	3.6	44.2
FB	Miscellaneous hardware	-0.69	2.17	0.13	0.23	0.52	2.3	60.2	-0.57	-1.07	-1.59	-1.81	-0.89	1.3	45.6
GG	Plastics	-1.76	-0.39	-0.06	0.57	0.46	0.8	61.0	-0.59	-0.42	-0.71	-0.73	-0.69	1.0	46.6
CA	Iron and Steel	-2.26	3.11	0.34	-0.87	0.46	3.3	64.3	-0.64	-0.58	-0.96	-0.78	-0.55	1.2	47.8
DB	Clothing	11.59	8.58	4.88	1.07	0.40	1.1	65.4	-1.23	-1.45	-1.88	-1.55	-0.54	1.0	48.8
CB	Tubes	-0.61	1.69	0.47	0.24	0.38	0.7	66.1	-0.59	-0.15	-0.22	-0.28	-0.51	0.7	49.5

1. RCA: Revealed comparative advantage indicator (Xi/Sum(Xi)-Mi/Sum(Mi)).
Source: CEPII, CHELEM database and OECD.

Notes

1. Moreover, concerns about national competitiveness have also raised criticisms within the economics' profession. In the context of the debate about 'strategic trade policy', an influential paper by Krugman (1994) argued that international competitiveness is typically a partial equilibrium concept and can lead to ill-designed policy recommendations. State intervention to promote sectoral competitiveness or "picking-the-winner" is typically not very effective. Moreover, while absolute comparisons of products and prices make sense at the enterprise level they cannot embrace market forces that influence countries to specialise or not in certain types of products. For that, the Ricardian concept of comparative advantage should apply.
2. Previous studies have used a similar taxonomy to analyse the interaction between trade and wages in the OECD countries (Oliveira Martins, 1994) and to interpret the level and cyclicity of mark-ups (Oliveira Martins *et al.*, 1996).
3. The classification of industries could also have been carried out using a statistical clustering procedure. Nonetheless, this approach is very sensitive to the extreme values of the SCR indicator for some industries. Moreover, a statistical clustering also comprises a certain degree of judgemental criteria for defining the threshold for distance across the different clusters.
4. Noteworthy, these rank correlations are rather stable over time and therefore do not depend much on the specific year chosen for the comparison.
5. This is usually referred to as tariff escalation.

94 – 2. HOW MARKET IMPERFECTIONS AND TRADE BARRIERS SHAPE SPECIALISATION

6. A more complete structure of revealed comparative advantages by country, together with export and import shares, is given in the Annex.
7. Due to lack of space, this analysis is not provided here but could be provided by the authors upon request.

Références bibliographiques

- Acemoglu D. (2002), "Technical Change, Inequality, and the Labor Market", *Journal of Economic Literature*, vol. XL(1), pp. 7-72.
- Aghion, P., N. Bloom, Richard Blundell, R. Griffith et P. Howitt (2005), "Competition and Innovation: An Inverted-U Relationship", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 120, pp. 701-28.
- Armington, P. (1969), "A Theory of demand for products distinguished by place of production", *IMF Staff Papers*, 16 (1).
- Baldwin, R. (1988), "Hysteresis in Import Prices: The Beachhead Effect", *American Economic Review* 78 (4), pp. 773-785.
- Berthélemy, J.-C. (2005), "Commerce international et diversification économique", *Revue d'Économie Politique*, 115(5), pp. 591-612.
- Bils, M. (1987), "The cyclical behaviour of marginal cost and price", *American Economic Review* (77), pp. 838-855.
- Bismut, C. et J. Oliveira Martins (1986), "Le rôle des prix dans la compétition internationale entre l'Europe, les Etats-Unis et le Japon", in M. Fouquin (ed.) *Industrie Mondiale: la compétitivité à tout prix*, Economica, Paris.
- Bismut, C. et J. Oliveira Martins (1989), "Compétitivité-prix, parts de marché, et différenciation des produits", in *Commerce International et Concurrence Imparfait*, (eds.) D. Laussel et C. Montet, Economica, Paris.
- Blackorby, C. et R. Russel (1981), "Will the true elasticity of substitution please stand up? A comparison de Allen/Uzawa and the Morishima elasticities", *American Economic Review*, 79(4), pp. 882-8.
- Bloch, H. et M. Olive (2003), "Influences on Pricing and Markup in Segmented Industries", *Journal of Competition, Industry and Trade*, 3:1/2, pp. 87-107.
- Boeri, T. et J. Oliveira Martins (2002), "Transition, variété des produits et intégration économique", *Économie et Prévision*, n° 152-153, 1-2.
- Borda, C. et D. Weinstein (2006), "Globalization and the Gains from Variety", *Quarterly Journal of Economics*, May, pp. 541-585.
- Bresnahan, T. (1988), "Empirical Studies of Industries with Market Power", in R. Schmalensee et R. Wilig (eds.) *Handbook of Industrial Organization*, Elsevier/North-Holland Science Publishers.

- Boulhol, H. (2004), "Has increased competition really pushed down manufacturing markups?", *Document de travail TEAM*, Université de Paris I.
- Dixit, A. et J. Stiglitz (1977), "Monopolistic Competition and Optimal Product Diversity", *American Economic Review*, 67, pp. 297-308.
- Dixit, A. (1989), "Hysteresis, Import Penetration and Exchange Rate Pass-Through", *Quarterly Journal of Economics* 104 (2), pp. 205-228.
- ECB (2005), "Competitiveness and the Export Performance of the Euro Area", *Occasional Paper Series* no. 30.
- Encaoua, D. (1983), "Dynamique des prix et structure industrielle: une analyse théorique et économétrique", *OECD Economics Department Working Papers* no. 10.
- Encaoua, D. (1989), "Product differentiation and market structure: a survey", *Annales d'Economie et Statistique*, no. 15/16, pp. 51-83.
- Erkel-Rousse, H. et D. Mirza (2002), "Import Price Elasticities: reconsidering the evidence", *Canadian Journal of Economics*, 35(2).
- Feenstra, R. (1994), "New Product Varieties and the Measurement of International Prices", *American Economic Review*, 84, pp. 157-77.
- Feenstra, R., T. Yang and G. Hamilton (1999), "Business Groups and Product Variety in Trade: Evidence from South-Korea, Taiwan and Japan", *Journal of International Economics*, 48, pp. 71-100.
- Feenstra, R., D. Huang and G. Hamilton (2003), "A Market-Power Based Model of Business Groups", *Journal of Economic Behavior and Organization*, 51, pp. 459-85.
- Feenstra, R. (2004), *Advanced International Trade: Theory and Evidence*, Princeton University Press, Princeton.
- Fontagné, L. et D. Mirza (2002), « International Trade and Rent Sharing in Developed and Developing Countries », GEP Working Paper, n° 2002-12.
- Funke, M. et R. Ruhwedel (2001a), "Product Variety and Economic Growth: Empirical Evidence for the OECD Countries," *IMF Staff Papers*, International Monetary Fund, vol. 48(2), pp. 1.
- Funke, M. et R. Ruhwedel (2001b), "Export variety and export performance: empirical evidence from East Asia," *Journal of Asian Economics*, Elsevier, vol. 12(4), pages 493-505.
- Funke M. et R. Ruhwedel (2005), "Export variety and economic growth in East European transition economies," *The Economics of Transition*, The European Bank for Reconstruction and Development, vol. 13(1), pages 25-50.

- Gallaway, M., C. McDaniel et S. Rivera (2003), "Short-run and long-run industry-level estimates of U.S. Armington elasticities", *North-American Journal of Economics and Finance* 14, pp. 49-68.
- Galleotti, M. et F. Schiantarelli (1998), "The Cyclicity of mark-ups in a model with adjustment costs: econometric evidence for the US industry", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 60, no. 2, pp. 121-142.
- Gagnon, J. (2003), "Productive Capacity, Product Varieties and the Elasticities Approach to the Trade Balance", Board of Governors of the Federal Reserve System, *International Finance Discussion Papers* no. 781.
- Gagnon, J. (2004), "Growth-Led Exports: Is Variety the Spice of Trade? Board of Governors of the Federal Reserve System, *International Finance Discussion Papers* no. 822.
- Goldstein, M. et M. Khan (1985), "Income and Price Effects in Foreign Trade", in *Handbook of International Economics*, R. Jones et P. Kenen (eds.), North-Holland.
- Gomory, R. et W. Baumol (2000), *Global Trade and Conflicting National Interests*, MIT Press, Mass.
- Hall, R.E. (1988), "The relation between price and marginal cost in U.S. industry", *Journal of Political Economy* 96, pp. 921-947.
- Hall, R.E. (1990), "The Invariance Properties of Solow's Productivity Residual", in: P. Diamond (ed.), *Growth, Productivity, Unemployment* (MIT Press, Cambridge MA).
- Harris, R. et D. Cox (1984), *Trade, Industrial Policy and Canadian Manufacturing*, University of Toronto Press, Toronto.
- Hausmann, R. et D. Rodrik et A. Velasco (2005), "Growth Diagnostics", mimeo, Harvard University.
- Hausmann, R., J. Hwang et D. Rodrik (2006), "What You Export Matters", *Harvard University Faculty Research Working Papers Series* no. RWP05-063.
- Helpman H. et P. Krugman (1985), *Market Structure and Foreign Trade*, MIT Press.
- Houthakker, H. et S. Magee (1969), "Income and Price Elasticities in World Trade", *Review of Economics and Statistics*, 51.
- Imbs, J. et Wacziarg (2003), "Stages of Diversification", *American Economic Review*, vol. 93(1), pp. 63-86.
- Kee, H., A. Nicita et M. Olarreaga (2004), "Import Demand Elasticities and Trade Distortions", *CEPR Discussion Paper Series* no. 4669.

- Krugman, P. (1986), *Strategic Trade Policy and the New International Economics*, Cambridge, MA, MIT Press.
- Krugman, P. (1989), "Differences in Income Elasticities and Real Exchange Rates", *European Economic Review*, 33, 1031-54.
- Krugman P. (1995), "Growing World Trade: Causes and Consequences", *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 0(1), pp. 327-362.
- Lawrence, R.Z. (1996), *Single World, Divided Nations? International Trade and OECD Labor Markets*, Brookings Institution Press/OECD Development Centre.
- Lloyd, P.J. et X.G. Zhang (2006), "The Armington Model", *Productivity Commission Staff Working Paper*, Melbourne, January.
- Mirza, D. (2003), "Commerce et marché du travail en concurrence imparfaite", *Économie et Statistique* n° 363-364-365.
- Neary, P. (2002), "The road less travelled: Oligopoly and competition policy in general equilibrium", in R. Arnott, B. Greenwald, R. Kanbur et B. Nalebuff (eds.): *Economics for an Imperfect World: Essays in Honor of Joseph E. Stiglitz*, MIT Press.
- Neary, P. (2003), "Globalisation and market structure", *Journal of the European Economic Association*, 1:2-3, April-May, pp. 245-271.
- Neary, P. (2004), "Monopolistic Competition and international trade theory" in S. Brakman and B. Heijdra (eds.), *The Monopolistic Competition Revolution in Retrospect*, Cambridge University Press.
- Murata, K., D. Turner, D. Rae et L. Le Foulher (2000), "Modelling manufacturing export volume equations: a system estimation approach", *OECD Economics Department Working Papers* no. 235.
- Nicoletti, G., S. Scarpetta et O. Boylaud (2000), "Summary Indicators of Product Market Regulation with an Extension to Employment Protection Legislation", *OECD Economics Department Working Papers* no. 226.
- Nicoletti, G. et S. Scarpetta (2003), "Regulation, Productivity and Growth: OECD Evidence", *Economic Policy*, No. 36, pp. 9-72.
- Oliveira Martins, J. (1987), "Les fondements théoriques des politiques commerciales", *Économie Prospective Internationale*, no. 31.
- Oliveira Martins, J., J.-M. Burniaux et J.P. Martin (1992), "Trade and the Effectiveness of Unilateral CO2 Abatement Policies: Evidence from GREEN", *OECD Economic Studies* no. 19.

- Oliveira Martins, J., S. Scarpetta et D. Pilat (1996), "Mark-up ratios in Manufacturing industries: Estimates for 14 OECD countries", *OECD Economics Department Working Papers* no. 162.
- Pain, N., I. Mourougane, F. Sédillot et L. Le Foulher (2005), "The New OECD International Trade Model", *OECD Economics Department Working Papers* no. 440.
- Richardson, J.D. (1995), "Income Inequality and Trade: How to Think, What to Conclude", *Journal of Economic Perspectives*, vol. 9(3), pp. 33-55.
- Rodrik, D. (2003), "Growth Strategies", in P. Aghion and S. Durlauf (eds.), *Handbook of Economic Growth*, North-Holland.
- Roeger, W. (1995), "Can Imperfect Competition explain the Difference between Primal and Dual Productivity Measures? Estimates for US manufacturing", *Journal of Political Economy*, 103, pp. 316-330.
- Rotemberg, J. et M. Woodford (1992), "Mark-ups and the Business Cycle", *NBER Macroeconomic Annual*, NBER.
- Siroën, J.-M. (1988), "La théorie de l'échange internationale en concurrence monopolistique: une comparaison des modèles", *Revue Économique*, vol. 39, no. 3.
- Shaked, A. et J. Sutton (1983), "Natural Oligopolies", *Econometrica*, 51, pp. 1469-1484.
- Smith, A. et A. Venables (1988), "Completing the internal market in the European Community: some industry simulations", *European Economic Review*, 32, pp. 1501-25.
- Sutton, J. (1991), *Sunk Costs and Market Structure*, MIT Press, Cambridge, MA.
- Sutton, J. (1998), *Technology and Market Structure*, MIT Press, Cambridge, MA.
- Sutton, J. (2006), "Market Structure: Theory and Evidence", Sutton, J. (2006), "Market Structure: Theory and Evidence, à paraître dans *Handbook of Industrial Organisation* (vol. 3), edited by R. Porter et M. Armstrong. Disponible dans: <http://personal.lse.ac.uk/sutton/#recent>
- Thoenig M., T. Verdier (2003), "A Theory of Defensive Skill Biased Innovation and Globalization", *The American Economic Review*, vol. 93, n.3, pp. 709-728.
- Winters, L. A. (1984), "Separability and the Specification of Foreign Trade Equations", *Journal of International Economics*, no. 17, pp. 239-263.
- Winters, L.A. (1992), *Trade Flows and Trade Policy after '1992'*, CEPR, Cambridge University Press.