

**Direction des Études et Synthèses Économiques**

**G 2006 / 08**

**Performances comparées à l'exportation  
de la France et de ses principaux  
partenaires**

*Une analyse structurelle sur 12 ans*

**P. SILLARD, C. L'ANGEVIN et S. SERRAVALLE**

**Document de travail**



**Institut National de la Statistique et des Études Économiques**

# INSTITUT NATIONAL DE LA STATISTIQUE ET DES ÉTUDES ÉCONOMIQUES

*Série des documents de travail  
de la Direction des Etudes et Synthèses Économiques*

**G 2006 / 08**

## **Performances comparées à l'exportation de la France et de ses principaux partenaires**

*Une analyse structurelle sur 12 ans*

**P. SILLARD\*, C. L'ANGEVIN\*\* et S. SERRAVALLE\*\***

SEPTEMBRE 2006

Nous remercions Françoise Le Gallo qui nous a fourni une décomposition volume/prix des échanges bilatéraux en nomenclature de produits STAN, à partir d'une agrégation de la base FLUBIL, mise à jour par ses soins. Nous sommes reconnaissants à l'égard d'Isabelle Bensidoun et Hélène Erkel-Rousse pour leurs nombreuses suggestions qui ont grandement contribué à l'amélioration de ce texte. Nous remercions enfin les participants au séminaire D3E ainsi que les membres du groupe de travail du CAE sur le commerce extérieur.

---

\* Département des Etudes Economiques d'Ensemble - Division « Croissance et Politiques Macroéconomiques »  
Timbre G220 - 15, bd Gabriel Péri - BP 100 - 92244 MALAKOFF CEDEX

\*\* Faisaient partie du D3E au moment de la rédaction de document.

## **Performances comparées à l'exportation de la France et de ses principaux partenaires**

### **Résumé**

L'objet de cette étude est d'analyser les performances à l'exportation de la France relativement à celles de cinq autres pays exportateurs comparables (Allemagne, Espagne, Royaume-Uni, Italie, Japon) sur les marchés de 44 pays tiers et pour 12 secteurs industriels. Les flux d'échanges commerciaux sont caractérisés en prix et en volumes. Les données proviennent de l'OCDE (bases de données STAN de l'OCDE et FLUBIL de l'INSEE construite à partir de données OCDE). L'analyse économétrique se fonde sur un modèle structurel d'échanges inspiré de la nouvelle théorie du commerce international. On en dérive une relation entre parts de marché relatives et des variables explicatives comme, par exemple, les prix relatifs.

L'analyse permet d'isoler quelques caractéristiques de l'évolution des parts de marché de la France relativement aux cinq autres pays exportateurs auxquels elle est comparée :

- Sur les marchés industrialisés, les parts de marché relatives sont assez bien expliquées par le modèle structurel à l'aide des seuls effets de la taille de l'industrie et de la compétitivité-prix. La France y gagne des parts de marché face au Japon ou au Royaume-Uni mais en perd face aux trois autres pays sur la période 1992-2003. Les tendances restent toutefois d'ampleur modeste, sauf par rapport à l'Espagne, où les effets de rattrapage dominent probablement.
- Toutes choses égales par ailleurs, dont la compétitivité-prix et la taille des industries, la France semble perdre tendanciellement des parts de marché relativement aux cinq autres pays considérés entre 1992 et 2003, essentiellement sur les marchés émergents.
- Au-delà, l'analyse des effets non expliqués par le modèle conduit à identifier un facteur conjoncturel dans les variations de parts de marché relatives, en particulier dans le cas France / Allemagne.

**Mots-clés** : commerce international, parts de marché, exportations

## **France's export performances compared to those of its main partners**

### **Abstract**

This paper compares France's export performances to those of five similar exporting countries (Germany, Spain, the United Kingdom, Italy and Japan). The analysis is decomposed by geographical destination of the exports (44 partner countries) and by sector (12 industrial sectors). Trade flows are characterized in terms of prices and volumes. The data come from the OECD (OECD's STAN database and INSEE's FLUBIL database, constructed with OECD data). The econometric analysis is based on a structural trade model, inspired by the new international trade theory. The model establishes a relationship between relative market shares and a set of explanatory variables, among which relative prices.

We identify a few stylised facts regarding the change in France's market shares, relatively to that of the five other exporting countries considered:

- In industrialized markets, the relative market shares are relatively well explained, in the structural model, by the industry-size and price-competitiveness effects. Over the 1992-2003 period, France gained market shares with respect to Japan and the United Kingdom, but lost market shares relatively to the three other exporting countries. However, the size of these trends is limited, except when France's performances are compared to those of Spain, where catching-up effects are probably predominant.
- Ceteris paribus, and in particular price-competitiveness and industry-size, France tends to lose market shares relatively to the five other countries considered between 1992 and 2003, essentially in emerging markets.
- Finally, the analysis of the results that are left unexplained by the structural model shows that these changes in relative market shares are mainly of a cyclical nature. This is particularly clear in the case of the comparison between France's and Germany's export performances.

**Keywords**: International trade, market shares, exports

**Classification JEL** : F12, F14

## Sommaire

<b>Introduction .....</b>	<b>5</b>
<b>I - Le modèle théorique.....</b>	<b>7</b>
<i>1.1 Le consommateur représentatif</i>	7
<i>1.2 Les firmes</i>	8
<i>1.3 L'équation théorique résultante</i>	9
<b>II - Données et estimations économétriques .....</b>	<b>11</b>
<i>II.1 Les données utilisées</i>	11
<i>II.2 Estimation</i>	11
II.2.1 La régression de référence	13
<b>III - Analyse des contributions à l'évolution des parts de marché de la France relativement à ses principaux concurrents à l'étranger.....</b>	<b>19</b>
<i>III.1 Un modèle bien adapté à la description des échanges entre pays industrialisés, moins pertinent pour les échanges avec les pays émergents</i>	21
<i>III.2 Des variations résiduelles pouvant être reliées à des effets conjoncturels</i>	22
<b>Conclusion .....</b>	<b>27</b>
<b>Bibliographie .....</b>	<b>28</b>
<b>Annexe 1: tableau des contributions sectorielles et détaillées par pays de comparaison.....</b>	<b>30</b>
<b>Annexe 2 : Dérivation du modèle économique</b>	<b>32</b>
<b>Annexe 3 : Annexe économétrique</b>	<b>38</b>



## Introduction

En moyenne entre 1999 et 2003, le PIB français en volume a augmenté de 1,9%. La demande intérieure a contribué à hauteur de 2,1 points de PIB à cette augmentation, alors que la contribution des échanges extérieurs a été globalement négative (-0,2 point de PIB en moyenne annuelle). De plus, l'excédent commercial de biens et services de la France a peiné à se maintenir alors que l'Allemagne, confrontée aux mêmes variations de change que la France, continuait pour sa part d'enregistrer une augmentation de son excédent. La stagnation du solde de biens et services de la France de 1999 à 2003 est en partie due à la croissance soutenue des importations, liée au dynamisme de la demande intérieure. L'aspect inquiétant de cette stagnation provient des exportations françaises, qui ont augmenté plus lentement que celles de l'OCDE et même diminué en 2003 (-2,5%, pour les exportations en volume de biens manufacturés, source OCDE), alors que celles du reste des pays de l'OCDE continuaient de croître (+4,2%).

L'objectif de cette étude est d'analyser l'évolution des performances à l'exportation de la France relativement à celles de l'Allemagne, de l'Espagne, du Royaume-Uni, de l'Italie et du Japon. Ces différents pays sont d'envergure comparable à la France. Leurs caractéristiques économiques restent voisines de celle de la France et ils constituent donc une bonne base de comparaison.

Nous mettons en œuvre un outil de modélisation économique et économétrique qui vise à une analyse dépassant, autant que possible, le strict cadre descriptif. Nous construisons un modèle explicatif des volumes de biens exportés par la France et par les cinq pays déjà évoqués d'autre part vers 44 marchés différents. Les cinq pays auxquels sont comparées les performances à l'exportation de la France sont dits « pays de comparaison », par opposition aux 44 marchés nationaux sur lesquels la comparaison est effectuée. Le modèle repose sur une formulation des équations d'exportations sous la forme d'une équation de gravité. De ces équations d'exportations, on déduit une expression des parts de marché de la France relativement aux cinq pays de comparaison sur les différents marchés de destination. Le modèle économique constitue un guide pour l'analyse économétrique. Ce modèle essentiellement structurel ne comprend pas de mécanismes conjoncturels et nous montrons que la partie résiduelle de l'information (*i.e.* non expliquée par le modèle) est en partie reliée à des mécanismes conjoncturels. L'une des originalités du traitement économétrique tient à l'utilisation de variables de prix d'exportations (indices de valeurs unitaires), de sorte que les effets prix opérant dans les exportations sont quantifiés.

Une dernière partie est consacrée à la présentation des contributions des différentes variables explicatives à l'évolution des parts de marché relatives de la France. On observe globalement un assez bon pouvoir explicatif du modèle, ce qui permet de donner un éclairage original à l'évolution des exportations françaises. Par exemple, le cas de l'Allemagne est souvent cité en exemple pour établir, en comparaison, les médiocres performances de la France à l'exportation. À l'aune de l'analyse développée dans ce papier, le différentiel de performance à l'exportation entre la France et l'Allemagne demeure partiellement inexpliqué par le modèle. Cependant, il semble qu'une partie des gains de parts de marché de l'Allemagne par rapport à la France pourrait s'expliquer par une relative faiblesse de la demande intérieure allemande.



## I - Le modèle théorique

Les modèles de gravité, qui s'avèrent d'un bon pouvoir explicatif sur le plan empirique, peuvent découler de spécifications théoriques fort diverses<sup>1</sup>. Initialement tirés d'une approche empirique, ils se fondent aujourd'hui principalement sur des modèles économiques de concurrence monopolistique - cf. notamment Bergstrand (1989). Dans ces modèles, les produits sont différenciés au niveau des firmes (plutôt qu'au niveau des pays comme dans Armington (1969)).

Si on assimile l'offre de variété d'un produit donné à la taille économique du secteur correspondant dans le pays producteur et si on introduit des coûts de transport, on obtient des équations de type gravitaire qui font dépendre l'intensité des échanges commerciaux entre deux pays positivement du ratio de leurs tailles économiques et négativement de la distance géographique (« proxy » des coûts de transport) et d'autres obstacles aux échanges.

Nous choisissons de retenir une spécification inspirée de Erkel-Rousse et Mirza (2002), fondée sur un modèle de concurrence monopolistique. La différence principale entre la spécification de Erkel-Rousse et Mirza (2002) et celle proposée dans cette étude tient à l'utilisation de la condition de libre entrée sur un marché de concurrence monopolistique, ainsi qu'à la prise en compte d'aspects dynamiques dans le modèle. Les paragraphes qui suivent résument les propriétés du modèle, dont le détail de la dérivation est donné en annexe 2.

### 1.1 Le consommateur représentatif

Le consommateur représentatif de chaque pays  $j$  ( $j = 1, \dots, I$ ) peut consommer des variétés  $\ell$  ( $\ell = 1, \dots, n_i^s(t)$ ) d'un même bien  $s$ , produit par un ensemble de pays  $i$  ( $i = 1, \dots, I$ )<sup>2</sup>. Il maximise une fonction d'utilité de type Spence-Dixit-Stiglitz sous contrainte budgétaire. On suppose que l'élasticité de substitution entre les différentes variétés,  $\sigma$ , dépend du type de bien  $s$ , mais pas du pays de destination ou d'origine du bien<sup>3</sup>.

Explicitement, le programme du consommateur du pays  $j$  s'écrit :

$$\left\{ \begin{array}{l} \max_{x_{ij\ell}} \left[ \sum_{i=1}^I \sum_{\ell=1}^{n_i} \alpha_{ij} x_{ij\ell}^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \\ s.c \sum_{i,\ell} p_{ij\ell} x_{ij\ell} = R_j \end{array} \right. \quad (1)$$

où  $x_{ij\ell}$  est la consommation en bien considéré (caractérisé par le couple  $(i, \ell)$ ) du consommateur représentatif du pays  $j$ ,  $\sigma$  l'élasticité de substitution entre les

<sup>1</sup> Fontagné, Pajot et Pasteels (2002) donnent un mode d'emploi détaillé de différents types de modèles de gravité.

<sup>2</sup> Pour alléger les notations, le produit considéré est désormais omis. La modélisation s'entend donc pour un produit donné. Cette écriture est compatible avec une forme de la fonction d'utilité du consommateur qui assure la séparabilité entre les différents marchés.

<sup>3</sup> Les élasticités de substitution étant liées (par une relation décroissante) aux taux de marge dans les modèles à concurrence monopolistique avec marchés atomistiques, il est intuitif qu'elles varient selon les secteurs (notamment selon leur degré de concentration), mais moins intuitif qu'elles dépendent des pays (même si plusieurs travaux empiriques trouvent des effets pays significatifs). Enfin, l'indépendance vis-à-vis du pays n'est pas infirmée par un test réalisé dans le cadre du traitement économétrique.

différentes variétés et  $\alpha_{ij}$  est un paramètre caractérisant les préférences géographiques des consommateurs. Par convention (cf. Hickman et Lau, 1973), on impose une condition de normalisation sur ces derniers coefficients  $\sum_i n_i \alpha_{ij}^\sigma = 1$ , sans restreindre la généralité du traitement. L'optimisation se déroule sous contrainte budgétaire ;  $R_j$  est le budget que consacre le consommateur à la consommation du bien  $s$ . On montre que, sous ces hypothèses, la fonction de demande de bien vaut :

$$x_{ij\ell} = \alpha_{ij}^\sigma \left( \frac{p_{ij\ell}}{P_j} \right)^{-\sigma} \frac{R_j}{P_j} \quad (2)$$

où  $P_j = \left[ \sum_{i,\ell} \alpha_{ij}^\sigma p_{ij\ell}^{1-\sigma} \right]^{\frac{1}{1-\sigma}}$  est un indice de prix composite sur le marché  $j$ .

## 1.2 Les firmes

A toute variété est associé un producteur unique. En effet, compte tenu du goût du consommateur pour la variété (traduite par la convexité des préférences), il est optimal pour un producteur de proposer une variété différente de celle des autres plutôt que d'en proposer une déjà produite. On suppose que ce producteur fait face à la demande (2) en ignorant son propre impact sur l'indice de prix  $P_j$  (hypothèse d'atomicité). A l'existence d'un coût fixe près, il produit selon une fonction de production à rendements d'échelle constants, de sorte que le profit hors coût fixe qu'il réalise s'écrit, pour un prix de vente  $p$  et une quantité écoulee  $X$  (producteur du pays  $i$  exportant la variété  $\ell$  vers le pays  $j$ ) :

$$\pi_{ij\ell}(p, X) = pX - c_{ij\ell} X \quad (3)$$

où  $c_{ij\ell}$  est le coût marginal de mise à disposition sur le marché  $j$ . Ce coût marginal est supposé constant (dépendant du pays producteur, du marché de destination et, à ce stade, de la variété considérée). Le producteur fait face à un coût fixe qui pèse globalement sur ses profits. Pour un producteur donné ( $i, \ell$ ), la somme des profits hors coût fixe exprimés en (3) doit compenser le coût fixe qui pèse sur sa production. Si on fait l'hypothèse que l'élasticité de substitution entre variétés  $\sigma$  est strictement supérieure à 1, l'optimum du producteur sur chaque marché conduit à la détermination d'un profit hors coût fixe positif. Donc chaque producteur est présent sur chaque marché, pourvu que la somme des profits qu'il réalise soit supérieure au coût fixe.

Compte tenu de la demande (2), l'optimisation du profit  $\pi_{ij\ell}$  du producteur ( $i, \ell$ ) sur le marché  $j$  conduit au prix d'équilibre :

$$p_{ij\ell}^* = \frac{\sigma}{\sigma - 1} c_{ij\ell} \quad (4)$$

On fait dorénavant l'hypothèse que le coût fixe est le même pour tous les producteurs d'un même pays et qu'il est différencié par pays. On note  $\phi_i$  le coût fixe pesant sur chaque producteur du pays  $i$ . Tout nouveau producteur est libre de s'installer en  $i$ . Il le fait si son profit total, en tenant compte du coût fixe, est positif. A l'équilibre, le dernier entrant réalise un profit nul et par voie de conséquence, les autres producteurs

également. Il en découle une condition d'équilibre qui permet de préciser le nombre de producteurs du pays  $i$  pour le bien considéré et, donc, le nombre de variétés de ce bien produites par ce pays. On suppose en outre que le coût marginal de mise à disposition est indépendant de la variété produite et qu'il ne diffère d'un pays  $j$  à l'autre que par un coût de transport [i.e.  $c_{ij} \equiv c_{ij} = (1 + \tau_{ij})c_i$ , où  $1 + \tau_{ij}$  est un facteur -supérieur ou égal à 1- caractérisant le coût de transport du pays  $i$  au pays  $j$ ]. Sous ces hypothèses, chaque producteur du pays  $i$  produit les mêmes quantités de bien ( $x_{ij}^*$ ) et tous les biens produits par le pays  $i$  écoulés en  $j$  sont vendus au même prix ( $p_{ij}^*$ ). La condition de nullité du profit s'écrit alors :

$$\sum_j n_i \left[ \frac{1}{\sigma - 1} c_{ij} x_{ij}^* - \phi_i \right] = 0 \Leftrightarrow n_i = \frac{c_i Q_i^*}{I(\sigma - 1)\phi_i} \quad (5)$$

où  $Q_i^*$  est la production d'équilibre du pays  $i$  en bien  $s$  dans le cadre de l'hypothèse de coûts de transport en *iceberg*<sup>5</sup>. En effet,  $Q_i^*$  se déduit des productions individuelles par la relation  $Q_i^* = \sum_j n_i (1 + \tau_{ij}) x_{ij}^*$ . Enfin, en utilisant l'équation (4) pour éliminer les coûts marginaux, on déduit :

$$\bar{x}_{ij}^* = \frac{1}{1 + \tau_{ij}} \frac{1}{\sigma} \frac{Q_i^*}{I} \alpha_{ij}^\sigma \frac{p_{ij}^*}{\phi_i} \left( \frac{p_{ij}^*}{P_j} \right)^{-\sigma} \frac{R_j}{P_j} \quad (6)$$

où  $\bar{x}_{ij}^* = n_i x_{ij}^*$  est la production totale du bien considéré réalisée en  $i$  exportée vers  $j$ <sup>(6)</sup>.

### 1.3 L'équation théorique résultante

Le but de ce travail est de modéliser les parts de marché d'un pays  $i$  par rapport à un pays  $k$  sur un marché tiers  $j$ . Les quantités observées sont les exportations en volume au départ du pays d'origine<sup>7</sup>. Toutefois, quelques difficultés subsistent et nécessitent de préciser les choses. Tout d'abord, on ne dispose pas de prix mais d'indices de prix

par rapport à une année de base (0). On note  $I_{ij}(t) = \frac{p_{ij}(t)}{p_{ij}(0)}$  l'indice de prix à la date

$t$ . Fondamentalement, le modèle exposé ci-dessus est un modèle de moyen terme. C'est un modèle statique et, pour cette raison, le temps n'apparaît pas dans les variables actives du modèle. La disponibilité d'observations réparties dans le temps permet d'envisager un traitement dynamique. On peut donc s'autoriser à construire, à partir du modèle précédent, un second modèle qui, lui, serait dynamique. La méthode proposée ici consiste à considérer que les firmes entrent sur le marché si leur profit potentiel est positif. Etant données les conditions du marché à l'instant  $t$ ,

<sup>4</sup> On suppose que ce coût de transport s'entend au sens large, c'est-à-dire qu'il comprend aussi des barrières douanières.

<sup>5</sup> Pour une quantité  $x_{ij}^*$  écoulée sur le marché  $j$ , le producteur doit produire la quantité  $(1 + \tau_{ij})x_{ij}^*$ . A l'image de l'iceberg, une partie  $\tau_{ij}x_{ij}^*$  de la production "fond" lors du transport entre le lieu de production et le lieu de mise sur le marché.

<sup>6</sup> La relation (6) est une équation de gravité dans la mesure où elle fait dépendre l'intensité des échanges négativement de la distance géographique (proxy des coûts de transport).

<sup>7</sup> Ce choix n'est pas optimal sur le plan de la modélisation (cf. infra), mais il permet de disposer d'un plus grand nombre de pays observés.

$n_i(t) = \frac{c_i(t)Q_i^*(t)}{I(\sigma-1)\phi_i(t)}$  est le nombre de firmes qu'il faut pour que le profit de chacune

soit nul. Admettons que les conditions de marché changent. On peut considérer que les firmes s'y adaptent progressivement, par exemple parce qu'elles sont en situation d'information imparfaite. Cela se traduira mécaniquement par une dépendance du nombre de firmes aux variables retardées caractéristiques du marché. Divers tests économétriques ont été réalisés et nous ont conduits à retenir la spécification suivante :

$$n_i(t+1) = \frac{c_i(t+1)Q_i^{*\beta}(t+1)Q_i^{*\gamma}(t-1)}{I(\sigma-1)\phi_i(t)} \quad (5')$$

Un dernier point mérite d'être mentionné dans le cadre du passage du modèle économique au modèle économétrique. Il concerne la relation des variables apparaissant dans l'équation (6) aux variables véritablement exogènes. Par exemple, il est probable que les firmes nationales soient plus sensibles aux coûts libellés dans leur propre monnaie que dans une monnaie de référence. Les quantités monétaires apparaissant dans l'équation (6) sont toutes homogènes, donc libellées en monnaie de référence. Les coûts fixes de production ne sont pas observés. Admettons qu'ils soient ressentis en monnaie du producteur et que les exogènes soient les coûts  ${}^i\phi_i(t)$  et  ${}^k\phi_k(t)$  exprimé dans ces monnaies. Alors, le respect de l'homogénéité déjà évoquée impose d'introduire un taux de change qui permet de passer de la monnaie  $k$  à la monnaie  $i$ . Les autres quantités monétaires étant observées en monnaie de référence (ici le dollar), ce taux de change est le seul qui apparaît selon le raisonnement précédent. Au final, si on note  $e_k^i$  la valeur d'une unité monétaire  $k$  en monnaie  $i$ , compte tenu de la relation (5') :

$$\begin{aligned} \ln\left(\frac{\bar{x}_{ij}^*}{\bar{x}_{kj}^*}\right) &= \beta \ln\left(\frac{Q_i^*(t)}{Q_k^*(t)}\right) + \gamma \ln\left(\frac{Q_i^*(t-2)}{Q_k^*(t-2)}\right) + \ln[e_k^i(t)] - (\sigma-1) \ln\left(\frac{I_{ij}(t)}{I_{kj}(t)}\right) \\ &- \ln\left[\frac{(1+\tau_{ij})}{(1+\tau_{kj})}\right] - (\sigma-1) \ln\left(\frac{c_{ij}^0}{c_{kj}^0}\right) - \ln\left(\frac{{}^i\phi_i(t)}{{}^k\phi_k(t)}\right) + \sigma \ln\left(\frac{\alpha_{ij}}{\alpha_{kj}}\right) \end{aligned} \quad (7)$$

où  $c_{ij}^0$  est le coût marginal de mise à disposition du bien produit en  $i$  sur le marché  $j$  à l'année de base. Ce dernier apparaît dans les relations lors du passage des prix en indices et en application de la relation (4).

## II - Données et estimations économétriques

### II.1 Les données utilisées

Les données de flux bilatéraux sont issues de la base FLUBIL 2005 créée par Françoise Le Gallo, fondée, comme la base STAN 2005 de l'OCDE ([www.oecd.org/sti/stan](http://www.oecd.org/sti/stan)), sur les déclarations faites à l'OCDE des valeurs et quantités physiques importées et exportées. La base FLUBIL contient, outre les valeurs des échanges, les indices de prix construits à partir d'indices de valeurs unitaires. En outre, on dispose des flux miroirs déclarés par chacun des pays partenaires. En toute rigueur, lorsqu'on s'intéresse aux performances de la France sur les marchés étrangers, il faudrait utiliser les déclarations d'importations des pays partenaires, car celles-ci sont mesurées CAF et non FAB, comme c'est le cas pour les déclarations d'exportations. Néanmoins, nous avons opté pour une étude fondée sur les déclarations d'exportations, car celles-ci sont disponibles pour l'ensemble des marchés partenaires de l'OCDE, alors que les déclarations d'importations ne concernent que les pays de l'OCDE.

La désagrégation sectorielle de FLUBIL suit la classification CITI Rév 3 (Classification Internationale Type des Industries, révision 3). Nous limitons notre étude à 10 secteurs manufacturiers pour lesquels les données fournies sont relativement complètes (« produits alimentaires, boissons et tabac », « textiles, articles d'habillement, cuirs et chaussures », « production de bois, articles en bois et liège », « pâtes, papier, articles en papier, imprimerie et édition », « production chimique, caoutchouc, plastiques et pétrole », « autres produits minéraux non métalliques », « métallurgie de base, métaux », « machines et matériel », « matériel de transport », « autres industries manufacturières ») ainsi qu'aux secteurs « agriculture, chasse, sylviculture et pêche » et « approvisionnement en électricité, gaz et eau ».

Nous disposons donc de données presque complètes sur la période 1989-2003 pour 44 pays<sup>8</sup>.

Outre les flux bilatéraux, des informations sur les économies nationales sont également utilisées, en particulier les volumes sectoriels produits dans chaque pays, ainsi que les coûts du travail et l'emploi par secteur en France et dans les cinq pays auxquels nous comparons cette dernière (Allemagne, Espagne, Italie, Royaume-Uni et Japon).

### II.2 Estimation

Les estimations s'appuient sur l'équation économétrique (7). Un certain nombre de variables non observables passent dans un effet fixe croisé (pays de comparaison)  $\times$  (pays de destination)  $\times$  (produit) et dans des indicatrices de temps. Il s'agit :

- du coût marginal de production à l'année de base  $\ln \left( \frac{c_{ij}^0}{c_{kj}^0} \right)$  ;

---

<sup>8</sup> Ces 44 pays sont : Allemagne, Argentine, Australie, Autriche, Belgique-Luxembourg, Brésil, Canada, Chine, Chypre, Corée du Sud, Danemark, Espagne, Estonie, Etats-Unis, Finlande, Grèce, Hongrie, Inde, Indonésie, Irlande, Islande, Italie, Japon, Lettonie, Lituanie, Malaisie, Malte, Mexique, Norvège, Nouvelle-Zélande, Pays-Bas, Philippines, Pologne, Portugal, Royaume-Uni, République tchèque, Singapour, Slovaquie, Slovénie, Suisse, Suède, Taiwan, Thaïlande, Turquie.

- de la partie moyenne des coûts fixes de production  $\ln\left(\frac{\phi_k}{\phi_i}\right)$ ;
- de la partie moyenne des paramètres de préférence du consommateur  $\ln\left(\frac{\alpha_{ij}}{\alpha_{kj}}\right)$ ;
- de la partie moyenne des coûts de transports  $\ln\left(\frac{1 + \tau_{ij}}{1 + \tau_{kj}}\right)$ .

Hormis pour la première de ces composantes, la partie non constante dans le temps et variable sur la dimension (pays de comparaison)  $\times$  (pays de destination)  $\times$  (produit) passe dans le résidu d'observation. Le passage dans le résidu ne va pas sans poser quelques problèmes d'endogénéité dans le cadre d'une régression par moindres carrés. On peut par exemple envisager une liaison entre la production nationale et le coût fixe de production. De même, l'existence d'une relation entre les prix pratiqués sur un marché et les coefficients de préférence du consommateur du pays  $j$  est vraisemblable.

Dans le premier cas, il est délicat de trouver une variable instrumentale véritablement probante, c'est-à-dire qui soit à la fois corrélée avec la production nationale sans l'être avec les coûts fixes de production. La population active pourrait être un bon candidat, mais un test d'exogénéité d'Hausman (cf. par exemple Wooldridge, 2002) infirme cette hypothèse.

Dans le deuxième cas, on peut par exemple envisager d'instrumenter le logarithme du rapport des prix par le logarithme du rapport des coûts du travail dans les pays  $i$  et  $j$ . En effet, cette seconde variable est très certainement corrélée au niveau des prix pratiqués par un pays donné sur le marché de destination. Par contre, il y a lieu de s'interroger sur l'existence ou non d'une liaison entre le coût du travail dans un pays  $i$  et les préférences qu'exprime un consommateur  $j$  à l'endroit de ce même pays. Le cas a été traité et un test de Hausman montre l'endogénéité des prix dans l'équation d'exportation. Malheureusement, les élasticités obtenues dans l'estimateur en deux étapes sont positives. Au regard du modèle théorique retenu, les coûts du travail ne sont sûrement pas exogènes dans l'équation d'exportation initiale.

D'autres instruments externes (comme les prix de production) ont été testés sans succès, contrairement à Erkel-Rousse et Mirza (2002). En revanche, un test d'exogénéité d'Hausman<sup>9</sup> prenant les prix des deux premières années d'observation comme instruments des prix courants conclut à l'endogénéité de ces derniers. Concrètement, nous avons adopté comme instruments des prix endogènes, au sens du test précédent, les valeurs prises par les prix aux deux premières années de la période couverte par l'échantillon<sup>10</sup>. L'instrumentation est réalisée de la manière suivante : les prix à la date  $t$  sont régressés sur ceux des deux premières dates d'observation (qui disparaissent donc de l'échantillon d'observations). Les coefficients des régressions auxiliaires sont distincts par industrie et par date. On préserve ainsi la variabilité temporelle des prix et on adopte une décomposition de l'endogénéité cohérente avec l'hypothèse d'élasticité variable par secteur. La variabilité (pays de

<sup>9</sup> Une discussion des divers tests économétriques pratiqués est donnée en annexe de (Sillard et al., 2006).

<sup>10</sup> Nous n'avons pas opté pour un prix simplement retardé car les résidus de l'équation (8) sont probablement autocorrélés. Ce point a été pris en compte dans l'estimation qui est réalisée via un dispositif de moindres carrés quasi-généralisés. Ainsi, les estimateurs des variances sont convergents et les tests qui en découlent pertinents. L'intérêt d'adopter un instrument interne fortement retardé est de limiter l'endogénéité potentielle de l'instrument qui pourrait découler de l'autocorrélation du résidu dans le cas -supposé ici- où le celui-ci est stationnaire (Pour plus de détails, voir Sillard et al., 2006).

comparaison)  $\times$  (pays de destination) constitue donc, dans cette analyse, la dimension porteuse d'endogénéité. De manière cohérente, cette analyse est réalisée par secteur. Pour certains secteurs, l'hypothèse nulle du test d'exogénéité est retenue. Dans la régression de référence, seuls les prix sectoriels réputés endogènes sont instrumentés. Pour les autres secteurs, les prix originaux sont conservés dans la régression de référence. Le détail de divers tests économétriques complémentaires est donné en annexe 3.

## II.2.1 La régression de référence

Le modèle économétrique est déduit de l'équation (7). Les observations utilisées sont les parts de marché de la France *en volume* relativement à celles de l'Allemagne, du Royaume-Uni, de l'Espagne, de l'Italie et du Japon sur les 44 marchés déjà évoqués. Le pays auquel on rapporte les parts de marché françaises n'apparaît alors pas dans la liste des marchés de destination.

Les observations s'étendent sur la période 1989-2003 et sont réparties dans les secteurs indiqués au début de la section III. En reprenant les notations de l'équation (7), le pays  $i$  désigne la France, les pays  $k$  correspondent aux pays auxquels on compare la part de marché française (Allemagne, Espagne, Italie, Royaume-Uni, Japon) et le pays  $j$  correspond au marché sur lequel la comparaison est effectuée.  $s$  désigne le secteur et  $t$  le temps. La régression conduit à l'équation estimée<sup>11</sup> :

$$\begin{aligned}
 R_{\text{export}}(i, j, k, t, s) &= 0,59 \underset{10,6}{\text{tauxd}} - (\hat{\sigma}(s) - 1) \times R_{\text{prix}}(i, j, k, t, s) \\
 &+ 0,54 \underset{6,8}{R_{\text{prod}}}(i, k, t, s) + 0,31 \underset{4,0}{R_{\text{prod}}}(i, k, t, s)_{-2} + \sum_{\Pi \in \{I, E, P\}} \hat{\mu}_{\Pi}(t) \cdot 1\{j \in \Pi\} + \hat{\mu}_{j, k, s} + \varepsilon_{i, j, k, t, s} \\
 R^2 &= 0,93 \\
 N_{\text{obs}} &= 23115 \\
 DF &= 2342
 \end{aligned}
 \tag{8}$$

$R_{\text{export}}$  est le logarithme du rapport des exportations françaises en volume aux exportations du pays de comparaison sur le marché tiers  $j$ .  $\text{tauxd}$  est le logarithme du taux de change entre la France et le pays de comparaison.  $R_{\text{prix}}$  est le logarithme du rapport des indices de prix d'exportation français et du pays de comparaison vers le marché de destination considéré. Cette variable est instrumentée lorsque c'est nécessaire (cf. supra).  $R_{\text{prod}}$  est le logarithme du rapport des valeurs ajoutées françaises et du pays de comparaison. Ici cette variable est présente sous forme courante et retardée en vertu de l'analyse effectuée à l'équation (5'). Le choix de variables contemporaines et doublement retardées sur la production a été dicté par la significativité des coefficients estimés (le premier et le troisième retards ne sont pas significatifs). A ces variables s'ajoutent des effets fixes temporels (distincts selon que le pays partenaire est un pays industrialisé (I), émergent non PECO (E) ou un PECO (P)) et des effets fixes croisés (pays de comparaison)  $\times$  (pays de destination)  $\times$  (produit).  $\varepsilon$  est le résidu d'estimation.

Globalement, les différentes variables jouent de manière conforme à ce qui est attendu.

<sup>11</sup> Par doubles moindres carrés. La seconde étape implique une estimation par moindres-carrés quasi-généralisés (MCQG) avec estimateur de White pour la variance des résidus afin de tenir compte de leur autocorrélation.

Le taux de change entre la France et le pays de comparaison joue positivement sur la part de marché relative de la France. Théoriquement, l'élasticité devrait être égale à 1. Elle est estimée à une valeur inférieure. Ce résultat n'est pas forcément anormal en ceci qu'une élasticité de 1 correspondrait à la situation où l'intégralité du coût fixe serait libellé en monnaie nationale. Si une partie du coût fixe de production est supporté en monnaie étrangère, la dépendance des parts de marché au change national s'en trouve diminuée.

#### *Elasticités de substitution sectorielles*

Le tableau 1 infra présente les élasticités de substitution sectorielles estimées dans le cadre de la régression (8). Les trois colonnes se réfèrent respectivement à la régression de référence (i.e. MCQG et prix sectoriels endogènes instrumentés), à une estimation par MCQG (sans instrumentation) et à une régression où toutes les variables de prix sont instrumentées par les prix des deux premières périodes quel que soit le résultat du test de Hausman. Les variables instrumentées dans le cadre de la régression de référence sont indiquées en dernière colonne du tableau 1 (« + » lorsqu'elles sont instrumentées).

Un test de suridentification (test de validité des instruments ou test de Sargan) a été mis en œuvre puisque le modèle ainsi construit est suridentifié (deux instruments pour une variable endogène). Le test ainsi mené conclut à la validité des instruments (au seuil de 99%).

On constate que la contrainte théorique de supériorité à 1 de  $\sigma$  est bien vérifiée en pratique dans la plupart des secteurs<sup>12</sup>.

On peut noter que les élasticités obtenues sont relativement faibles au regard des taux de marge<sup>13</sup> couramment observés. Compte tenu de la forme que prend le taux de marge en concurrence monopolistique, un coefficient estimé  $\hat{\sigma} - 1$  de  $0,88^{-1}$  pour le textile irait de pair avec un taux de marge théorique de 120%, ce qui ne correspond naturellement à aucune observation relevée. Ce constat est connu dans la littérature sous le nom de « pessimisme des élasticités-prix des échanges » - cf. Orcutt (1950) et Hickman et Lau (1973), parmi beaucoup d'autres. Notons que les taux de marge obtenus ici ne sont vraisemblablement pas comparables à ceux observés en comptabilité nationale, où ces taux correspondent au rapport de l'excédent brut d'exploitation et de la valeur ajoutée. On pourrait éventuellement se rapprocher du concept en considérant un indice de Lerner qui, lorsqu'il est estimé sur données microéconomiques, conduit assez souvent à des élasticités comprises entre 2 et 4 -cf. Konings et al. (2001) ; Hausman et al. (1994).

#### *L'évolution moyenne des parts de marché relatives françaises, toutes choses égales par ailleurs*

Les indicatrices de temps sont intéressantes à analyser. A titre de point de comparaison, nous présentons tout d'abord le profil que prendrait une indicatrice non différenciée par type de pays (issue d'une régression spécifiée de manière identique à

<sup>12</sup> Dans le cas de la régression avec instruments, deux secteurs (pâtes, papier, articles en papier, imprimerie, édition et métallurgie de base, métaux) apparaissent avec une élasticité inférieure à l'unité, mais l'égalité à 1 ne peut être rejetée. Ces deux élasticités sont contraintes à 1 lors de la régression de référence. En toute rigueur, l'égalité de l'élasticité à 1 implique l'absence de solution dans le problème de l'optimum du producteur. En revanche, dès que l'élasticité est strictement supérieure à 1, l'optimum existe et conduit au prix (4). Dans la mesure où la formulation fait appel à un continuum, contraindre l'élasticité à 1 ou bien à  $1+\epsilon$ , où  $\epsilon$  tend vers 0, dans le modèle économétrique est équivalent.

<sup>13</sup> Rappel : le taux de marge vaut, en concurrence monopolistique avec marchés atomistiques,  $(\sigma - 1)^{-1}$ .

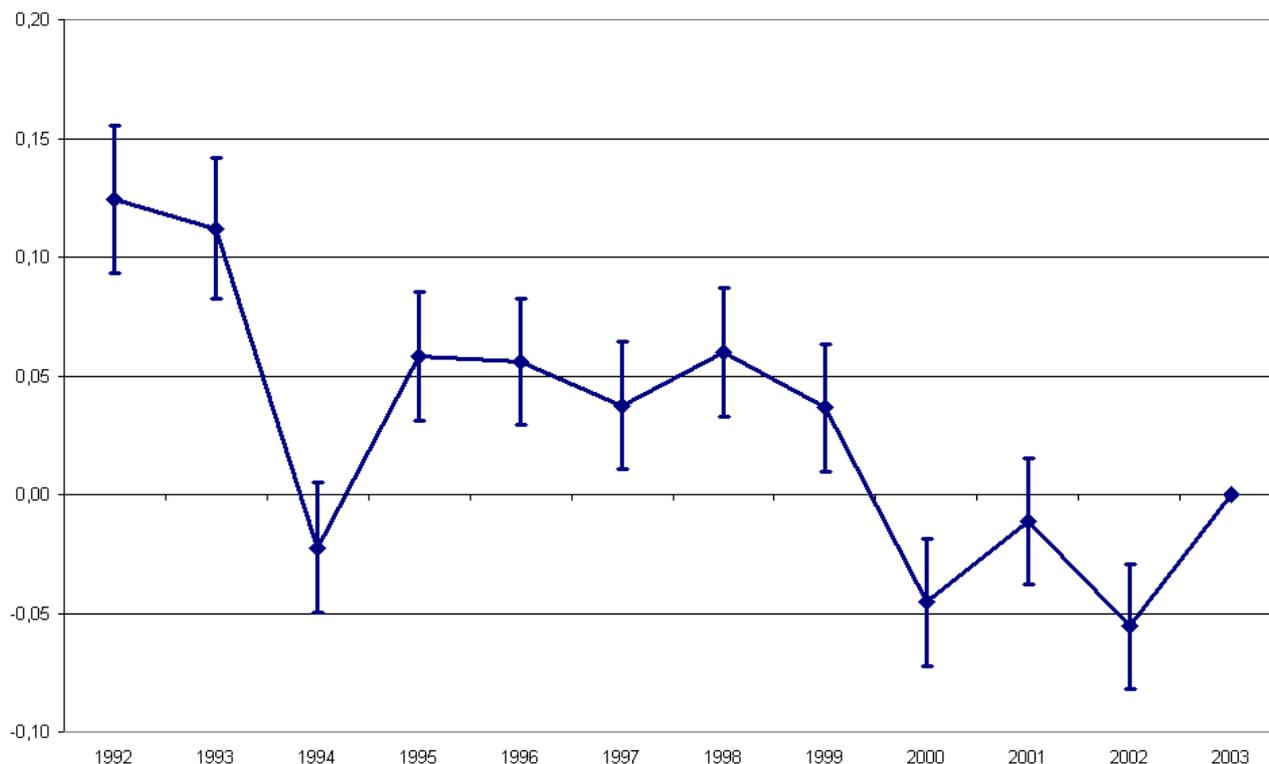
(8) par ailleurs) dans le graphique 1. L'indicatrice de temps non différenciée correspond à l'évolution moyenne des parts de marché françaises par rapport aux concurrents déjà évoqués sur les marchés tiers principaux (en dehors des autres aspects tendanciels pris en compte par les variables explicatives du modèle, *i.e.* prix et production). On observe *grosso modo* une décroissance plus ou moins régulière sur la période 1992-2003. Certaines variations autour de cette tendance baissière sont éventuellement interprétables : par exemple, la période 1998-2001 (dégradation passagère des parts de marché de la France) coïncide avec une période de fort dynamisme conjoncturel de la France comparativement au reste du monde donc, en particulier, par rapport à la majorité des pays de comparaison (graphique 2). Lorsqu'un pays fait preuve d'un fort dynamisme économique, ses performances relatives à l'exportation peuvent avoir tendance à baisser du fait d'une demande mondiale moins dynamique et d'une demande nationale soutenue. Il est possible que la dégradation de 1999-2001 corresponde en partie à un décalage de cycle.

**Tableau 1 : Elasticités de substitution sectorielles estimées par secteur industriel**

Secteur	$(\sigma-1)^{(ref)}$	$(\sigma-1)^{(MCO)}$	$(\sigma-1)^{(IV)}$	endogénéité
métallurgie de base, métaux	0,00 (.)	1,20 (0,08)	-0,24 (0,34)	+
pâtes, papier, articles en papier, imprimerie et édition	0,00 (.)	0,51 (0,08)	-0,23 (0,24)	+
matériel de transport	0,11 (0,15)	0,81 (0,06)	0,08 (0,15)	+
produits alimentaires, boissons et tabac	0,27 (0,20)	0,89 (0,10)	0,24 (0,21)	+
agriculture, chasse, sylviculture et pêche	0,44 (0,07)	0,44 (0,06)	0,37 (0,19)	
production chimique, caoutchouc, plastiques et pétrole	0,69 (0,10)	0,69 (0,10)	0,57 (0,25)	
machines et matériel	0,68 (0,08)	0,90 (0,08)	0,85 (0,24)	
textiles, articles d'habillement, cuirs et chaussures	0,88 (0,12)	0,87 (0,11)	0,74 (0,20)	
autres produits minéraux non métalliques	0,96 (0,08)	0,88 (0,09)	0,84 (0,20)	
autres produits manufacturés	1,04 (0,06)	1,00 (0,06)	0,97 (0,15)	
production de bois, articles en bois et liège	1,52 (0,17)	1,15 (0,06)	1,50 (0,17)	+
approvisionnement en électricité, gaz et eau	3,70 (0,27)	3,48 (0,31)	3,04 (0,27)	+

La deuxième colonne correspond aux élasticités calculées dans le cadre du modèle de référence. Les variables indiquées « + » en dernière colonne sont instrumentées par les prix aux deux premières dates d'observation. La troisième colonne est la régression équivalente sans instruments, et la quatrième colonne la régression où tous les prix sont instrumentés par les prix aux deux premières dates d'observation. Entre parenthèses, figurent les écart-types estimés issus de l'estimateur de White dans le cadre d'un modèle de moindres carrés quasi-généralisés. Dans les cas des deux premiers secteurs représentés, les élasticités de substitution sont contraintes à 1 (cf. note en bas de la page précédente).

Graphique 1 : effet fixe temporel non différencié selon la nature du pays de destination\*



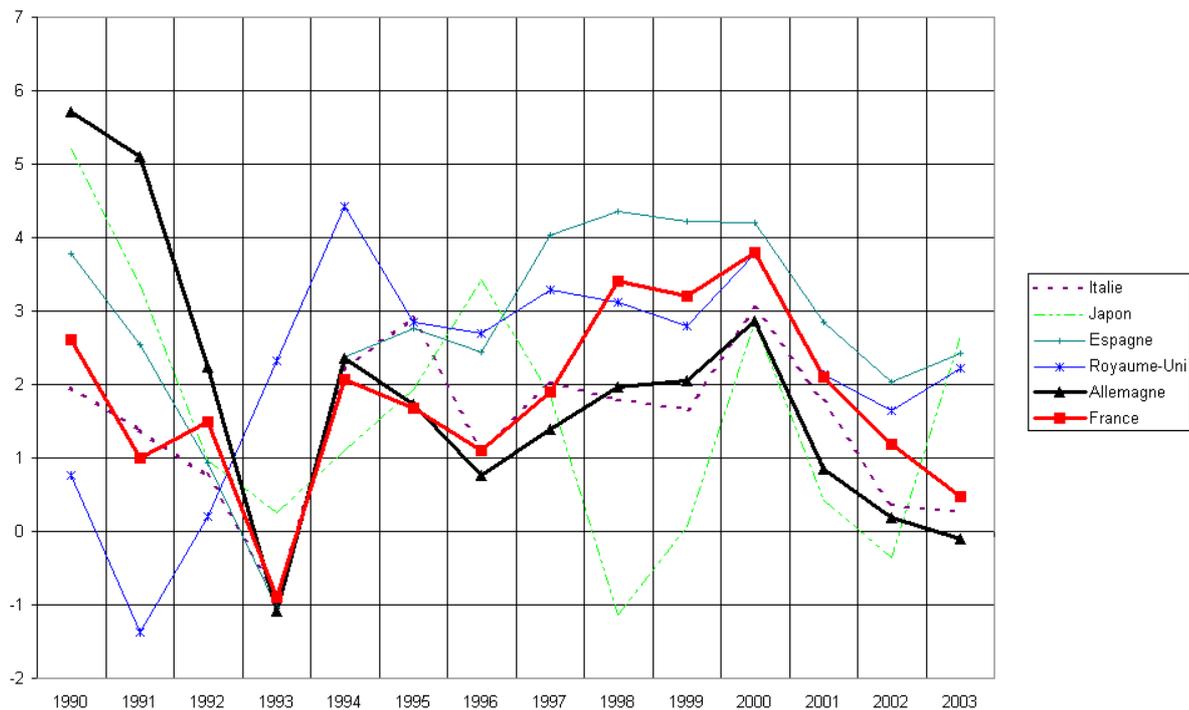
\* : spécification identique à celle de l'équation 8 à l'indicatrice de temps près, ici non différenciée par zones

Remarque : cet effet est défini à une constante près. Les barres d'erreur correspondent à 1 écart-type.

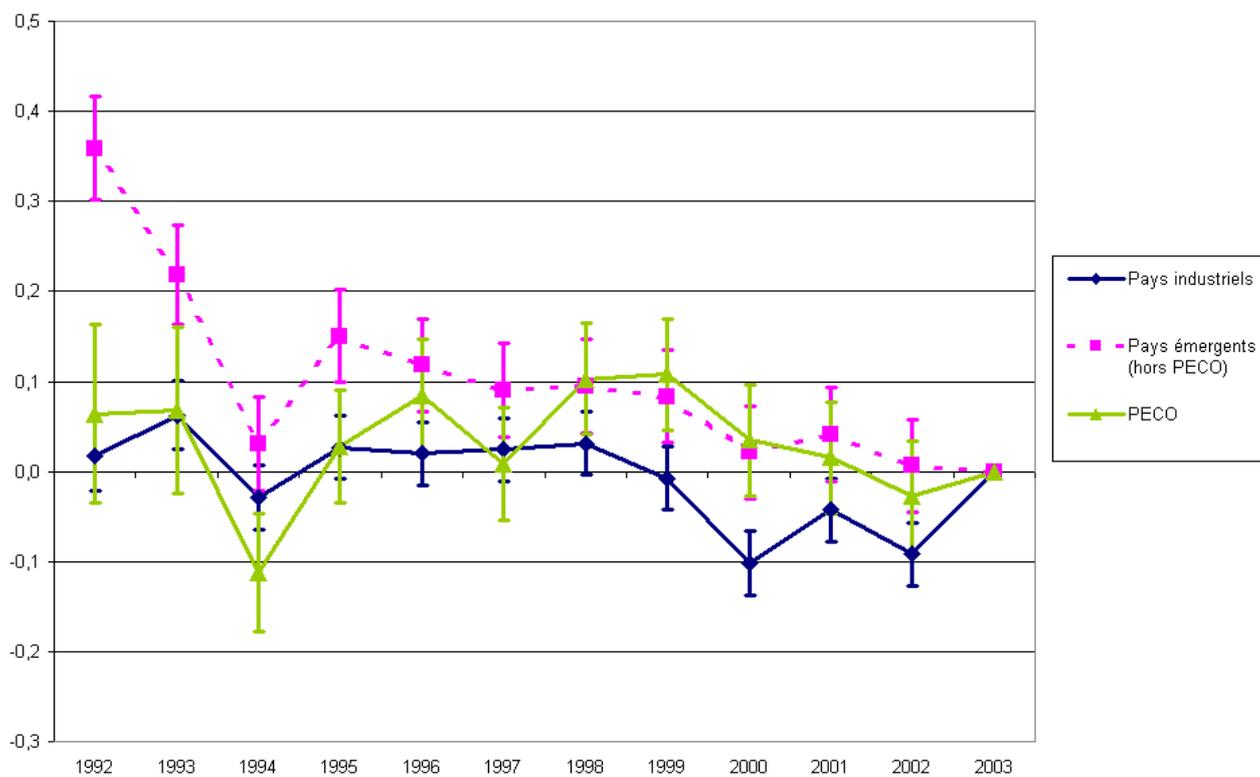
Source : Bases STAN de l'OCDE et FLUBIL de l'INSEE, calcul des auteurs (*idem* pour l'ensemble des graphiques et tableaux de ce texte).

Dans la spécification de référence, cependant, l'effet fixe temporel est décomposé selon que le marché de destination correspond à un pays développé, un PECO ou à un pays émergent non PECO. Le tracé de ces tendances différenciées est proposé graphique 3. Il montre que l'évolution de la tendance non différenciée présentée au graphique 1 provient plutôt d'une dégradation de la situation de la France sur les marchés émergents. Le comportement d'ensemble sur les marchés des pays développés apparaît relativement stable au regard de la volatilité de la courbe du graphique 1, même si l'on perçoit une légère baisse à partir de 1999.

**Graphique 2 : Taux de croissance annuel du PIB**

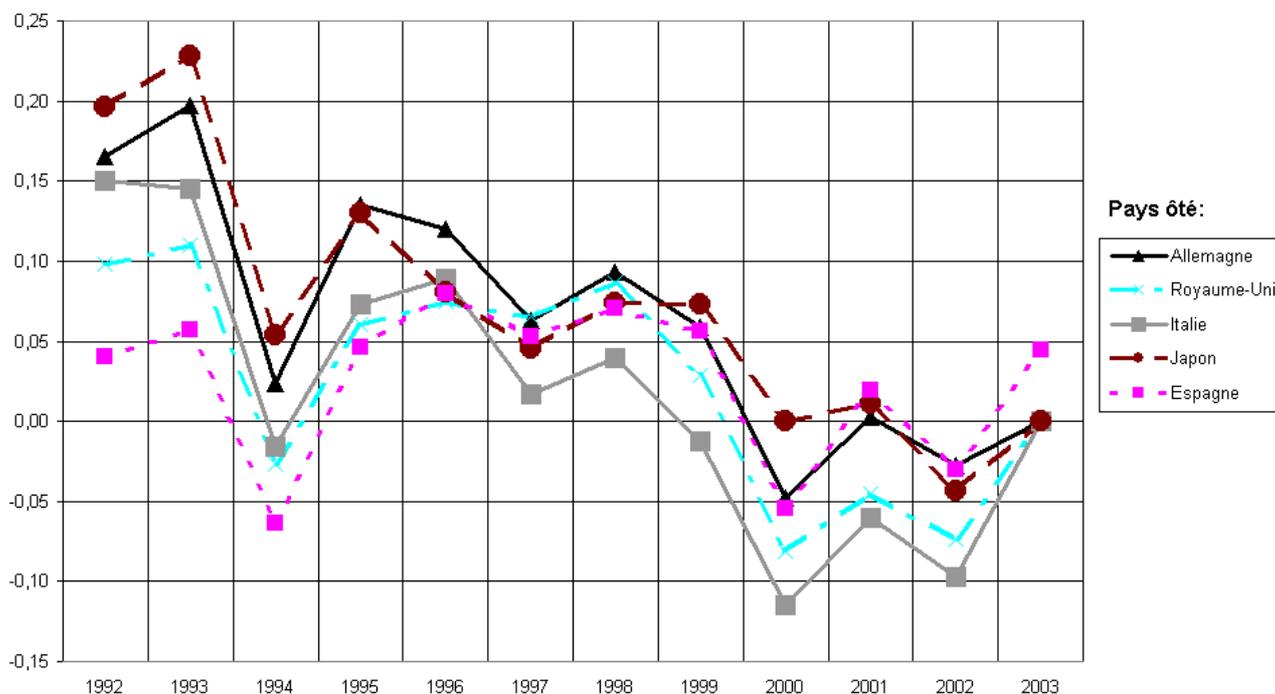


**Graphique 3 : décomposition de l'effet fixe temporel par nature du marché de destination (spécification de référence)**



On peut alors se demander si le constat effectué sur l'effet fixe temporel du graphique 1 correspond à une réalité, ou bien s'il est dicté par une dégradation de la situation française relativement à certains des pays de comparaison qui rejailit sur l'effet moyen identifié. Pour cela, nous avons procédé à une estimation de l'effet fixe temporel non différencié par zones en ôtant successivement de l'estimation l'ensemble des observations d'un des cinq pays de comparaison (Allemagne, Espagne, Italie, Japon, Royaume-Uni). Le graphique 4 représente l'effet fixe moyen obtenu pour chacune de ces cinq estimations. Globalement, le diagnostic de baisse progressive des parts de marché n'est pas fondamentalement remis en cause, même s'il semble que les performances des exportations françaises relativement à celles de l'Espagne contribuent pour une part non négligeable à la perception de cette baisse. En effet, l'effet fixe temporel obtenu en l'absence des observations de parts de marché relatives France/Espagne est plutôt plus volatile mais aussi caractérisé par une tendance nettement moins accentuée que les autres effets fixes. A l'opposé, il semble que l'évolution des parts de marché relatives France/Japon atténue la tendance à la décroissance. En somme, il est probable que les performances espagnoles -très bonnes- renforcent le pessimisme du diagnostic portant sur les parts de marché relatives de la France à l'exportation, alors qu'à l'opposé, les performances japonaises -plutôt médiocres- atténuent le pessimisme du diagnostic.

**Graphique 4 : Etude de robustesse sur le diagnostic concernant l'effet fixe temporel : effets fixes (non différenciés selon la nature de pays de destination) obtenus en supprimant les observations relatives à un des cinq pays de comparaison successivement**



### III - Analyse des contributions à l'évolution des parts de marché de la France relativement à ses principaux concurrents à l'étranger

Le modèle sous-jacent à l'équation (8) est plutôt un modèle de long terme. Cependant, les variables explicatives du modèle fluctuent aussi à court terme. Ainsi, le modèle économétrique absorbe (ou explique) une fraction de la variabilité de court terme des variables constitutives du modèle. Afin de mieux comprendre les mécanismes qui opèrent d'une année sur l'autre sur l'évolution des parts de marché relatives et d'évaluer les limites du modèle, nous proposons d'analyser plus avant les contributions des variables explicatives aux évolutions observées.

Le modèle économétrique (8) donne accès aux coefficients structurels des équations caractérisant les parts de marchés relatives. Il est donc aisé d'étudier les résultats obtenus en évolution. En différenciant l'équation de régression (8), on obtient :

$$\begin{aligned} \Delta Rexport(i, j, k, t, s) &= 0,59 \Delta taud - (\hat{\sigma}(s) - 1) \times \Delta Rprix(i, j, k, t, s) \\ &+ 0,54 \Delta Rprod(i, k, t, s) + 0,31 \Delta Rprod(i, k, t, s)_{-2} \\ &+ \sum_{\Pi \in \{I, E, P\}} [\hat{\mu}_{\Pi}(t) - \hat{\mu}_{\Pi}(t-1)] \cdot 1\{j \in \Pi\} + \Delta \varepsilon_{i, j, k, t, s} \end{aligned} \quad (9)$$

L'équation (9) permet, pour chaque observation, de déterminer la contribution de chacune des différentes variables explicatives non constantes dans le temps à l'évolution de la variable dépendante. Dans le but d'évaluer en variation l'apport d'une variable (ou d'un groupe de variables) à la capacité prédictive du modèle estimé, nous calculons, pour chaque variable explicative, l'accroissement relatif de la somme des carrés des résidus qu'impliquerait la suppression de cette variable toutes choses inchangées par ailleurs. Concrètement, étant données les valeurs des paramètres de la régression (8), l'accroissement relatif de la somme des carrés des résidus de l'équation (9) consécutivement à la suppression, par exemple des indicatrices de temps, vaut :

$$\frac{\Delta SCR}{SCR} = \left[ \sum_{(j, k, t, s) \in \Omega} \left( \Delta Rexport(i, j, k, t, s) - 0,59 \Delta taud + (\hat{\sigma}(s) - 1) \times \Delta Rprix(i, j, k, t, s) - 0,54 \Delta Rprod(i, j, t, s) - 0,31 \Delta Rprod(i, j, t, s)_{-2} \right)^2 \right] \left[ \sum_{(j, k, t, s) \in \Omega} (\Delta \varepsilon_{i, j, k, t, s})^2 \right]^{-1} - 1 \quad (10)$$

où  $\Omega$  est un sous-ensemble (éventuellement la totalité) des observations pour lequel on souhaite étudier l'apport de la variable ôtée à la capacité prédictive du modèle estimé. Cette procédure correspond à une décomposition de la variance.

Dans ces conditions, l'indicateur  $\Delta SCR / SCR$  est d'autant plus élevé que la variable ôtée concourt significativement à la bonne prédiction par le modèle estimé des variations de parts de marché relatives.

Pour comprendre l'influence moyenne de telle ou telle variable explicative sur l'ensemble de la période étudiée, il convient aussi de prendre en compte dans l'analyse la valeur moyenne de sa contribution à l'évolution des parts de marché relatives. Cette valeur moyenne est *de facto* homogène à un taux de croissance annuelle moyen de la variable en question sur la période à une constante

multiplicative près. Ainsi, une variable qui présenterait un fort  $\Delta SCR / SCR$  et une contribution moyenne significativement différente de 0 expliquerait une évolution tendancielle des parts de marché éventuellement assortie de fluctuations de court terme sur la période. Le tableau 2 précise la grille de lecture de ces deux indicateurs. La contribution moyenne du résidu indique l'effet tendanciel résiduel non capté par les variables explicatives du modèle. La contribution moyenne de la variable dépendante indique la croissance moyenne annuelle des parts de marché relatives sur la période.

**Tableau 2 : grille de lecture de l'analyse en contributions**

	$\Delta SCR / SCR \gg 0$	$\Delta SCR / SCR \approx 0$
Contribution moyenne $\neq 0$	Variable influente* à court et long termes et qui implique une évolution tendancielle des parts de marché relatives du signe de sa contribution moyenne sur la période.	Variable faiblement influente à court et long termes sur la période.
Contribution moyenne $\approx 0$	Variable influente à court terme et qui n'implique pas d'évolution tendancielle des parts de marché relatives sur la période.	

\* Variable influente s'entend comme une variable apportant un surcroît d'information significatif sur la variable endogène relativement aux autres variables explicatives prises en compte dans la régression sur la période considérée.

On observe (tableau 3) que, dans l'ensemble (deux premières lignes de résultats), les variables explicatives retenues jouent significativement dans le modèle. La compétitivité-prix de la France s'est globalement améliorée, de même que le volume de production relative sur la période 1992-2003. Le groupe des indicatrices de temps pèse, comme nous l'avons mentionné plus haut, négativement sur la croissance des parts de marché. On observe que l'apport des variables à la capacité prédictive du modèle estimé diffère selon le pays de comparaison : les variables du modèle n'apportent rien à la prédiction des échanges relatifs France/Allemagne. A l'opposé, la compétitivité-prix permet d'expliquer une partie de l'évolution des parts de marchés relatives de la France par rapport au Royaume-Uni, à l'Espagne et, plus encore, par rapport à l'Italie et au Japon. La compétitivité-prix de la France a globalement contribué positivement à l'évolution des parts de marché relatives de la France, hormis vis-à-vis de l'Allemagne, du Japon et dans une moindre mesure de l'Espagne. L'apport de cette variable au pouvoir prédictif du modèle estimé est relativement élevé, sauf dans le cas de l'Allemagne. Au final, la compétitivité-prix a contribué positivement à la croissance des parts de marché françaises, sur la période 1992-2003, relativement à l'Italie et au Royaume-Uni et négativement relativement au Japon et à l'Espagne.

**Tableau 3 : apport à la capacité prédictive du modèle estimé (lignes  $\Delta SCR / SCR$ ), par pays de comparaison, des variables explicatives de l'équation (9) et contribution moyenne (ligne Contrib. moy.) sur la période considérée.**

Pays de comparaison	nombre d'observations	compétitivité-prix	variable ôtée			résidu	parts de marché relatives	
			change	production	indicateurs de temps			
ensemble	20913	7,73%	4,99%	6,88%	4,63%			$\Delta SCR / SCR$
		0,11%	-0,02%	0,80%	-0,85%	0,05%	0,08%	Contrib. moy.
Allemagne	3960	-0,62%	-2,38%	-2,67%	-1,99%			$\Delta SCR / SCR$
		-0,23%	-0,15%	1,89%	-1,01%	0,02%	0,52%	Contrib. moy.
Royaume-Uni	4089	3,45%	-2,39%	-1,81%	-1,18%			$\Delta SCR / SCR$
		0,46%	1,15%	1,40%	-1,14%	0,13%	1,99%	Contrib. moy.
Espagne	4152	3,65%	-0,59%	-0,95%	-0,70%			$\Delta SCR / SCR$
		-0,07%	-0,98%	-0,65%	-1,05%	-2,32%	-5,07%	Contrib. moy.
Italie	4484	16,33%	15,31%	29,31%	16,28%			$\Delta SCR / SCR$
		0,48%	-0,46%	-0,70%	-0,52%	0,74%	-0,46%	Contrib. moy.
Japon	4228	13,40%	12,38%	12,44%	10,04%			$\Delta SCR / SCR$
		-0,14%	0,36%	2,20%	-0,57%	1,62%	3,46%	Contrib. moy.

Note de lecture : la suppression de la variable de prix dans l'équation (9) conduit à une augmentation relative de la somme des carrés des résidus de 7,73% pour l'ensemble des observations de la base de données. La variable de prix contribue annuellement pour 0,11 point à la croissance des parts de marché relatives de la France par rapport à l'ensemble des pays de comparaison et sur l'ensemble des marchés.

### ***III.1 Un modèle bien adapté à la description des échanges entre pays industrialisés, moins pertinent pour les échanges avec les pays émergents***

Le tableau 4 présente l'apport des variables de l'équation (9) à la capacité prédictive du modèle estimé par type de marché de destination. Il est clair que cet apport est beaucoup plus élevé pour les pays industrialisés que pour les pays émergents. La conclusion sur ce dernier point n'est pas différente selon que le pays émergent est un PECO ou non. Ce constat est cohérent avec l'idée que la concurrence monopolistique reflète convenablement les mécanismes de marché caractérisant les échanges entre pays industrialisés. Par contre, les échanges entre pays industrialisés et pays émergents s'écartent plus souvent de ce cadre de d'analyse.

Dans le cas de pays industrialisés, l'indicateur de temps capte un effet tendanciel légèrement négatif de l'évolution des parts de marché de la France relativement à ses concurrents. En contribution moyenne, l'effet légèrement négatif capté par l'indicateur de temps est contrebalancé par une amélioration de la compétitivité-prix et des performances d'ensemble de la production. Le change joue en défaveur des parts de marché françaises pour les marchés des pays industrialisés et des émergents hors PECO.

**Tableau 4 : apport à la capacité prédictive du modèle estimé (lignes  $\Delta SCR / SCR$ ), par type de marché de destination, des variables explicatives de l'équation (9) et contribution moyenne (ligne Contrib. moy.) sur la période considérée**

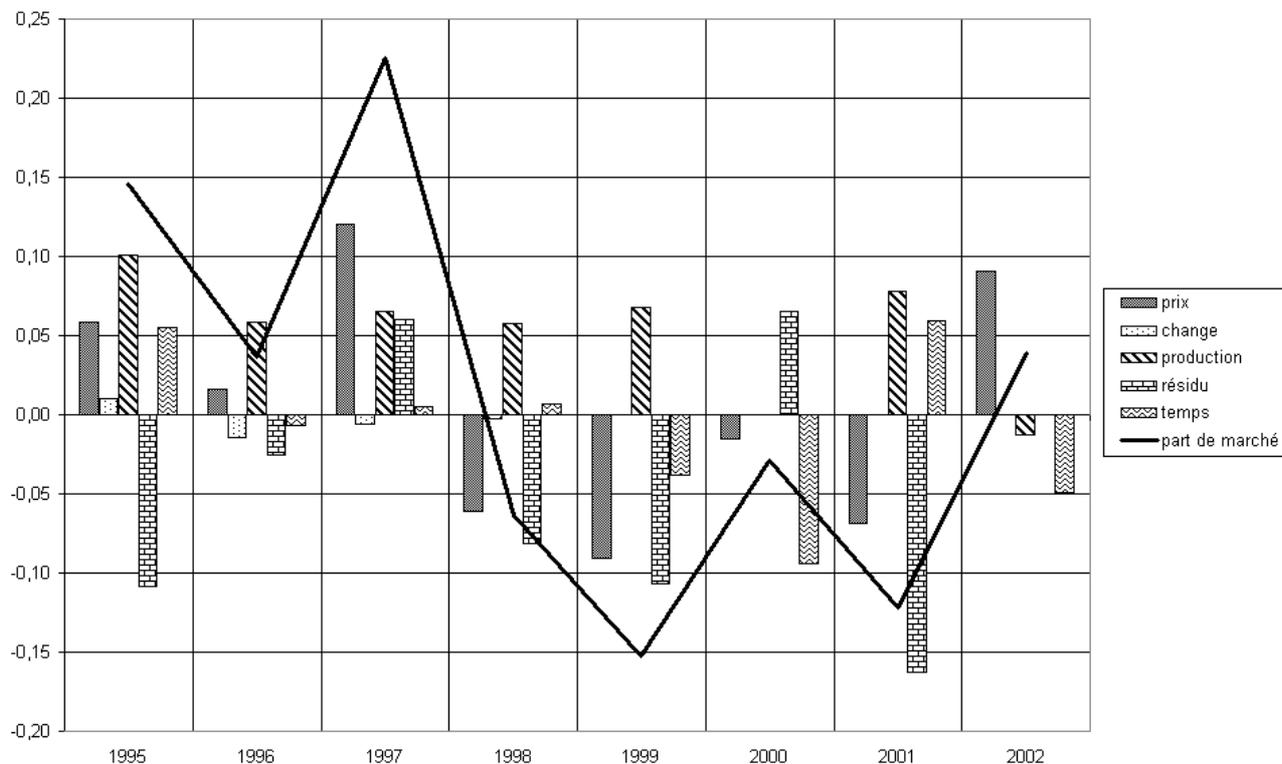
concurrent	échange	nombre d'observations	variable ôtée				résidu	parts de marché relatives		
			compétitivité-prix	change	production	indicatrice de temps				
ensemble	tout marché	20913	7,73%	4,99%	6,88%	4,63%			$\Delta SCR/SCR$	
			0,11%	-0,02%	0,80%	-0,85%	0,05%	0,08%	Contrib. moy.	
	pays industrialisés	11867	17,01%	11,82%	15,98%	13,00%			$\Delta SCR/SCR$	
				0,08%	-0,06%	0,76%	-0,74%	-0,05%	-0,01%	Contrib. moy.
	pays émergents hors PECO	5608		2,96%	2,18%	3,15%	0,30%			$\Delta SCR/SCR$
				0,02%	-0,10%	0,74%	-1,73%	0,41%	-0,66%	Contrib. moy.
	PECO	3438		2,38%	-0,24%	-0,11%	-0,14%			$\Delta SCR/SCR$
				0,36%	0,23%	1,02%	0,20%	-0,18%	1,63%	Contrib. moy.

Note de lecture : la suppression de la variable de prix dans l'équation (9) conduit à une augmentation de la somme des carrés des résidus de 7,73% pour l'ensemble des observations de la base de données. Cette variable contribue annuellement pour 0,11 point à la croissance des parts de marché relatives de la France face à l'ensemble des pays de comparaison et sur l'ensemble des marchés.

### **III.2 Des variations résiduelles pouvant être reliées à des effets conjoncturels**

L'analyse sectorielle est caractérisée par une variabilité assez grande de l'apport des variables à la capacité prédictive du modèle estimé (cf. annexe 1). Les caractéristiques générales dégagées plus haut demeurent. L'apport des variables du modèle estimé est faible dans le cas de la production de bois, alors qu'il est plus élevé dans le cas des machines et matériels ou de l'industrie chimique et pétrolière. La contribution moyenne des effets résiduels peut être très différente d'un produit à l'autre. Par exemple, les moyennes des contributions résiduelles s'élèvent à 8,25 points en moyenne annuelle dans le secteur de la production du bois, contre -0,92 point dans le secteur de machines et équipement. Ce dernier chiffre reste encore assez élevé.

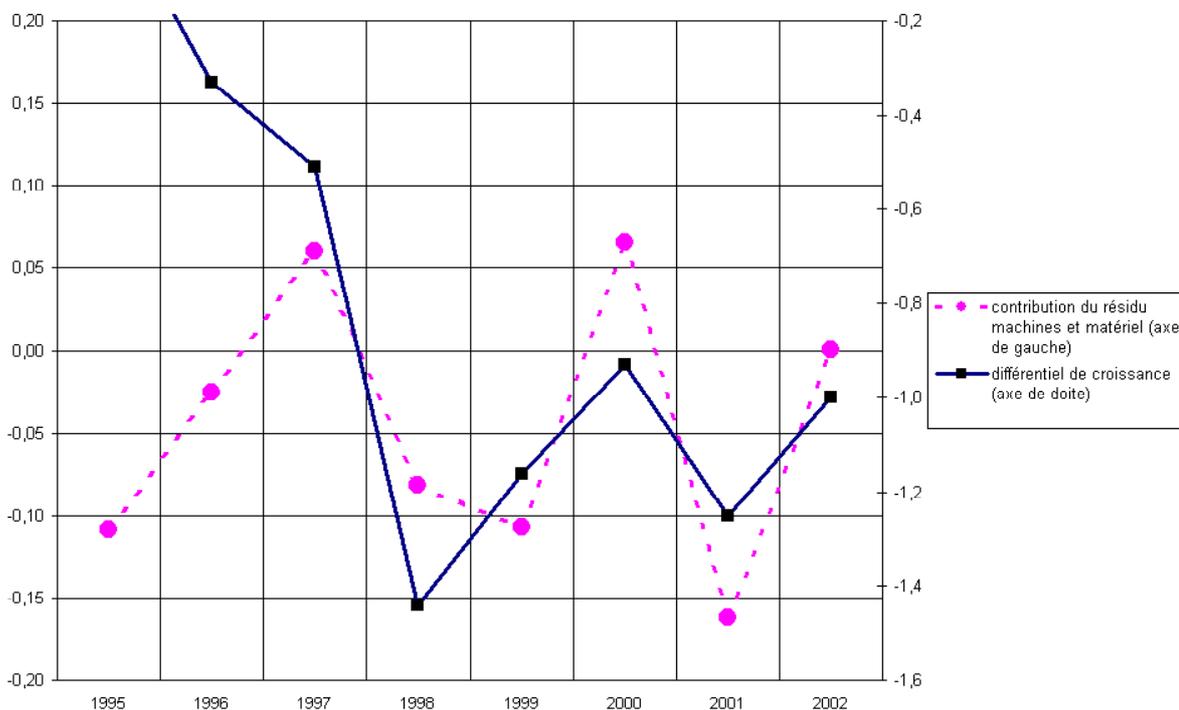
**Graphique 5 : évolution des parts de marché relatives détenues par la France par rapport à l'Allemagne sur le marché américain dans le secteur des machines et matériel**



Ainsi, lorsqu'on descend à un certain niveau de détail, il apparaît que la partie non expliquée de l'information en variation reste assez élevée. Il est toutefois possible de pousser quelque peu l'explication de cette fraction de l'information en isolant des effets conjoncturels dans les variations résiduelles. Ce point est détaillé ci-après.

Le graphique 5 présente le taux de croissance annuel des parts de marché relatives France / Allemagne dans le secteur des machines et équipements, ainsi que les contributions des diverses variables explicatives. Comme le montre le graphique 2, l'Allemagne, de 1996 à 2003, présente une croissance du PIB plus faible que la France. De 1997 à 2003, le différentiel de croissance France / Allemagne est supérieur à 0,5 point de PIB par an. Une explication plausible des gains de parts de marché à l'exportation réalisés par l'Allemagne par rapport à la France pourrait résider dans le mécanisme suivant : la demande intérieure allemande étant faible, les entreprises tendraient à se tourner vers les marchés étrangers pour écouler leurs marchandises. Dans ces conditions, l'Allemagne gagnerait des parts de marchés par rapport à la France, au moins en partie par suite d'un faible dynamisme de la demande intérieure. Ceci est partiellement confirmé par le graphique 6, qui rapproche la contribution des résidus France / Allemagne sur le marché américain des machines et matériels du différentiel de croissance France-Allemagne. Une corrélation entre ces deux variables est nettement perceptible entre 1997 et 2003.

**Graphique 6 : contribution du résidu des parts de marché relatives France / Allemagne (équation 8) dans le secteur des machines et matériel aux Etats-Unis (correspondant au résidu tracé au graphique 5) et différentiel de croissance France-Allemagne**



Pour vérifier cette hypothèse, dans le cadre d'une spécification en niveau, nous avons régressé le résidu de l'équation (8) sur le logarithme du rapport des PIB en volume de la France et du pays de comparaison. Les résultats sont donnés tableau 5.

**Tableau 5 : coefficient associé au logarithme du rapport des PIB français et du pays  $k$  de comparaison où  $k \in \{\text{Allemagne, Espagne, Royaume-Uni, Italie, Japon}\}$  dans la régression du résidu de l'équation 8 sur cette variable**

Pays de comparaison	coefficient	T-Student	$\Delta$ croissance
Allemagne	-0,88	-2,2	0,82
Espagne	0,12	0,6	-1,07
Royaume-Uni	-2,32	-1,4	-0,49
Italie	1,76	2,4	0,46
Japon	-0,32	-0,8	1,16

Période d'estimation :<sup>14</sup> 1996-2003 ; la dernière colonne est l'écart de croissance moyen annuel sur la période entre la France et le pays considéré (en points de pourcentage).

Note de lecture : le différentiel de croissance France / Allemagne est de 0,82 point de pourcentage en moyenne annuelle sur la période 1996-2003 en faveur de la France ; l'élasticité des parts de marché relatives France / Allemagne au différentiel de croissance est de -0,88.

On constate que le coefficient de dépendance du résidu au rapport des PIB est significativement négatif pour l'Allemagne, conformément à notre intuition. Le tableau

<sup>14</sup> Une régression sur la totalité de la période 1989-2003 conduit à des coefficients non significatifs.

5 montre que deux pays présentent des coefficients estimés significatifs entre l'évolution des parts de marché et le différentiel de croissance : outre l'Allemagne, on trouve aussi l'Italie. Le cas de l'Italie est sensiblement différent du cas allemand puisque la croissance italienne est plus faible que la croissance française sur la période considérée et, parallèlement, l'Italie perd des parts de marché par rapport à la France sur les marchés extérieurs.

En pratique qu'attend-on ? Sur un plan conjoncturel, un pays dont la demande intérieure est faible par rapport à ses principaux partenaires peut gagner des parts de marché à l'étranger s'il est suffisamment compétitif pour exporter ce qu'il ne parvient pas à écouler sur un marché intérieur déprimé. Cette explication semble plausible dans le cas de l'Allemagne. D'un autre point de vue, un pays qui maintiendrait une croissance durablement plus élevée qu'un autre devrait, à terme, gagner des parts de marché à l'exportation par rapport à son concurrent moins dynamique. Il semble que, pour le couple France-Italie, cette seconde explication puisse être avancée.

Selon cette analyse, il serait possible de relier les pertes de parts de marché de la France relativement à l'Allemagne pour partie au faible dynamisme de la demande intérieure allemande sur la période 1996-2003. Parmi les cinq pays auxquels les performances françaises sont comparées, l'Allemagne est le seul qui gagne des parts de marché pour des raisons non prises en compte par les variables explicatives du modèle (8), alors que sa demande intérieure est faible. Cette singularité est également confirmée par le tableau 3.

Une autre hypothèse -plutôt complémentaire- est liée à la thèse « d'économie de bazar » (Boulhol, 2005) : l'Allemagne aurait eu davantage recours à la division internationale du travail que la France au cours de la période étudiée. Son industrie n'interviendrait plus qu'en début et fin de chaîne de production pour la conception en amont, l'assemblage ou la distribution en aval. Il s'ensuivrait une diminution de la part de la valeur ajoutée dans la production (pesant négativement sur la croissance) et des gains de productivité pour l'Allemagne (jouant positivement sur ses exportations). Les indices de valeurs unitaires utilisés pour approcher le prix des exportations ne reflétant qu'imparfaitement l'amélioration de la compétitivité allemande, il est possible que les résidus sur les parts de marché France/Allemagne traduisent en partie un mécanisme « d'économie de bazar ».

Enfin, on peut mentionner comme dernière piste de réflexion sur les différences de performances à l'exportation de la France et de l'Allemagne les conséquences de la réunification allemande. Il est probable que celle-ci ait eu un impact plutôt négatif sur les exportations allemandes au début des années 1990 car l'industrie allemande faisait face à un surcroît de demande intérieure de la part des nouveaux Länder. L'augmentation des parts de marché de l'Allemagne à la fin des années 1990 pourrait marquer un « retour à la normale » après la baisse du début des années 1990 liée au choc de la réunification, comme le suggèrent L'Angevin et Serravalle (2005).



## Conclusion

L'étude de l'évolution des parts de marché françaises relativement à l'Allemagne, l'Espagne, le Royaume-Uni, l'Italie et le Japon montre que les variables usuelles du commerce international (prix, production sectorielle, change) permettent de comprendre une partie significative de la dynamique des échanges. Le modèle économique retenu ici est clairement un modèle de moyen terme : il existe donc des fluctuations de court terme dont le modèle ne peut rendre compte. L'analyse des contributions montre qu'il est possible de relier une partie de ces variations de court terme à des mécanismes conjoncturels. Parmi les pays de comparaison, le cas de l'Allemagne paraît quelque peu atypique : il semble possible de relier ses gains de parts de marché à l'exportation à la relative faiblesse de sa demande intérieure sur la période 1996-2003. Au-delà, la France paraît globalement perdre des parts de marché à l'exportation par rapport aux cinq pays de comparaison. Il semble que l'origine de cette perte de parts de marché globale soit plutôt liée à la dégradation des positions françaises dans les pays émergents au milieu des années 1990.

Finalement, les conclusions de cette étude sont moins négatives qu'il n'y paraît : l'étude détaillée suggère que la position de la France sur les marchés des pays industrialisés se maintient à un niveau stable depuis le début des années 1990 et que, si elle perd des parts de marché face à l'Allemagne, celle-ci pourrait être, à certains égards, un cas particulier parmi les pays industrialisés. Reste que le modèle économique utilisé ne précise pas les modalités microéconomiques des échanges internationaux. Il est probable que l'investissement direct dans les pays émergents constitue d'ores et déjà un stimulant important des performances commerciales, comme le montre Fontagné (1999), et que la dégradation des performances commerciales de la France sur les marchés émergents pourrait être liée à un faible dynamisme à l'implantation des firmes françaises sur ces nouveaux marchés.

## Bibliographie

Analyses économiques (2004) : Inflation et compétitivité extérieure de l'économie allemande, *Direction de la Prévision*, n°26 - Janvier 2004.

Analyses économiques (2004) : Comment expliquer les pertes récentes de parts de marché de la France à l'exportations de produits manufacturés ?, *Direction de la Prévision*, n°32 - Mars 2004.

Analyses économiques (2004) : Compétitivité et attractivité de l'économie française, *Direction de la Prévision*, n°36 - Avril 2004.

Arellano M. et B. Honoré (2001) : Panel data models : some recent developments, Elsevier Science.

Armington P.S (1969) : A theory of Demand Distinguished by Place of Production, *International Monetary Fund Staff Papers*, 16 (1), pp. 159-178.

Ausilloux V. et M. Pajot (2003) : Enjeux commerciaux de l'élargissement de l'Union européenne, *Economie et Statistique* n° 363-365, pp. 235-265.

Bergstrand J.H. (1989) : The Generalized Gravity Equation in Monopolistic Competition and the Factor Proportions Theory in International Trade, *Review of Economics and Statistics*, 71, pp. 143-53.

Boulhol H. (2005) : Le bazar allemand explique-t-il l'écart de performance à l'export par rapport à la France?, *Flash CDC-IXIS*, 2005-243.

Darracq-Pariès M. et H. Erkel-Rousse (2000) : Origines et conséquences des incertitudes pesant sur le solde commercial de la zone euro, *Economie et Prévision*, n° 152-153, pp. 215-230.

Dixit A.K et J.E Stiglitz (1977) : Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity, *American Economic Review*, 67:3, 297-308.

Erkel-Rousse H. (2000) : *Commerce international et différenciation de produit : Modélisation théorique et applications empiriques*, Thèse, Université Paris I Panthéon-Sorbonne, novembre, chapitre 1 : Revue de littérature.

Erkel-Rousse H. et D. Mirza (2002) : Import price elasticities: Reconsidering the evidence, *Revue Canadienne d'Economie*, Vol 35, N°2.

Fontagné L. (1999) : L'investissement étranger direct et le commerce international : sont-ils complémentaires ou substituables ?, *Documents de travail sur la science, la technologie, l'industrie*, 1999/3, Editions OCDE.

Fontagné L., M. Pajot et J-M. Pasteels (2002) : Potentiel de commerce entre économies hétérogènes : un petit mode d'emploi des modèles de gravité, *Economie et Prévision* n° 152-153, pp. 115-140.

Fujita M., P. Krugman et A.J. Venables (1999) : *The spatial economy, Cities, regions and international trade*, MIT Press.

Hatzichronoglou (1997) : Revision of the High-technology Sector and Product Classification, *STI Working Paper 1997/2*, OECD.

Hausman J., G. Leonard et J. D. Zona (1994) : Competitive Analysis with Differentiated Products, *Annales d'économie et de statistique*, n°34, pp. 159-180.

Heckscher E. et B. Ohlin (1991) : *Heckscher-Ohlin trade theory*, Harry Flam et June Flanders, Cambridge, MIT Press.

Henderson C. R. (1953) : Estimation of variance and covariance components, *Biometrics*, June 1953.

Hickmann B. G. et L. J. Lau (1973) : Elasticity of substitution and export demands in a world trade model, *European Economic Review*, vol. 4, pp. 347-380.

Kean M. P. et D. E. Runkle (1992) : On the estimation of panel-data models with serial correlation when instruments are not strictly exogenous, *Journal of business and economic statistics*, 10(1), 1-9.

Konings J., P. Van Cayseels et F. Warzynski (2001) : The dynamics of industrial mark-ups in two small open economies: Does national competition policy matter?, *International Journal of Industrial Organization*, vol. 19, pp. 841-859.

Krugman, P. (1979) : Increasing Returns, Monopolistic Competition and International Trade, *Journal of International Economics*, 9, 469-79.

Krugman, P. (1980) : Scale Economies, Product Differentiation and the Pattern of Trade, *American Economic Review*, 70, 950-9.

L'Angevin C. et S. Serravalle (2005) : Performances à l'exportation de la France et de l'Allemagne, une analyse par secteur et destination géographique, *Document de travail du Département des études économiques d'ensemble*, G2005/05, INSEE.

Orcutt G. (1950) : Measurement of price elasticities in international trade, *Review of Economics and Statistics*, vol. 32, pp. 117-132.

Spence A.M (1976) : Product Selection, Fixed Costs and Monopolistic Competition, *Review of economics studies*, 43, 217-236.

Wooldridge J. M. (2002) : *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, the MIT Press.

## Annexe 1: tableau des contributions sectorielles et détaillées par pays de comparaison

secteur	échange	nombre d'observations	variable ôtée				résidu	parts de marché relatives	
			prix	change	production	indicatrices de temps			
textile - C17_19	tous marchés	2314	101,27%	111,80%	154,54%	98,95%			ΔSCR/SCR
			0,20%	-0,35%	-0,25%	-0,96%	0,25%	-1,11%	Contrib. moy.
	pays industrialisés	1311	267,88%	302,36%	414,34%	291,45%			ΔSCR/SCR
			0,19%	-0,42%	-0,54%	-0,70%	0,07%	-1,40%	Contrib. moy.
	pays émergents hors PECO	1003	49,80%	52,93%	74,27%	39,48%			ΔSCR/SCR
		0,21%	-0,27%	0,14%	-1,29%	0,49%	-0,72%	Contrib. moy.	
	PECO	376	9,93%	7,72%	12,49%	8,98%			ΔSCR/SCR
			0,33%	-0,02%	1,28%	-1,14%	-0,14%	0,32%	Contrib. moy.
prod. de bois - C2000	tous marchés	1579	0,98%	-0,60%	0,02%	1,78%			ΔSCR/SCR
			-0,76%	0,35%	1,10%	-0,77%	7,60%	7,53%	Contrib. moy.
	pays industrialisés	905	2,94%	-1,42%	0,16%	1,85%			ΔSCR/SCR
			-0,92%	0,29%	1,24%	-1,12%	4,44%	3,93%	Contrib. moy.
	pays émergents hors PECO	674	0,13%	-0,24%	-0,04%	1,74%			ΔSCR/SCR
		-0,54%	0,44%	0,91%	-0,30%	11,85%	12,36%	Contrib. moy.	
	PECO	252	2,68%	0,36%	-0,28%	0,14%			ΔSCR/SCR
			-0,73%	0,54%	0,44%	0,03%	-2,94%	-2,66%	Contrib. moy.
pâte, papier, imprimerie, édition - C21_22	tous marchés	1674	3,64%	-0,70%	-0,73%	1,56%			ΔSCR/SCR
			0,27%	0,30%	0,56%	-0,69%	-1,09%	-0,65%	Contrib. moy.
	pays industrialisés	920	12,53%	-2,80%	-1,73%	2,53%			ΔSCR/SCR
			0,55%	0,29%	0,56%	-1,14%	-0,77%	-0,50%	Contrib. moy.
	pays émergents hors PECO	754	1,18%	-0,13%	-0,45%	1,29%			ΔSCR/SCR
		-0,08%	0,30%	0,55%	-0,13%	-1,47%	-0,82%	Contrib. moy.	
	PECO	314	-0,09%	0,55%	-0,20%	1,46%			ΔSCR/SCR
			0,09%	0,32%	0,54%	0,34%	-1,67%	-0,39%	Contrib. moy.
prod. Chimique et pétrole - C23_25	tous marchés	2251	7,83%	-0,20%	-1,63%	-0,91%			ΔSCR/SCR
			-0,34%	-0,53%	1,85%	-1,35%	-1,62%	-1,98%	Contrib. moy.
	pays industrialisés	1265	21,26%	-0,91%	-0,89%	-1,84%			ΔSCR/SCR
			-0,01%	-0,60%	1,83%	-0,79%	-1,58%	-1,15%	Contrib. moy.
	pays émergents hors PECO	966	4,27%	-0,01%	-1,83%	-0,66%			ΔSCR/SCR
		-0,77%	-0,43%	1,88%	-2,07%	-1,66%	-3,06%	Contrib. moy.	
	PECO	381	5,81%	-0,02%	-0,63%	1,12%			ΔSCR/SCR
			-1,36%	-0,17%	1,96%	-1,56%	-1,91%	-3,03%	Contrib. moy.
autres produits minéraux non métalliques - C2600	tous marchés	2310	7,04%	5,42%	16,03%	10,74%			ΔSCR/SCR
			0,88%	-0,38%	-1,12%	-0,97%	-0,48%	-2,05%	Contrib. moy.
	pays industrialisés	1311	24,23%	16,68%	51,57%	35,49%			ΔSCR/SCR
			0,77%	-0,42%	-1,20%	-0,70%	0,48%	-1,06%	Contrib. moy.
	pays émergents hors PECO	999	1,94%	2,08%	5,48%	3,39%			ΔSCR/SCR
		1,03%	-0,33%	-1,01%	-1,32%	-1,74%	-3,35%	Contrib. moy.	
	PECO	372	1,01%	3,06%	3,04%	4,16%			ΔSCR/SCR
			1,17%	-0,17%	-0,69%	-1,21%	-3,33%	-4,22%	Contrib. moy.
machines et matériels - C29_33	tous marchés	1680	2,87%	-2,11%	0,57%	2,43%			ΔSCR/SCR
			-0,65%	0,29%	3,35%	-0,68%	-0,82%	1,51%	Contrib. moy.
	pays industrialisés	920	5,59%	-2,01%	-0,65%	4,47%			ΔSCR/SCR
			-0,62%	0,29%	3,35%	-1,14%	-1,24%	0,65%	Contrib. moy.
	pays émergents hors PECO	760	1,73%	-2,16%	1,08%	1,57%			ΔSCR/SCR
		-0,68%	0,29%	3,35%	-0,12%	-0,31%	2,54%	Contrib. moy.	
	PECO	320	2,28%	-1,55%	1,70%	3,33%			ΔSCR/SCR
			-0,73%	0,29%	3,35%	0,37%	1,44%	4,72%	Contrib. moy.
industries manufacturières n.c.a. et récupération - C36_37	tous marchés	1679	2,21%	0,64%	0,00%	1,34%			ΔSCR/SCR
			1,68%	0,29%	1,39%	-0,68%	-0,32%	2,36%	Contrib. moy.
	pays industrialisés	920	2,44%	2,18%	-0,17%	0,68%			ΔSCR/SCR
			1,62%	0,29%	1,39%	-1,14%	-0,18%	1,99%	Contrib. moy.
	pays émergents hors PECO	759	2,12%	0,02%	0,07%	1,61%			ΔSCR/SCR
		1,75%	0,30%	1,39%	-0,14%	-0,50%	2,80%	Contrib. moy.	
	PECO	319	1,94%	0,40%	0,89%	-1,03%			ΔSCR/SCR
			1,65%	0,30%	1,39%	0,33%	2,25%	5,92%	Contrib. moy.
agriculture - C01_05	tous marchés	2273	8,10%	9,28%	9,24%	10,42%			ΔSCR/SCR
			0,25%	-0,62%	1,05%	-0,98%	1,62%	1,32%	Contrib. moy.
	pays industrialisés	1303	58,80%	53,35%	59,48%	60,04%			ΔSCR/SCR
			0,24%	-0,54%	1,17%	-0,44%	-0,37%	0,07%	Contrib. moy.
	pays émergents hors PECO	970	-7,66%	-4,41%	-5,37%	-5,00%			ΔSCR/SCR
		0,28%	-0,73%	0,88%	-1,71%	4,29%	3,02%	Contrib. moy.	
	PECO	350	-1,00%	0,31%	-0,15%	3,69%			ΔSCR/SCR
			0,48%	-0,06%	0,84%	-1,15%	4,30%	4,41%	Contrib. moy.

concurrent	échange	nombre d'observations	compétitivité-prix	variable ôtée			résidu	parts de marché relatives	
				change	production	indicatrice de temps			
ensemble	tous marchés	20913	7,73%	4,99%	6,88%	4,63%	0,05%	0,08%	ΔSCR/SCR
			0,11%	-0,02%	0,80%	-0,85%			Contrib. moy.
	pays industrialisés	11867	17,01%	11,82%	15,98%	13,00%			ΔSCR/SCR
			0,08%	-0,06%	0,76%	-0,74%	-0,05%	-0,01%	Contrib. moy.
Allemagne	pays émergents hors PECO	5608	2,96%	2,18%	3,15%	0,30%			ΔSCR/SCR
			0,02%	-0,10%	0,74%	-1,73%	0,41%	-0,66%	Contrib. moy.
	PECO	3438	2,38%	-0,24%	-0,11%	-0,14%			ΔSCR/SCR
			0,36%	0,23%	1,02%	0,20%	-0,18%	1,63%	Contrib. moy.
Grande-Bretagne	tous marchés	3960	-0,62%	-2,38%	-2,67%	-1,99%			ΔSCR/SCR
			-0,23%	-0,15%	1,89%	-1,01%	0,02%	0,52%	Contrib. moy.
	pays industrialisés	2217	-1,35%	-3,76%	-4,50%	-3,07%			ΔSCR/SCR
			-0,28%	-0,14%	1,88%	-1,20%	-1,30%	-1,04%	Contrib. moy.
Espagne	pays émergents hors PECO	1743	0,01%	-1,20%	-1,12%	-1,06%			ΔSCR/SCR
			-0,16%	-0,16%	1,89%	-0,77%	1,70%	2,51%	Contrib. moy.
	PECO	698	0,99%	1,03%	2,35%	1,33%			ΔSCR/SCR
			-0,16%	-0,19%	1,90%	0,28%	4,71%	6,55%	Contrib. moy.
Italie	tous marchés	4089	3,45%	-2,39%	-1,81%	-1,18%			ΔSCR/SCR
			0,46%	1,15%	1,40%	-1,14%	0,13%	1,99%	Contrib. moy.
	pays industrialisés	2300	3,64%	-6,05%	-5,71%	-3,99%			ΔSCR/SCR
			0,44%	1,03%	1,35%	-0,97%	-0,05%	1,79%	Contrib. moy.
Japon	pays émergents hors PECO	1789	3,37%	-0,92%	-0,25%	-0,05%			ΔSCR/SCR
			0,47%	1,30%	1,47%	-1,36%	0,37%	2,25%	Contrib. moy.
	PECO	688	0,02%	-1,63%	-1,26%	-1,37%			ΔSCR/SCR
			0,96%	1,71%	1,63%	-0,01%	-1,32%	2,96%	Contrib. moy.
ensemble	tous marchés	4152	3,65%	-0,59%	-0,96%	-0,70%			ΔSCR/SCR
			-0,07%	-0,98%	-0,65%	-1,05%	-2,32%	-5,07%	Contrib. moy.
	pays industrialisés	2345	17,38%	8,10%	7,69%	7,07%			ΔSCR/SCR
			-0,09%	-1,07%	-0,64%	-0,86%	-1,54%	-4,20%	Contrib. moy.
Allemagne	pays émergents hors PECO	1807	-5,69%	-6,49%	-6,83%	-5,97%			ΔSCR/SCR
			-0,04%	-0,86%	-0,67%	-1,30%	-3,33%	-6,21%	Contrib. moy.
	PECO	695	0,47%	0,36%	-0,33%	0,91%			ΔSCR/SCR
			0,11%	-0,50%	-0,72%	0,12%	-6,17%	-7,16%	Contrib. moy.
Italie	tous marchés	4484	16,33%	15,31%	29,31%	16,28%			ΔSCR/SCR
			0,48%	-0,46%	-0,70%	-0,52%	0,74%	-0,46%	Contrib. moy.
	pays industrialisés	2542	42,23%	43,86%	70,10%	47,19%			ΔSCR/SCR
			0,56%	-0,55%	-0,87%	-0,40%	0,42%	-0,83%	Contrib. moy.
Japon	pays émergents hors PECO	1942	3,00%	0,62%	8,34%	0,38%			ΔSCR/SCR
			0,39%	-0,34%	-0,49%	-0,68%	1,15%	0,03%	Contrib. moy.
	PECO	752	2,44%	2,53%	4,60%	1,69%			ΔSCR/SCR
			0,72%	-0,02%	0,15%	0,42%	1,72%	3,00%	Contrib. moy.
ensemble	tous marchés	4228	13,40%	12,38%	12,44%	10,04%			ΔSCR/SCR
			-0,14%	0,36%	2,20%	-0,57%	1,62%	3,46%	Contrib. moy.
	pays industrialisés	2463	23,30%	19,86%	23,40%	22,55%			ΔSCR/SCR
			-0,28%	0,46%	2,20%	-0,35%	2,02%	4,05%	Contrib. moy.
Allemagne	pays émergents hors PECO	1765	9,44%	9,39%	8,05%	5,03%			ΔSCR/SCR
			0,06%	0,21%	2,20%	-0,89%	1,05%	2,64%	Contrib. moy.
	PECO	605	4,15%	-0,65%	-0,85%	-0,64%			ΔSCR/SCR
			0,10%	0,20%	2,41%	0,14%	-0,01%	2,83%	Contrib. moy.

## ANNEXE 2 : DÉRIVATION DU MODÈLE ÉCONOMIQUE

Cette annexe vise à préciser la dérivation du modèle de gravité retenu, inspiré de Fujita, Krugman et Venables (2001) et présenté par Erkel-Rousse et Mirza (2002).

### 1 La demande

On considère  $I$  pays qui commercent mutuellement dans un cadre de concurrence monopolistique. Le consommateur représentatif du pays  $j \in \{1, \dots, I\}$  peut, en particulier, consommer des variétés  $\ell \in \{1, \dots, n_i^s\}$  d'un même bien  $s$ , produit par le pays  $i$ . Il achète une quantité  $x_{ij\ell}^s$  de la variété  $\ell$ . Il consacre une part  $qA_j$  de son revenu total  $R_j$  à la consommation d'un bien alternatif  $A_j$ , qui regroupe l'ensemble des autres biens consommés. Afin d'alléger les notations, dans toute cette partie, on omet l'exposant  $s$ , qui est implicite, de même que le temps  $t$ . Le consommateur optimise son utilité<sup>1</sup> (Dixit et Stiglitz, 1977) :

$$V_j = U_j^{\mu_j} A_j^{1-\mu_j}$$

avec :

$$U_j = \left[ \sum_{i=1}^I \sum_{\ell=1}^{n_i} \alpha_{ij} x_{ij\ell}^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}}$$

sous contrainte budgétaire :

$$\sum_{i,\ell} p_{ij\ell} x_{ij\ell} + qA_j = R_j$$

En notant avec un tilde les logarithmes des quantités, le Lagrangien du problème s'écrit :

$$\mathcal{L}(x_{ij\ell}, A_j; \lambda) = \tilde{V}_j - \lambda \left( \sum_{i,\ell} p_{ij\ell} x_{ij\ell} + qA_j - R_j \right)$$

Les conditions du premier ordre s'expriment par :

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial A_j} = 0 = (1 - \mu_j) \frac{\partial \tilde{V}_j}{\partial A_j} - \lambda q$$

soit :

$$\lambda q A_j = 1 - \mu_j \tag{1}$$

et :

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial x_{ij\ell}} = \mu_j \frac{\partial \tilde{U}_j}{\partial x_{ij\ell}} - \lambda p_{ij\ell}$$

Or :

$$\frac{\partial \tilde{U}_j}{\partial x_{ij\ell}} = \alpha_{ij} x_{ij\ell}^{\frac{\sigma-1}{\sigma}-1} \left( \sum_{i,\ell} \alpha_{ij} x_{ij\ell}^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right)^{-1}$$

Si l'on pose  $\vartheta = \frac{\sigma-1}{\sigma}$ , on a :

$$\lambda \frac{p_{ij\ell} x_{ij\ell}}{\mu_j} = \frac{\alpha_{ij} x_{ij\ell}^{\vartheta}}{\sum_{i,\ell} \alpha_{ij} x_{ij\ell}^{\vartheta}} \tag{2}$$

<sup>1</sup>L'élasticité de substitution  $\sigma$  dépend donc du secteur  $s$ . On pourrait théoriquement supposer qu'elle est aussi différenciée par pays  $(i, j)$  mais cela remettrait en cause la totalité de la dérivation analytique qui va suivre. On peut noter qu'une part de la variabilité  $i \times j$  est contenue dans les coefficients  $\alpha_{ij}$ . On suppose, dans tout ce qui va suivre, que  $\sigma$  est la même quel que soit le pays de destination ou le pays d'origine considéré (i.e.  $\forall i, j$ ).

On déduit de la contrainte budgétaire (en partant de l'équation précédente et en sommant sur  $i$  et  $\ell$ ) et de (1) que :

$$\mu_j + 1 - \mu_j = \lambda R_j$$

soit :

$$\lambda = \frac{1}{R_j}$$

Par conséquent, (2) devient :

$$\frac{p_{ij\ell} x_{ij\ell}}{\mu_j R_j} = \frac{\alpha_{ij} x_{ij\ell}^\vartheta}{\sum_{i,\ell} \alpha_{ij} x_{ij\ell}^\vartheta} \quad (3)$$

Puis, de l'équation (3), on tire pour tout couple  $(i', \ell')$  :

$$\frac{p_{ij\ell}}{p_{i'j\ell'}} = \frac{\alpha_{ij}}{\alpha_{i'j}} \left( \frac{x_{ij\ell}}{x_{i'j\ell'}} \right)^{\vartheta-1}$$

soit :

$$\frac{x_{ij\ell}}{x_{i'j\ell'}} = \left( \frac{p_{ij\ell}}{p_{i'j\ell'}} \frac{\alpha_{i'j}}{\alpha_{ij}} \right)^{1/(\vartheta-1)}$$

En remarquant que  $\sigma = (1 - \vartheta)^{-1}$  et  $\vartheta/(\vartheta - 1) = 1 - \sigma$ , on en déduit que :

$$\begin{aligned} \sum_{i,\ell} \frac{\alpha_{ij} x_{ij\ell}^\vartheta}{\alpha_{i'j} x_{i'j\ell'}^\vartheta} &= \sum_{i,\ell} \frac{\alpha_{ij}}{\alpha_{i'j}} \left( \frac{\alpha_{i'j}}{\alpha_{ij}} \times \frac{p_{ij\ell}}{p_{i'j\ell'}} \right)^{\frac{\vartheta}{\vartheta-1}} \\ &= \sum_{i,\ell} \left( \frac{\alpha_{ij}}{\alpha_{i'j}} \right)^\sigma \cdot \left( \frac{p_{ij\ell}}{p_{i'j\ell'}} \right)^{1-\sigma} \end{aligned}$$

Cette dernière égalité reformulée donne :

$$\frac{\sum_{i,\ell} \alpha_{ij} x_{ij\ell}^\vartheta}{\alpha_{i'j} x_{i'j\ell'}^\vartheta} = \frac{\sum_{i,\ell} \alpha_{ij}^\sigma p_{ij\ell}^{1-\sigma}}{\alpha_{i'j}^\sigma p_{i'j\ell'}^{1-\sigma}}$$

Puis, revenant à (3), en identifiant le terme de droite de (3) avec le terme de gauche de l'expression précédente et, par substitution, on a :

$$p_{ij\ell} x_{ij\ell} = \frac{\alpha_{ij}^\sigma p_{ij\ell}^{1-\sigma}}{\sum_{i,\ell} \alpha_{ij}^\sigma p_{ij\ell}^{1-\sigma}} \mu_j R_j$$

et finalement :

$$x_{ij\ell} = \frac{\alpha_{ij}^\sigma p_{ij\ell}^{-\sigma}}{\sum_{i,\ell} \alpha_{ij}^\sigma p_{ij\ell}^{1-\sigma}} \mu_j R_j$$

On pose :

$$P_j = \left[ \sum_{i,\ell} \alpha_{ij}^\sigma p_{ij\ell}^{1-\sigma} \right]^{\frac{1}{1-\sigma}}$$

qui, lorsque la normalisation  $\sum_{i,\ell} \alpha_{ij}^\sigma = 1$  est retenue, à l'instar de Hickman et Lau (1973), a la dimension d'un indice de prix dans la zone  $j$ . On a donc, plus simplement :

$$x_{ij\ell} = \alpha_{ij}^\sigma \left( \frac{p_{ij\ell}}{P_j} \right)^{-\sigma} \frac{\mu_j R_j}{P_j} \quad (4)$$

$P_j$  s'interprète comme un indice de prix du bien composite  $s$  dans la zone  $j$ . Moyennant quoi, la demande de la zone  $j$  pour la variété  $\ell$  provenant du pays  $i$  est d'autant plus forte :

- que la dépense réelle de la zone  $j$  en bien correspondant est forte (rapport  $\frac{\mu_j R_j}{P_j}$ ),
- que le prix relatif de la variété  $\ell$  sur le marché  $j$  est faible (rapport  $\left( \frac{p_{ij\ell}}{P_j} \right)^{-\sigma}$ ),
- que le bien correspondant est relativement prisé par le consommateur (quantité  $\alpha_{ij}^\sigma$  élevée).

## 2 Concurrence monopolistique et libre entrée

### 2.1 Optimum du producteur

Considérons à présent une firme qui optimise son profit sur la base de la demande précédente. Elle produit la variété  $(i, \ell)$  du bien  $s$  demandée par les zones  $j \in \{1, \dots, I\}$  selon les fonctions de demande (4). On se place dans un cadre de concurrence monopolistique à marchés atomistiques. Le producteur optimise son profit compte tenu de la demande en ignorant l'impact qu'a sa décision sur l'indice de prix  $P_j$  du marché sur lequel il vend sa marchandise. Dans ces conditions, chaque producteur peut se placer en position de quasi-monopole<sup>2</sup> sur le marché de la variété  $\ell$  dès lors qu'il produit une variété différente des autres variétés produites. Il est donc optimal pour lui de produire une unique variété différente de celles produites par d'autres producteurs. Ainsi, on identifie désormais la variété  $\ell$  au producteur considéré. On suppose que le producteur met à disposition sa production sur le marché  $j$  au coût marginal  $c_{ij\ell}$  indépendant de la quantité écoulee. En sus de ce coût, le producteur subit un coût fixe  $\phi_{i\ell}$ . Le producteur optimise le profit total qu'il dégage de la vente de la variété à laquelle il s'identifie sur l'ensemble des marchés. Moyennant quoi, le profit total réalisé par le producteur (pour un système de prix  $p_{ij\ell}$  et de quantités écoulées  $x_{ij\ell}$  sur les marchés  $j$ ) est de la forme :

$$\pi_{i\ell}(p_{i1\ell}, \dots, p_{iI\ell}; x_{i1\ell}, \dots, x_{iI\ell}) = \sum_j (p_{ij\ell} - c_{ij\ell}) \cdot x_{ij\ell} - \phi_{i\ell} \quad (5)$$

De (4), on déduit que  $p_{ij\ell}$  s'exprime en fonction de  $x_{ij\ell}$  comme suit :

$$p_{ij\ell}(x_{ij\ell}) = \Omega_{ij} x_{ij\ell}^{-1/\sigma} \quad (6)$$

avec  $\Omega_{ij} = \alpha_{ij} (\mu_j R_j)^{1/\sigma} P_j^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}$ . Par conséquent :

$$\pi_{i\ell}(x_{i1\ell}, \dots, x_{iI\ell}) = \sum_j (\Omega_{ij} x_{ij\ell}^{-1/\sigma} - c_{ij\ell}) \cdot x_{ij\ell} - \phi_{i\ell} \quad (7)$$

La dérivation des conditions du premier ordre sur  $x_{ij\ell}$  à partir de (7) conduit à :

$$x_{ij\ell}^{*-1/\sigma} = \frac{c_{ij\ell}}{\Omega_{ij}} \frac{1}{1 - 1/\sigma} \quad (8)$$

Remarquons que le paramètre  $\sigma$  doit être strictement supérieur à 1 pour assurer l'existence d'un optimum positif du producteur. Cette contrainte s'explique aussi bien par un argument de type « demande » (pour qu'une augmentation du prix d'un produit se traduise, au niveau de l'entreprise, par une perte de part de marché en valeur, l'élasticité de substitution doit être strictement supérieure à 1) que de type « offre » (optimum du producteur). On suppose dans la suite que  $\sigma > 1$ .

De la combinaison de (5) et (8) il découle :

$$\pi_{i\ell}^* = \frac{1}{\sigma - 1} \sum_j c_{ij\ell} x_{ij\ell}^* - \phi_{i\ell} \quad (9)$$

En outre, d'après (4), on a :

$$x_{ij\ell}^* = \alpha_{ij}^{\sigma} \left( \frac{p_{ij\ell}^*}{P_j} \right)^{-\sigma} \frac{\mu_j R_j}{P_j}$$

Enfin, en remplaçant  $x_{ij\ell}$  par l'expression (8) de  $x_{ij\ell}^*$  dans (6), il vient :

$$p_{ij\ell}^* = \frac{\sigma}{\sigma - 1} c_{ij\ell} \quad (10)$$

<sup>2</sup>quasi car les variétés sont plus ou moins substituables aux yeux du consommateur.

## 2.2 Condition de libre entrée

Considérons un pays  $i$  qui contient  $n_i$  producteurs de bien de type  $s$ . Ce nombre est endogène au modèle. En d'autres termes, chaque producteur qui le souhaite peut entrer dans le groupe des producteurs du pays  $i$ . Il le fera tant que les profits qu'il peut réaliser sont positifs. Cette condition de libre entrée implique qu'à l'équilibre, le nombre de producteurs  $n_i$  est déterminé par la nullité des profits réalisés par les firmes du pays  $i$  sur l'ensemble des marchés sur lesquels les marchandises produites en  $i$  sont écoulées. Cette condition s'applique de manière uniforme pour chacun des pays producteurs  $i \in \{1, \dots, I\}$ .

On suppose que la technologie de production est la même pour l'ensemble des producteurs d'un même pays. Il découle de cette hypothèse l'unicité du coût marginal de mise à disposition  $c_{ij\ell} \equiv c_{ij}$  et l'unicité du coût fixe de production  $\phi_{i\ell} \equiv \phi_i$  pour tout  $\ell \in \{1, \dots, n_i\}$ <sup>3</sup>. Par conséquent,  $x_{ij\ell}^*$  est la même quelle que soit la variété  $\ell$  considérée. On note désormais  $x_{ij}^*$  la demande totale du pays  $j$  adressée au pays  $i$  (en bien  $s$ ). Explicitement :

$$\begin{aligned} x_{ij}^* &= n_i x_{ij\ell}^* \\ &= n_i \alpha_{ij}^\sigma \left( \frac{p_{ij}^*}{P_j} \right)^{-\sigma} \frac{\mu_j R_j}{P_j} \end{aligned}$$

Le profit total réalisé par l'ensemble des producteurs du pays  $i$  s'écrit donc :

$$\begin{aligned} \pi_i^* &= \sum_{\ell} \pi_{i\ell}^* \\ &= \frac{1}{\sigma - 1} \sum_j c_{ij} x_{ij}^* - n_i \phi_i \end{aligned}$$

A l'équilibre de libre entrée,  $n_i$  est déterminé par la nullité du profit précédent, soit :

$$n_i = \frac{1}{\phi_i(\sigma - 1)} \sum_j c_{ij} x_{ij}^*$$

On suppose enfin que  $c_{ij} = (1 + \tau_{ij})c_i$ , c'est-à-dire que le coût de mise à disposition du marché  $j$  de la marchandise produite en  $i$  correspond à un coût marginal de production auquel s'ajoutent un coût de transport et des droits de douanes. On suppose que ces coûts sont de type *iceberg*. En d'autres termes, si  $x_{ij}^*$  est la quantité de marchandise achetée par les consommateurs du pays  $j$  en provenance du pays  $i$ , alors le pays  $i$  doit produire pour ce marché la quantité  $(1 + \tau_{ij}) \times x_{ij}^*$ . Le surcroît de production  $\tau_{ij} \times x_{ij}^*$  que le pays  $i$  doit produire par rapport à la consommation effective du pays  $j$  est « perdu » dans le transport et les transactions diverses.

Si on note  $Q_i^*$  la production totale du pays  $i$ , alors par définition :  $Q_i^* = \sum_j (1 + \tau_{ij}) x_{ij}^*$ . Finalement, la condition de libre entrée implique :

$$n_i = \frac{c_i Q_i^*}{I(\sigma - 1)\phi_i} \quad (11)$$

Puis, comme  $\frac{c_{ij}}{\sigma - 1} = \frac{p_{ij}^*}{\sigma}$  (équation 10) :

$$n_i = \frac{Q_i^*}{\sigma I(1 + \tau_{ij})\phi_i} p_{ij}^*$$

et :

$$x_{ij}^* = \frac{1}{1 + \tau_{ij}} \frac{1}{\sigma} \frac{Q_i^*}{I} \alpha_{ij}^\sigma \frac{p_{ij}^*}{\phi_i} \left( \frac{p_{ij}^*}{P_j} \right)^{-\sigma} \frac{\mu_j R_j}{P_j} \quad (12)$$

avec :

$$p_{ij}^* = \frac{\sigma}{\sigma - 1} (1 + \tau_{ij}) c_i \quad (13)$$

où  $(1 + \tau_{ij})$  est un coût de transaction et  $c_i$  le coût marginal de production dans le pays  $i$ .

<sup>3</sup>Remarquons que ceci explique aussi que toutes les variétés  $\ell$  de bien  $s$  produites dans le pays  $i$  soient également perçues par les consommateurs ( $\alpha_{ij\ell} \equiv \alpha_{ij}$  pour tout  $\ell$ ), d'où il découle, par l'optimisation du programme du consommateur, que toutes ces variétés sont vendues au même prix.

### 3 Equation de gravité et économétrie

On s'intéresse désormais au logarithme des parts de marché d'un pays  $i$  relativement à un pays  $k$  sur un marché  $j$ , soit, à l'instant d'observation  $t$ ,  $\ln\left(\frac{x_{ij}^*(t)}{x_{kj}^*(t)}\right)$ . En pratique, les prix de l'équation (12) ne sont pas observés. On n'a accès qu'à des indices de prix (approchés par des indices de valeur unitaire), soit  $\mathcal{I}_{ij}(t) = \frac{p_{ij}(t)}{p_{ij}(0)}$  en année de base des comptes, notée « 0 ». En supposant que les coûts de transaction, les coûts fixes de production et les paramètres de préférence  $\alpha_{ij}$  sont constants, on obtient, à partir de l'équation (12), l'expression de la part de marché des firmes des pays  $i$  relativement à celles du pays  $k$  sur le marché du pays  $j$ , pour le bien considéré :

$$\ln\left(\frac{x_{ij}^*(t)}{x_{kj}^*(t)}\right) = \ln\left(\frac{Q_i^*(t)}{Q_k^*(t)}\right) - (\sigma - 1) \ln\left(\frac{\mathcal{I}_{ij}(t)}{\mathcal{I}_{kj}(t)}\right) - \ln\left[\frac{(1 + \tau_{ij})}{(1 + \tau_{kj})}\right] + (\sigma - 1) \ln\left(\frac{p_{ij}(0)}{p_{kj}(0)}\right) + \ln\left(\frac{\phi_k}{\phi_i}\right) + \sigma \ln\left(\frac{\alpha_{ij}}{\alpha_{kj}}\right) \quad (14)$$

## 4 Compléments sur la dynamique et les taux de change

### 4.1 Dynamique

Revenons sur la condition de libre entrée (équations (11) et suivantes). Cette condition est fondamentalement atemporelle. Ce modèle est dépourvu de toute dimension dynamique. On peut considérer à ce stade qu'il offre une solution de long terme à un processus qui autoriserait une entrée progressive de nouvelles firmes s'adaptant aux conditions évolutives du marché. Il est possible de traduire cette vision de manière explicitement dynamique en considérant que les firmes, au vu du profit total qu'elles réalisent à un instant  $t$  (non nul *a priori*), décident ou non d'entrer sur le marché. En somme, le nombre d'entrants s'adapterait au fil du temps de sorte que le nombre de firmes  $n_i(t+1)$  existant à l'instant  $t+1$  soit le nombre de firmes qui aurait été nécessaire à l'instant  $t$  pour que les profits soient nuls. Mathématiquement, cela s'écrit simplement par :

$$n_i(t+1) = \frac{c_i(t)Q_i^*(t)}{I(\sigma - 1)\phi_i}$$

Il en découle que l'équation (12) devient :

$$x_{ij}^*(t) = \frac{1}{1 + \tau_{ij}} \frac{1}{\sigma} \frac{Q_i^*(t-1)}{I} \alpha_{ij}^\sigma \frac{p_{ij}^*(t-1)}{\phi_i} \left(\frac{p_{ij}^*(t)}{P_j(t)}\right)^{-\sigma} \frac{[\mu_j R_j](t)}{P_j(t)} \quad (15)$$

On peut imaginer une forme de retards plus compliquée selon la vitesse d'adaptation du nombre de firmes aux conditions économiques. C'est ce qui est fait dans le corps du texte.

Le pendant de l'équation (14) dans le contexte de l'équation (15) est :

$$\ln\left(\frac{x_{ij}^*(t)}{x_{kj}^*(t)}\right) = \ln\left(\frac{Q_i^*(t-1)}{Q_k^*(t-1)}\right) - \sigma \ln\left(\frac{\mathcal{I}_{ij}(t)}{\mathcal{I}_{kj}(t)}\right) + \ln\left(\frac{\mathcal{I}_{ij}(t-1)}{\mathcal{I}_{kj}(t-1)}\right) - \ln\left[\frac{(1 + \tau_{ij})}{(1 + \tau_{kj})}\right] + (\sigma - 1) \ln\left(\frac{p_{ij}(0)}{p_{kj}(0)}\right) + \ln\left(\frac{\phi_k}{\phi_i}\right) + \sigma \ln\left(\frac{\alpha_{ij}}{\alpha_{kj}}\right) \quad (16)$$

en faisant l'hypothèse (potentiellement forte) que les coûts de transaction, les coûts fixes et les coefficients de préférence  $\alpha_{ij}$  sont constants sur la période observée.

### 4.2 Intégration des taux de change

La sommation impliquée à l'équation (9) des résultats réalisés par une firme sur l'ensemble des marchés de destination pour former le profit total de la firme exige de disposer de quantités monétaires homogènes. Ceci concerne – dans les équations (11), (12) et (13) – les variables de coûts marginaux (les  $c_{ij}$ ), les variables de coûts fixes (les  $\phi_i$ ) et les variables de prix (les  $p_{ij}^*$ ). Les taux de changes entre monnaies n'interviennent donc pas dans ces équations. Par contre, selon la nature de l'observable, il peut être nécessaire d'introduire un taux de change en tant que facteur de conversion. De même,

lorsque l'effet d'une variable inobservée est ressenti par le producteur dans sa monnaie nationale, il convient d'introduire dans les équations un facteur de conversion qui relie la variable telle que ressentie par le producteur et sa contrepartie en monnaie de référence. Dans ce cas, un taux de change apparaît également.

On notera désormais  ${}^k q$  toute quantité monétaire  $q$  exprimée en monnaie  $k$ . Lorsque l'exposant de la monnaie est implicite, il s'agit alors d'une quantité exprimée en monnaie de référence homogène  $r$ . On note enfin  $e_k^\ell$  le taux de change (nominal) qui permet de passer de quantités exprimées en monnaie  $k$  à des quantités exprimées en monnaie  $\ell$ .

Considérons par exemple que le coût fixe de production est ressenti par le producteur en monnaie locale. L'exogène associée au coût fixe est donc, selon la logique précédente,  ${}^i \phi_i$ , le coût fixe de production exprimé en monnaie  $i$ . L'équation (15) s'écrit donc :

$$x_{ij}^*(t) = \frac{1}{1 + \tau_{ij}} \frac{1}{\sigma} \frac{Q_i^*(t-1)}{I} \alpha_{ij}^\sigma \frac{p_{ij}^*(t-1)}{e_i^r {}^i \phi_i} \left( \frac{p_{ij}^*(t)}{P_j(t)} \right)^{-\sigma} \frac{[\mu_j R_j](t)}{P_j(t)} \quad (17)$$

et finalement (16) devient<sup>4,5</sup> :

$$\begin{aligned} \ln \left( \frac{x_{ij}^*(t)}{x_{kj}^*(t)} \right) &= \ln \left( \frac{Q_i^*(t-1)}{Q_k^*(t-1)} \right) - \sigma \ln \left( \frac{\mathcal{I}_{ij}(t)}{\mathcal{I}_{kj}(t)} \right) + \ln \left( \frac{\mathcal{I}_{ij}(t-1)}{\mathcal{I}_{kj}(t-1)} \right) + \ln[e_k^i] \\ &\quad - \ln \left[ \frac{(1 + \tau_{ij})}{(1 + \tau_{kj})} \right] + (\sigma - 1) \left( \frac{p_{ij}(0)}{p_{kj}(0)} \right) + \ln \left( \frac{{}^k \phi_k}{{}^i \phi_i} \right) + \sigma \ln \left( \frac{\alpha_{ij}}{\alpha_{kj}} \right) \end{aligned} \quad (18)$$

---

<sup>4</sup>On note que  $\frac{e_k^r}{e_i^r} = e_k^r e_r^i = e_k^i$ .

<sup>5</sup>Formellement, rien n'empêche de considérer que, dans cette expression, les prix sont exprimés en monnaie du marché  $j$ , ce qui est logique du point de vue du consommateur qui ressent les prix dans sa propre monnaie. Le passage de prix exprimés en monnaie de référence à la monnaie du marché  $j$  est neutre en termes de changes puisque, dans (18), seuls interviennent des rapports de prix ou d'indices de prix.

## ANNEXE 3 : ANNEXE ÉCONOMÉTRIQUE

Cette annexe vise à préciser la dérivation du modèle économétrique. Ce texte est très largement inspiré de Arellano et Honoré (2001), Keane et Runkle (1992) et Wooldridge (2002).

Le modèle de base est un modèle de panel avec variable endogène :

$$y_{ht} = \alpha p_{ht} + x_{ht}\beta + \delta_t + \varepsilon_{ht} \quad (1)$$

où  $p_{ht}$  est la variable de prix relatif supposée endogène,  $x_{ht}$  est strictement exogène,  $\delta_t$  est un effet fixe temporel (le temps est noté  $t$ ) et  $\varepsilon_{ht}$  est un terme d'erreur. L'indice  $h$  traduit la dimension non temporelle du panel. Dans l'article, cette dimension est en réalité multiple (pays de comparaison)  $\times$  (pays de destination)  $\times$  (produit). Il est possible, pour des raisons de simplicité, de résumer cette dimension non temporelle par un seul indice *via* une bijection quelconque de  $\mathbb{N}^3$  sur  $\mathbb{N}$ . Dans cette annexe, on adopte, sauf cas explicite, une telle notation.

La question essentielle tourne autour de la forme d'endogénéité de  $p_{ht}$ . Dans tout ce qui suit, on suppose que<sup>1</sup> :

$$\mathbb{E}(\varepsilon'_{ht}\varepsilon_{ht}) = \Omega \quad (2)$$

où  $\Omega$  est quelconque. Par ailleurs, on suppose que, quel que soit  $r > 0$ ,  $\mathbb{E}(p_{ht}|p_{h(t-r)}) \neq 0$ .

### 1 Effet fixe et effet aléatoire

On suppose ici que la perturbation se décompose en la somme de deux effets : un effet aléatoire et une innovation, soit explicitement :

$$\varepsilon_{ht} = \eta_h + \nu_{ht}$$

On postule une double cause d'endogénéité pour  $p_{ht}$  : d'une part  $p_{ht}$  est corrélé à l'effet aléatoire associé à l'individu  $h$  ( $\eta_h$ ) et, d'autre part,  $p_{ht}$  est corrélé à l'innovation contemporaine  $\nu_{ht}$ . On suppose en outre que cette innovation est orthogonale aux valeurs passées des prix. A ce stade,  $\nu_{ht}$  dispose d'une dynamique propre (c'est-à-dire que  $\Omega$  est quelconque), mais cette dynamique n'influence pas l'évolution des prix, hormis de manière contemporaine. Cette hypothèse est raisonnable dans le sens où la corrélation de  $p_{ht}$  avec les valeurs passées de  $\varepsilon_{ht}$  repose déjà sur la présence de l'effet aléatoire individuel  $\eta_h$ . Explicitement :

$$\begin{cases} \mathbb{E}(\varepsilon_{ht}|p_{hr}) = \mathbb{E}(\eta_h|p_{hr}) & \text{pour } r \neq t \\ \mathbb{E}(\varepsilon_{ht}|p_{ht}) = \mathbb{E}(\eta_h|p_{ht}) + \mathbb{E}(\nu_{ht}|p_{ht}) & \text{sinon} \end{cases}$$

Une telle modélisation amène à travailler sur une forme différenciée de la relation (1), soit :

$$\Delta y_{ht} = \alpha \Delta p_{ht} + \Delta x_{ht}\beta + \Delta \delta_t + \Delta \varepsilon_{ht} \quad (3)$$

L'intérêt est précisément que  $\Delta \varepsilon_{ht}$  est indépendant de  $\eta_h$ , la variable par laquelle passe une éventuelle endogénéité des  $p_{hr}$  pour  $r \neq t$ . On a :

$$\mathbb{E}(\Delta \varepsilon_{ht}|\Delta p_{ht}) = \mathbb{E}(\Delta \nu_{ht}|\Delta p_{ht}) \neq 0$$

donc il reste de l'endogénéité dans l'équation (3). En revanche, comme  $\mathbb{E}(\Delta \nu_{ht}|p_{h(t-2)}) = 0$  et que  $\mathbb{E}(\Delta p_{ht}|p_{h(t-2)}) \neq 0$ ,  $p_{h(t-2)}$  est un instrument potentiel dans l'équation (3).

Pour évaluer la pertinence de ces hypothèses, on a procédé à une estimation par moindres carrés en deux étapes. La première étape correspond à la régression (avec des notations compatibles avec celles de l'équation (9) du corps du texte, le terme de prix relatif étant ici noté  $Rprix$ ) :

$$\begin{aligned} \Delta Rprix(i, j, k, t, s) &= a Rprix(i, j, k, t-2, s) + b \Delta \text{tauxd} + c \Delta Rprod(i, j, t, s) \\ &+ d \Delta Rprod(i, j, t-1, s) + \sum_{\Pi \in \{I, E, P\}} \mu(t) \cdot \mathbf{1}\{j \in \Pi\} + \epsilon_{i, j, k, t, s} \end{aligned} \quad (4)$$

<sup>1</sup> $u'$  désigne la transposée de  $u$  ;  $\mathbb{E}$  désigne l'espérance.

$\epsilon_{i,j,k,t,s}$  est un terme d'erreur. On note  $\hat{\epsilon}_{i,j,k,t,s}$  le résidu de la régression (4). Le coefficient estimé de la variable  $Rprix(i, j, k, t - 2, s)$  vaut  $-0,113$  avec un écart-type de  $0,007$ . Il est donc significatif. On peut tester l'exogénéité des instruments à l'aide d'un test de Hausman en procédant de la façon suivante. On introduit le résidu de l'équation de la première étape ( $\hat{\epsilon}_{i,j,k,t,s}$ ) dans la régression et on estime la nouvelle régression suivante :

$$\Delta Rexport(i, j, k, t, s) = A Rprix(i, j, k, t - 2, s) + \xi_s \hat{\epsilon}_{i,j,k,t,s} \times \mathbf{1}_s + B \Delta tauxd + C \Delta Rprod(i, j, t, s) + D \Delta Rprod(i, j, t - 1, s) + \sum_{\Pi \in \{I, E, P\}} M(t) \cdot \mathbf{1}\{j \in \Pi\} + \varpi_{i,j,k,t,s} \quad (5)$$

où  $\varpi_{i,j,k,t,s}$  est un terme d'erreur. Tester l'exogénéité de  $Rprix(i, j, k, t - 2, s)$  vis-à-vis de  $Rprix(i, j, k, t, s)$  revient à tester la nullité des coefficients  $\xi_s$  dans (5). Le tableau 1 présente les résultats obtenus. Les coefficients sont non significatifs au seuil de 5%.

TAB. 1 – Valeur des statistiques de Student pour les coefficients de  $\hat{\epsilon}_{i,j,k,t,s}$  dans la régression (5)

libellé du secteur	secteur	T-Student
agriculture, chasse, sylviculture et pêche	C01_05	1,36
produits alimentaires, boissons et tabac	C15_16	-0,07
textiles, articles d'habillement, cuirs et chaussures	C17_19	0,27
production de bois, articles en bois et liège	C2000	-1,64
pâtes, papier, articles en papier, imprimerie et édition	C21_22	0,35
production chimique, caoutchouc, plastiques et pétrole	C23_25	-0,06
autres produits minéraux non métalliques	C2600	0,88
métallurgie de base, métaux	C27_28	0,84
machines et équipement	C29_33	0,04
matériel de transport	C34_35	-1,23
autres produits manufacturés	C36_37	0,28
approvisionnement en électricité, gaz et eau	C40_41	0,78

En conclusion de cette section, l'exogénéité des prix relatifs  $p_{h(t-2)}$  est acceptée par le test de Hausman. En d'autres termes, l'instrumentation de  $\Delta p_{ht}$  par  $p_{h(t-2)}$  ne modifie pas les résultats. Moyennant quoi, on peut, à ce stade rejeter la forme d'endogénéité retenue à l'équation (3) via un effet aléatoire individuel. L'estimation des élasticités sans instrumentation est donnée dans le tableau 2.

TAB. 2 – Estimation des élasticités-prix dans l'équation en différences (3)

libellé du secteur	secteur	estimation	T-Student
agriculture, chasse, sylviculture et pêche	C01_05	-0,40	-7,1
produits alimentaires, boissons et tabac	C15_16	-0,94	-10,3
textiles, articles d'habillement, cuirs et chaussures	C17_19	-0,90	-8,4
production de bois, articles en bois et liège	C2000	-1,16	-21,6
pâtes, papier, articles en papier, imprimerie et édition	C21_22	-0,48	-6,6
production chimique, caoutchouc, plastiques et pétrole	C23_25	-0,72	-7,5
autres produits minéraux non métalliques	C2600	-0,89	-11,1
métallurgie de base, métaux	C27_28	-1,19	-14,9
machines et équipement	C29_33	-0,90	-11,3
matériel de transport	C34_35	-0,74	-14,6
autres produits manufacturés	C36_37	-1,01	-16,5
approvisionnement en électricité, gaz et eau	C40_41	-2,60	-8,7

## 2 Vers des instruments prédéterminés

Il semble, au vu du traitement précédent, que la forme d'endogénéité par effet aléatoire individuel ne correspond pas au problème rencontré dans l'équation de parts de marchés. Une autre approche consiste à considérer un effet fixe individuel et de postuler l'endogénéité des prix relatifs dans l'équation (1), tout en supposant que ceux-ci ne sont pas corrélés avec le passé des perturbations. Le modèle (1) est donc modifié en :

$$y_{ht} = \alpha p_{ht} + x_{ht}\beta + \delta_t + \eta_h + \varepsilon_{ht} \quad (6)$$

On montre que ce type de modèle peut s'estimer en niveaux ou en écart à la moyenne de manière équivalente lorsque tous les régresseurs sont exogènes. Si l'un au moins des régresseurs est endogène (par exemple les prix relatifs) et que des variables retardées de cette endogène constituent des instruments potentiels, alors la régression par écart à la moyenne doit être aménagée pour conduire à des estimateurs convergents (Arellano et Honoré, 2001). En général, les méthodes préconisées pour traiter ce genre de problème sont des méthodes de moments généralisés où l'on identifie précisément toutes les conditions de moments que l'on peut introduire.

### 2.1 Les prix retardés comme instruments des prix contemporains

On suppose donc que le modèle est de la forme (6).  $\eta_h$  est un effet fixe non corrélé à  $\varepsilon_{ht}$ . En outre  $\mathbb{E}(\varepsilon_{ht}|p_{ht}) \neq 0$  mais  $\mathbb{E}(\varepsilon_{ht}|p_{h(t-r)}) = 0$  pour tout  $r > 0$ . On dit dans ce cas que les  $p_{ht}$  sont prédéterminés. Les  $p_{ht}$  retardés peuvent donc jouer le rôle d'instruments pour les  $p_{ht}$  contemporains. Comme les  $\eta_h$  sont des effets fixes non corrélés aux  $\varepsilon_{ht}$ , il est possible de les estimer directement à l'aide d'une variable indicatrice *ad hoc*. Nous procédons donc à la régression en deux étapes :

**Première étape** : régression des prix contemporains sur les prix retardés et la variables exogène

$$\begin{aligned} Rprix(i, j, k, t, s) = & a Rprix(i, j, k, t-1, s) + b \text{tauxd} + c Rprod(i, j, t, s) + \\ & d Rprod(i, j, t-1, s) + e Rprod(i, j, t-2, s) + \\ & \sum_{\Pi \in \{I, E, P\}} \mu(t) \cdot \mathbf{1}\{j \in \Pi\} + \mu_{j,k,s} + \epsilon_{i,j,k,t,s} \end{aligned} \quad (7)$$

$\epsilon_{i,j,k,t,s}$  est un terme d'erreur. L'estimation  $\hat{a}$  du coefficient  $a$  de la variable de prix relatif retardée vaut 0,266 avec un écart-type de 0,006. Le coefficient est donc significatif. Le prix relatif retardé est donc un candidat potentiel pour traiter l'endogénéité du prix.

**Deuxième étape** : test d'exogénéité du prix retardé. On procède comme précédemment. On note  $\hat{\epsilon}_{i,j,k,t,s}$  le résidu de la régression (7). La régression pour le test d'exogénéité est la suivante :

$$\begin{aligned} Rexport(i, j, k, t, s) = & A Rprix(i, j, k, t-1, s) + \xi_s \hat{\epsilon}_{i,j,k,t,s} + B \text{tauxd} + C Rprod(i, j, t, s) + \\ & D Rprod(i, j, t-1, s) + E Rprod(i, j, t-2, s) + \\ & \sum_{\Pi \in \{I, E, P\}} M(t) \cdot \mathbf{1}\{j \in \Pi\} + M_{j,k,s} + \varpi_{i,j,k,t,s} \end{aligned} \quad (8)$$

$\varpi_{i,j,k,t,s}$  est un terme d'erreur. Les résultats obtenus pour les estimations des  $\xi_s$  sont présentés au tableau (3). L'exogénéité des prix relatifs retardés est acceptée à 5% sauf pour le secteur C27\_28 (métallurgie de base, métaux). En conclusion de cette étape, il semble que le prix relatif retardé ne soit pas réellement un bon instrument des prix relatifs contemporains, au sens où ceux-ci ne semblent pas être exogènes dans la relation (sauf exception, pour C27\_28). Il faut donc s'orienter vers des méthodes qui reposent sur une persistance de l'endogénéité à travers les résidus.

TAB. 3 – Valeur des statistiques de Student pour les coefficients de  $\hat{\varepsilon}(i, j, k, t, s)$  dans la régression (8)

libellé du secteur	secteur	T-Student
agriculture, chasse, sylviculture et pêche	C01_05	1,15
produits alimentaires, boissons et tabac	C15_16	2,37
textiles, articles d'habillement, cuirs et chaussures	C17_19	1,70
production de bois, articles en bois et liège	C2000	-1,22
pâtes, papier, articles en papier, imprimerie et édition	C21_22	-0,61
production chimique, caoutchouc, plastiques et pétrole	C23_25	-0,46
autres produits minéraux non métalliques	C2600	1,39
métallurgie de base, métaux	C27_28	-3,91
machines et équipement	C29_33	0,08
matériel de transport	C34_35	-0,84
autres produits manufacturés	C36_37	0,46
approvisionnement en électricité, gaz et eau	C40_41	1,07

## 2.2 Résidus autocorrélés et endogénéité

Reprenons la spécification de l'équation (6) avec un effet fixe individuel  $\eta_h$  non corrélé à la perturbation. Dans ce paragraphe, on suppose que le résidu du modèle présente une forme de persistance dans le temps, tout en étant stationnaire<sup>2</sup>. On suppose pour la présentation que :

$$\varepsilon_{ht} = \rho\varepsilon_{h(t-1)} + \nu_{ht} \quad (9)$$

est un processus auto-régressif d'ordre 1<sup>3</sup> tel que

- $\mathbb{E}(\nu_{ht}|p_{ht}) \neq 0$        $\mathbb{E}(\nu_{ht}^2) = \sigma^2$
- $\mathbb{E}(\nu_{ht}|p_{h(t-r)}) = 0$       pour tout  $r > 0$

$p_{ht}$  est endogène dans l'équation (6). La corrélation instantanée de  $p_{ht}$  et  $\nu_{ht}$  peut s'interpréter comme la signature de l'existence d'une équation simultanée sous-jacente liée à un équilibre offre-demande. La persistance dans la dynamique des perturbations caractérise des éléments persistants dans l'appréciation que pourrait avoir le consommateur des caractéristiques de variétés produites par un pays donné. ( $\varepsilon_{ht}$ ) peut s'écrire sous forme  $MA(\infty)$ , soit, si  $|\rho| < 1$ , alors :

$$\varepsilon_{ht} = \sum_{r=0}^{\infty} \rho^r \nu_{h(t-r)} \quad (10)$$

Il en découle que  $p_{h(t-1)}$  est aussi endogène dans l'équation (6), donc il ne constitue pas un bon instrument des prix contemporains.

Supposons que l'on connaisse  $\rho$ , alors (6) peut être modifiée en :

$$y_{ht} - \rho y_{h(t-1)} = \alpha(p_{ht} - \rho p_{h(t-1)}) + \delta_t - \rho\delta_{t-1} + (x_{ht} - \rho x_{h(t-1)})\beta + (1 - \rho)\eta_h + \nu_{ht} \quad (11)$$

Dans ce cas,  $(p_{ht} - \rho p_{h(t-1)})$  reste endogène, mais  $p_{h(t-1)}$  n'est plus endogène et apparaît, dès lors, comme un instrument candidat.

<sup>2</sup>Economiquement, de telles situations peuvent survenir lorsqu'une certaine inertie existe dans les échanges commerciaux sans que les prix ne s'adaptent instantanément aux conditions du marché. On peut par exemple imaginer, au niveau microéconomique, que lorsqu'une entreprise s'implante sur un marché donné, elle le fait sur la base d'un arbitrage de long terme. Or, exportations et investissement direct sont complémentaires, de sorte qu'une implantation de firme induit une croissance des échanges commerciaux. Il est clair qu'une fois implantée, une firme ne reconsidère pas son implantation d'une année à l'autre, de sorte qu'une fois la décision d'implantation prise, les flux d'échanges risquent de se maintenir quelles que soient les conditions du marché d'implantation. Il y a donc nécessairement une persistance dans les échanges commerciaux, qui ne peut pas être directement captée par le modèle atemporel développé dans le corps du texte.

<sup>3</sup>processus AR pour *auto-régressif*, MA pour *moyenne mobile* et ARMA pour *auto-régressif et moyenne mobile*.

**Peut-on construire un estimateur convergent de  $\rho$  (équation 9) ?** On remarque, compte tenu de l'équation (10), que :

$$\mathbb{E}(\varepsilon_{ht} | p_{h(t-r)}) = \rho^r \mathbb{E}(\nu_{h(t-r)} | p_{h(t-r)})$$

Si on suppose que  $|\rho| < 1$ , alors  $\rho^r \rightarrow 0$  lorsque  $r \rightarrow \infty$ . La difficulté réside dans l'absence de certitude sur la décomposition ARMA du processus  $(\varepsilon_{ht})$ . Postuler sa stationnarité, c'est considérer que la covariance  $\text{cov}(\varepsilon_{ht}, \varepsilon_{h(t-r)})$  décroît exponentiellement avec  $r$ . Il s'avère en pratique que la structure de la perturbation  $\varepsilon_{ht}$  est assez complexe et surtout assez persistante. *Grosso modo*, quel que soit le modèle ARMA ajusté sur la perturbation par maximum de vraisemblance, pratiquement tous les coefficients sont significatifs<sup>4</sup>. Il faut bien avoir conscience que l'identification même de cette structure exige *a priori* de disposer d'un estimateur convergent des coefficients de la régression. Or la convergence de l'estimateur repose elle-même sur des hypothèses plus ou moins fortes que l'on peut faire sur la structure de la perturbation. Compte tenu du niveau d'incertitude sur la forme de cette structure et de son caractère relativement tautologique, nous avons choisi une approche qui minimise les hypothèses relatives à cette structure et nous concluons à ce stade qu'il n'est pas possible de construire un estimateur de  $\rho$  qui soit pleinement satisfaisant.

### 3 Instrumentation des prix par les deux premières observations

La méthode finalement retenue consiste à adopter comme instruments des prix contemporains dans l'équation en niveau les deux premiers prix de chaque série d'observations. On aurait pu éventuellement choisir d'instrumenter par un seul prix mais, dans la mesure où l'on travaille à l'aide d'indices de prix et non de niveaux de prix, l'instrumentation par une seule variable n'est pas pertinente. En effet, si on instrumentait avec un seul indice de prix, on pourrait, sans changer la généralité du problème, supposer que cet indice de prix est celui de l'année de base. Il est clair que ce dernier étant constant, il n'apporte aucune information sur les indices de prix contemporains. Si on suppose que  $\mathbb{E}(p_{ht} | p_{h0}) \neq 0$  alors on a vraisemblablement  $\mathbb{E}(\Delta p_{ht} | \Delta p_{h0}) \neq 0$ . C'est sur cette base que sont construits les instruments.

**Régression de première étape :** On instrumente le prix à la date  $t$  par les prix des dates  $D$  (pour début) et  $D + 1$  ainsi que toutes les variables exogènes, en dehors de l'effet fixe croisé, soit explicitement :

$$\begin{aligned} R_{prix}(i, j, k, t, s) = & a R_{prix}(i, j, k, D, s) + b R_{prix}(i, j, k, D + 1, s) + \\ & c \text{tauxd}(t) + d R_{prod}(i, j, t, s) + \\ & e R_{prod}(i, j, t - 1, s) + f R_{prod}(i, j, t - 2, s) + \varepsilon_{i,j,k,t,s} \end{aligned}$$

$\varepsilon_{i,j,k,t,s}$  est un terme d'erreur. Les coefficients de cette équation sont estimés par couple  $(t, s)$ . Ce sont donc les coefficients différenciés qui absorbent la variabilité temporelle des prix. La décomposition sectorielle est justifiée par le fait que l'élasticité de substitution est supposée variable selon le secteur dans la régression de seconde étape.

**Régression de deuxième étape :** A l'issue de cette première étape, une variable de prix relatif prédite est construite sur la base de l'ensemble des régressions précédentes, ainsi que les résidus associés. La régression de seconde étape est effectuée sur la base des prix relatifs prédits à partir des observations de rang 3 dans la série (puisque les observations des deux premiers rangs sont utilisées comme instruments) :

$$\begin{aligned} R_{export}(i, j, k, t, s) = & A R_{prix}(i, j, k, t - 1, s) + \xi_s \hat{\varepsilon}(i, j, k, t, s) + B \text{tauxd} + \\ & C R_{prod}(i, j, t, s) + D R_{prod}(i, j, t - 1, s) + E R_{prod}(i, j, t - 2, s) + \quad (12) \\ & \sum_{\Pi \in \{I, E, P\}} M(t) \cdot \mathbf{1}\{j \in \Pi\} + M_{j,k,s} + \varpi_{i,j,k,t,s} \end{aligned}$$

$\varpi_{i,j,k,t,s}$  est un terme d'erreur. Les tests sont menés comme précédemment : on teste la significativité des coefficients  $\xi_s$  dans l'expression (12). Les résultats du test de Hausman sont résumés dans le tableau 4. Les variables effectivement instrumentées sont celles pour lesquelles l'exogénéité est rejetée (ces variables sont notées "+" en troisième colonne du tableau 4).

<sup>4</sup>sans pour autant qu'un test de racine unité nous suggère que le résidu est I(1).

TAB. 4 – Valeur des statistiques de Student pour le test de Hausman dans la régression (12) ; les "+" indiquent que le test de Hausman conduit au rejet de l'exogénéité.

libellé du secteur	secteur	T-Student	instrumenté ?
agriculture, chasse, sylviculture et pêche	C01_05	-0,29	
produits alimentaires, boissons et tabac	C15_16	-3,84	+
textiles, articles d'habillement, cuirs et chaussures	C17_19	-0,50	
production de bois, articles en bois et liège	C2000	3,49	+
pâtes, papier, articles en papier, imprimerie et édition	C21_22	-2,69	+
production chimique, caoutchouc, plastiques et pétrole	C23_25	-0,28	
autres produits minéraux non métalliques	C2600	-0,51	
métallurgie de base, métaux	C27_28	-5,22	+
machines et équipement	C29_33	0,75	
matériel de transport	C34_35	-4,21	+
autres produits manufacturés	C36_37	-0,43	
approvisionnement en électricité, gaz et eau	C40_41	8,16	+

**Test de Sargan** : Le test de Sargan (cf. Wooldridge, 2002) s'appuie sur la suridentification du problème : il y a deux instruments pour une seule variable endogène. Une mise en œuvre possible du test, appliquée ici, consiste à régresser le résidu de la régression de deuxième étape sur l'ensemble des variables exogènes (instruments+variables strictement exogènes). Le test de Sargan conclut à la suridentification lorsque l'hypothèse nulle du test de Fisher de nullité de tous les coefficients de cette dernière régression est acceptée. On note  $N$  le nombre d'observations ( $N = 23115$ ),  $K$  le nombre de degrés de liberté ( $K = 2356$ ) et  $H$  le nombre de variables exogènes et d'instruments ( $H = K + 1$ ). En pratique, le  $R^2$  de la régression associée au test vaut  $R^2 = 0,0001$ . Ceci conduit à une statistique  $\hat{F} = \frac{R^2}{1-R^2} \times \frac{N-(K+1)}{K} = 0,0011$ . Sous l'hypothèse nulle,  $H \cdot \hat{F} \rightarrow \chi^2(H - K)$ . Ici,  $H \cdot \hat{F} = 2,5$ , ce qui nous conduit à accepter l'hypothèse nulle :  $\chi^2(1; 5\%) = 3,84$ .