



HAL
open science

L'énigme des exportations revisitée

Christophe Blot, Marion Cochard

► **To cite this version:**

Christophe Blot, Marion Cochard. L'énigme des exportations revisitée : Que faut-il retenir des données de panel ?. Revue de l'OFCE, Presses de Sciences Po, 2008, pp.67 - 100. 10.3917/reof.106.0067 . hal-03461842

HAL Id: hal-03461842

<https://hal-sciencespo.archives-ouvertes.fr/hal-03461842>

Submitted on 1 Dec 2021

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

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

L'ÉNIGME DES EXPORTATIONS REVISITÉE

Que faut-il retenir des données de panel ?

Christophe Blot et Marion Cochard *

Département analyse et prévision de l'OFCE

Cet article part du constat que les difficultés rencontrées pour expliquer l'évolution récente des exportations françaises se retrouvent dans de nombreux pays industrialisés. Sur la période récente, les paramètres des relations de long terme deviennent généralement instables. Les modélisations habituellement proposées peinent à rendre compte des effets de compétitivité hors-prix, l'existence de contraintes d'offre et les conséquences de l'intégration commerciale croissante des pays émergents. De plus, ces différents éléments peuvent entraîner des ruptures rendant les tests habituellement utilisés particulièrement fragiles. C'est pourquoi, nous adoptons une approche en données de panel afin de proposer un cadre commun et robuste économétriquement pour les pays industrialisés. Les tests de cointégration en données de panel permettent alors de montrer que le modèle standard où les exportations sont expliquées par la demande adressée et la compétitivité-prix n'est pas rejeté par les données, même s'il semble plus fragile sur la période récente. Les modèles faisant intervenir les effets de qualité, les contraintes d'offre et l'ouverture mondiale permettent d'améliorer significativement la modélisation des équations d'exportation sur la période récente. L'hypothèse de cointégration en panel est en effet le plus souvent validée, montrant que le passage à la dimension panel permet d'apporter un nouvel éclairage à cette problématique.

Mots clés : Données de panel non stationnaires. Cointégration. Commerce. Équations d'exportation.

* Nous remercions vivement Xavier Timbeau et Éric Heyer pour leurs nombreuses remarques qui ont stimulé notre travail.

christophe.blot@ofce.sciences-po.fr
marion.cochard@ofce.sciences-po.fr

Juillet 2008

Revue de l'OFCE 106

De nombreuses analyses font état des mauvaises performances à l'exportation de l'économie française¹, montrant au passage que les modèles empiriques faisant intervenir les déterminants usuels, demande adressée et compétitivité-prix, ne parviennent pas à expliquer le décrochage observé après 2000. Ce constat n'est pas inhabituel pour les équations d'exportations. Murata *et alii* (2000) avaient déjà évoqué l'instabilité des paramètres du modèle économétrique estimé entre 1975 et 1997 pour la France, mais également pour d'autres pays. Les analyses réalisées soulignent l'insuffisance des modélisations qui écartent les éléments moteurs de l'échange que sont la qualité et la variété, l'existence de contraintes d'offre et qui peinent à rendre compte des conséquences de l'ouverture mondiale croissante, en particulier des pays émergents. L'ouverture de la Chine et les stratégies de croissance des pays émergents, qui visent la réalisation d'excédents courants, ont modifié la donne du commerce international pour l'ensemble des pays industrialisés. Face à cette concurrence accrue, les questions de gamme et de qualité des biens exportés sont devenues de plus en plus importantes.

L'énigme des équations d'exportation dépasse nos frontières et touche de nombreux pays industrialisés, l'Allemagne faisant figure d'exception. On cherche ici à dépasser la logique purement nationale en élargissant le champ d'investigation géographique et en utilisant les données de panel pour modéliser les exportations². Il s'agit de réévaluer les différents modèles proposés jusqu'ici pour expliquer l'évolution des exportations, à l'aide des tests de cointégration en données de panel. Les notions de cointégration ont fait l'objet de nombreux développements récents en économétrie des données de panel³. Ces analyses sont d'autant plus adaptées à la modélisation des exportations qu'elles laissent des marges de manœuvre relatives à l'homogénéité des comportements des pays de l'échantillon. Nous espérons ainsi contribuer au débat, en adoptant une nouvelle perspective qui nous permet de revisiter les résultats de la littérature sur le sujet. Nous montrons que si l'affaiblissement de l'équation standard des exportations est confirmé, le modèle n'est cependant pas rejeté par les données. Par ailleurs, l'enrichissement de l'équation, en prenant en compte les effets de la qualité, les contraintes d'offre et de l'ouverture mondiale, permet d'améliorer la modélisation sur la période récente. L'hypothèse de cointégration en panel est en effet le plus souvent validée, montrant que le passage à la

1. Voir en particulier Cochard (2008) et Artus et Fontagné (2006).

2. Hervé (2001) adopte une approche similaire en estimant en panel des équations d'importation et d'exportation mais elle ne prend pas en compte la possibilité de relations de cointégration entre les variables.

3. Voir Hurlin et Mignon (2005 et 2007).

dimension panel permet d'apporter un nouvel éclairage à la question de la modélisation des exportations.

La première section confirme que les modèles habituellement utilisés n'expliquent pas l'évolution récente des exportations en France et dans de nombreux autres pays. Nous présentons ensuite les tests de racine unitaire et de cointégration sur données de panel, que nous appliquons dans un premier temps au modèle standard. Dans la troisième section, nous présentons les pistes de modélisation alternative que nous testons.

I. Les déterminants usuels des exportations en difficulté

L'estimation empirique des équations d'exportation s'appuie généralement sur le modèle dit Armingtonien (Goldstein et Kahn, 1985) où l'évolution des exportations d'un pays (i) dépend de la demande étrangère qui lui est adressée et du prix relatif des biens qu'il exporte. Les exportations peuvent alors être représentées par la relation de long terme suivante :

$$X_{i,t} = A_x (da_{i,t})^{\varepsilon_r} (rpex_{i,t})^{\varepsilon_p} \quad (1)$$

où A est un paramètre constant, X les exportations du pays (i) à la date (t), (da) la demande étrangère adressée au pays (i) et ($rpex$), le prix relatif des exportations du pays (i). ε_r et ε_p représentent respectivement les élasticités-demande et prix des exportations. La construction et la définition des variables est développée en annexe. Le modèle décrit par l'équation (1) est une relation d'équilibre ou de long terme. L'analyse empirique repose généralement sur une modélisation à correction d'erreur de la forme log-linéaire de cette équation, ce qui revient à estimer :

$$d(\ln X_{i,t}) = \hat{\alpha} (\ln X_{i,t-1} - \Omega - \hat{\varepsilon}_r da_{i,t-1} + \hat{\varepsilon}_p rpex_{i,t-1}) + \Gamma + \sum_p (\hat{\rho}_{t-p} d(\ln X_{i,t-p}) + \hat{\theta}_{t-p} d(\ln da_{i,t-p}) + \hat{\phi}_{t-p} d(\ln rpex_{i,t-p})) \quad (2)$$

L'équation (2) relie le taux de croissance des exportations aux taux de croissance passés de la demande adressée et de la compétitivité-prix et à l'écart entre le niveau des exportations et leur équilibre de long terme défini par la relation (1). La modélisation à correction d'erreur suppose qu'il existe une relation de cointégration entre les variables X , da et $rpex$, c'est-à-dire que l'équation (1) définit effectivement une relation d'équilibre de long terme. Les paramètres de l'équation (2) peuvent être obtenus de deux façons : une approche en deux étapes à la Engle-Granger ou par l'estimation d'un VECM (Modèle vectoriel à correction d'erreur) à la Johansen. Dans les deux cas, les

tests dépendent du modèle précisément estimé et des termes déterministes Ω et Γ . Ces deux méthodes sont alternativement utilisées pour estimer le modèle (2) où on retient les exportations de biens manufacturés comme variable expliquée.

Nous analysons dans un premier temps la capacité du modèle décrit par la relation (2) à prévoir l'évolution des exportations de plusieurs pays industrialisés⁴. Plus précisément, nous nous interrogeons sur la fiabilité des précisions issues d'un tel modèle lorsque l'estimation s'arrête autour de l'année 2000⁵. Les résultats sont présentés dans le tableau 1 où nous comparons notamment les élasticités-prix et demande ainsi que le coefficient d'ajustement à la relation de long terme qui représente la vitesse d'ajustement.

Lorsque l'élasticité-demande des exportations est unitaire, l'évolution des parts de marché est expliquée par la compétitivité-prix (graphiques A1 en annexe)⁶. Autrement dit, pour une élasticité inférieure (respectivement supérieure) à un, le pays perd (respectivement gagne) des parts de marché qui ne sont pas expliquées par l'équation. C'est pourquoi, certaines études imposent une élasticité-demande unitaire et prennent en compte la possibilité de pertes ou de gains de parts de marché non expliqués par la compétitivité-prix en introduisant un *trend* linéaire⁷. Cette solution n'est pas satisfaisante puisqu'elle revient à introduire un élément déterministe pour capter les éléments non expliqués. Krugman (1989) justifie que les pays en phase de rattrapage tendent ainsi à avoir des élasticités-demande élevées en raison de leur intégration commerciale qui s'accompagne d'un élargissement de la variété de produits offerts qui leur permet de gagner des parts de marché. C'est ce que nous observons pour l'Espagne avec une élasticité-demande de 1,57 (tableau 1). Les pays pour lesquels l'élasticité-demande est très proche de 1 sont la France, les États-Unis, l'Italie et les Pays-Bas⁸. Enfin, les équations ainsi estimées jusqu'en 2000 montrent que pour l'Allemagne, le Royaume-Uni et le Japon, les élasticités sont inférieures à l'unité.

Les élasticités-prix aux exportations diffèrent d'un pays à l'autre : de $-0,17$ en Belgique, illustrant la faible sensibilité des exportations aux évolutions de prix relatifs, à $-1,14$ en Espagne. Il faut noter également que l'élasticité-prix est légèrement plus faible en France qu'en Allemagne. Sur la période d'estimation, les entreprises exportatrices du secteur manufacturier français auraient été moins sensibles aux évolu-

4. Allemagne, Belgique, Espagne, États-Unis, France, Italie, Japon, Pays-Bas, Royaume-Uni.

5. Toutes les estimations ne s'arrêtent pas à l'année 2000 de façon à présenter l'équation ayant les meilleures propriétés statistiques en termes de cointégration et de résidus.

6. À titre d'illustration, nous présentons en annexe des graphiques de parts de marché et de compétitivité-prix.

7. Voir Bessone et Heitz (2005) par exemple.

8. Les tests montrent cependant que la contrainte d'élasticité-demande unitaire n'est acceptée que pour les États-Unis, l'Italie et les Pays-Bas.

tions de prix que leurs homologues allemandes. Ainsi, à l'exception de l'Espagne, les élasticités-prix sont inférieures à l'unité, ce qui correspond à ce que l'on trouve régulièrement avec ce type d'estimation. À partir d'une approche microéconomique, Crozet et Erkel-Rousse (2002) estiment un modèle où les élasticités sont supérieures à l'unité et expliquent que les estimations empiriques sous-estiment les élasticités car elles omettent de prendre en compte des effets hors-prix. L'augmentation du prix correspond alors à un effet coût et un effet qualité. Si l'effet coût réduit la demande de biens, l'amélioration de la qualité accroît la demande. Il serait donc nécessaire de distinguer l'effet prix « pur » de l'effet qualité.

1. Équation de commerce estimée jusqu'en 2000

	Élasticité-demande	Élasticité-prix	Force de rappel
Espagne ^(a)	1,57 (0,02)	-1,14 (0,08)	-0,22 (0,10)
France	1,035 (0,01)	-0,37 (0,07)	-0,40 (0,11)
États-Unis	1,02 (0,07)	-0,87 (0,27)	-0,13 (0,04)
Pays-Bas	1,01 (0,01)	-0,38 (0,11)	-0,15 (0,09)
Italie ^(b)	0,98 (0,03)	-0,67 (0,14)	-0,33 (0,05)
Belgique	0,95 (0,01)	-0,17 (0,05)	-0,21 (0,10)
Allemagne	0,91 (0,02)	-0,43 (0,07)	-0,35 (0,08)
Royaume-Uni ^(c)	0,89 (0,01)	-0,35 (0,07)	-0,33 (0,14)
Japon ^(d)	0,74 (0,06)	-0,95 (0,32)	-0,07 (0,02)

(a) Espagne : modèle estimé en 2 étapes sur 1982q1 – 2000q2

(b) Italie : modèle estimé en 1 étape sur 1972q1 – 1999q4

(c) Royaume-Uni : modèle estimé en 2 étapes sur 1978q1 – 2000q4

(d) Japon : modèle estimé en 1 étape sur 1974q1 – 1999q4

Note : écart-type entre parenthèses.

Pour tous les pays, la cointégration est acceptée soit par la méthode d'Engle et Granger, soit par la méthode de Johansen. Les coefficients d'ajustement varient de $-0,07$ à $-0,40$ montrant que 7 à 40 % de l'écart à l'équilibre de long terme est corrigé à chaque période. Il faut souligner que les situations où les élasticités-demande diffèrent de l'unité impliquent qu'à long terme, les parts de marché tendent vers zéro ou l'infini. Elles reflètent donc les limites du modèle et montrent la nécessité de prendre en compte d'autres éléments, en dehors des effets de compétitivité-prix, susceptibles d'influencer les parts de marché. C'est précisément l'objet de la deuxième partie qui cherche à capter des éléments liés à l'offre et à la compétitivité hors-prix.

Par ailleurs, le modèle (2) ainsi estimé jusqu'en 2000 ne parvient généralement pas à rendre compte de l'évolution des exportations après 2000. Sauf pour l'Allemagne, les prévisions obtenues pour les

différents pays conduisent à surestimer les exportations par rapport au niveau observé entre 2001 et 2006. Cette surévaluation est particulièrement élevée pour l'Italie, atteignant 9,7 % au troisième trimestre 2005 (tableau 2). Si les exportations françaises de biens manufacturés avaient réagi de la même façon aux évolutions de la demande adressée et du prix relatif, elles seraient 4,4 % plus élevées au troisième trimestre 2006. Le modèle retrace correctement les exportations belges et a légèrement sous-estimé le dynamisme des exportations allemandes.

2. Écart prévision/réalisation des exportations en 2006

En %	
Allemagne	- 1,3
Belgique	0,8
Pays-Bas	1,8
Royaume-Uni	3,3
Japon	3,5
France	4,4
États-Unis	5,4
Espagne	6,3
Italie	9,7

Note : pourcentage de sur- ou sous-évaluation des exportations prévues en niveau par rapport à la réalisation en 2006Q3 (et 2005Q3 pour l'Italie). Comme la prévision est dynamique, les erreurs de prévisions sont cumulées entre 2001Q1 et 2006Q3.

L'évolution de l'écart entre les exportations prévues et réalisées montre que les modèles se sont avérés défaillants pour anticiper le décrochage des exportations observé entre fin 2000 et fin 2001. C'est net pour la France et les États-Unis (voir graphiques A2 en annexe). À l'opposé, le décrochage des années 2000-2001 n'a pas eu lieu en Allemagne (graphique A2). Les exportations sont restées dynamiques. Ce dynamisme se renforce dans le courant de l'année 2003. Le taux de croissance trimestrielle des exportations s'établit par exemple à 1 % au troisième trimestre alors que le modèle anticipait une baisse de 0,2 %.

La ré-estimation des modèles jusqu'en 2006 confirme ces difficultés à expliquer les exportations après 2000. En effet, l'équation (2) estimée sur l'ensemble de l'échantillon fait apparaître une forte instabilité des paramètres et une incertitude à propos de la présence de relations de cointégration (tableau 3). Logiquement, les modèles pour lesquels les prévisions étaient les plus proches de l'évolution observée des exportations semblent plus robustes. Ainsi, le test de Johansen valide toujours l'existence d'une relation de cointégration pour l'Allemagne et les élasticités restent significatives avec des paramètres assez conformes aux estimations usuelles. L'équation estimée pour la Belgique conserve

également des résultats satisfaisants. À l'opposé, pour la France, on voit d'une part que l'hypothèse de cointégration est rejetée et d'autre part que l'élasticité-prix de long terme n'a plus le bon signe.

3. Équation de commerce estimée jusqu'en 2006

	Elasticité- demande	Elasticité-prix	Force de rappel	Cointégration
Espagne	1,45 (0,02)	- 0,96 (0,10)	0,001 (0,07)	Rejetée
France	1,10 (0,15)	3,46 (1,08)	- 0,02 (0,01)	Rejetée
États-Unis	0,01 (0,5)	- 3,6 (2,3)	0,0005 (0,0035)	Acceptée
Pays-Bas	0,99 (0,01)	- 0,68 (0,08)	- 0,11 (0,07)	Rejetée
Italie	- 0,42 (0,26)	11,35 (1,43)	- 0,03 (0,01)	Rejetée
Belgique	0,95 (0,01)	- 0,15 (0,05)	- 0,17 (0,09)	Acceptée
Allemagne	0,94 (0,02)	- 0,56 (0,07)	- 0,30 (0,06)	Acceptée
Royaume-Uni	0,83 (0,01)	- 0,19 (0,10)	- 0,19 (0,09)	Rejetée
Japon	0,68 (0,04)	- 0,49 (0,26)	- 0,06 (0,02)	Acceptée

Note : écart-type entre parenthèses. Pour les tests de cointégration, le seuil maximum retenu pour le rejet de l'hypothèse d'absence de cointégration est fixé à 10 %.

Ces quelques éléments ne permettent pas de tester explicitement l'existence d'une rupture dans la relation de cointégration⁹ mais illustrent l'instabilité des résultats et montrent que la problématique des mauvaises performances du commerce extérieur ne concerne pas uniquement la France. Les déterminants usuels que sont la demande adressée et la compétitivité-prix parviennent rarement à expliquer l'évolution des exportations dans plusieurs pays.

Ces estimations dépendent des mesures des indicateurs de demande adressée et de compétitivité-prix. Comme nous l'avons précisé plus

9. Gregory et Hansen (1996) proposent un test de rupture sur la relation de cointégration. La robustesse du test dépend néanmoins du nombre d'observations, insuffisant ici pour tester la possibilité d'une rupture à partir de 2000.

haut, la construction de ces deux indicateurs dépend du champ géographique couvert et de l'année de base. La demande adressée est calculée à partir des flux commerciaux en biens manufacturés de l'ensemble du monde découpé en 31 pays ou zones. La structure de référence est celle de l'année 2003. On a montré que le passage d'une pondération 1995 à une pondération 2003 ne modifie que très marginalement les profils de la demande adressée. Ce constat est renforcé par les résultats obtenus par Pamies-Sumner (2005) qui utilise un indicateur construit à partir d'une pondération glissante.

En outre, le choix du déflateur utilisé pour le calcul de la compétitivité ne permet pas d'améliorer la qualité des ajustements après 2000. C'est ce qui ressort de modèles que nous avons estimés avec un indicateur de compétitivité-coût (voir tableau A1 en annexe), calculé par le FMI à partir des coûts unitaires de production¹⁰. Les tests en général rejettent l'hypothèse de cointégration. Seul le modèle estimé pour le Royaume-Uni passe avec succès le test. Les prévisions réalisées sur la période *post* 2000 ne sont cependant pas plus précises que celles obtenues à partir de l'indicateur de compétitivité-prix à l'exportation. De fait, pour la suite de nos estimations, nous continuons à mesurer la compétitivité-prix à partir des indices de prix à l'exportation.

En résumé, les équations de commerce international estimées jusqu'en 2000 permettent d'obtenir des résultats le plus souvent conformes aux attentes mais dont le pouvoir explicatif s'effondre après 2000. Les tests de cointégration confirment cette fragilité. Il faut néanmoins souligner que ces tests ont un faible pouvoir de rejet en présence de changement de régime ; on ne peut exclure que la défaillance des déterminants usuels des équations d'exportations en soit le résultat¹¹.

2. Racines unitaires et cointégration en panel : une première application

La modélisation commune utilisée pour les équations d'exportations ainsi que la simultanéité des ruptures observées dans les relations de cointégration des différents pays étudiés laissent penser que les propriétés de long terme des séries sont similaires dans les différents pays. Le recours aux données de panel présente alors un grand intérêt. En effet, les tests de racine unitaire et de cointégration sur données individuelles sont peu puissants, en particulier en présence de rupture.

10. Pamies-Sumner (2005) obtient des résultats similaires en comparant des indicateurs de compétitivité calculés à partir d'indices de prix à l'exportation ou à la consommation.

11. Villette et Nivat (2006) montrent par exemple qu'il y a une rupture sur l'élasticité-prix des exportations françaises au début de l'année 2001.

On peut craindre que la rupture de tendance des séries liée à l'accélération des échanges mondiaux à partir de la fin des années 1990 perturbe la procédure de test dans une majorité de pays. Le recours aux données de panel, en multipliant le nombre d'observations, permet d'obtenir des résultats plus robustes, d'accroître la puissance des tests de cointégration, et de capter des tendances et ruptures communes aux différents pays étudiés. De plus, les tests de racines unitaires et de cointégration en panel se distinguent des tests en dimension individuelle par la convergence asymptotique des statistiques de tests vers des lois normales et non plus vers des lois non usuelles et tabulées. Il existe un ensemble de tests, qui se distinguent par le degré d'homogénéité postulé entre les pays étudiés.

2.1. Tests de racine unitaire

L'existence d'une relation de cointégration (ou de long terme) traduit l'idée qu'une combinaison linéaire de variables non stationnaires peut être stationnaire. Les tests de racine unitaire sont donc un préalable à toute analyse de la relation de cointégration d'autant plus que le problème des régressions fallacieuses se pose aussi pour les régressions en données de panel. En effet, si les estimateurs convergent bien vers leur vraie valeur, les statistiques de *student* qui leur sont associées divergent et interdisent donc toute inférence statistique (Hurlin et Mignon, 2007). Comme il est assez rare de trouver des séries macroéconomiques stationnaires en niveau, nous n'avons pas jugé utile de reproduire cette analyse dans la partie précédente. Par contre, dès lors que l'on passe à la dimension panel, les tests de racine unitaire, deviennent plus puissants si bien qu'il est important de consacrer une plus grande attention au degré d'intégration des séries.

Les tests utilisés¹² reposent généralement sur l'équation de type ADF (Augmented-Dickey-Fuller) suivante :

$$\Delta y_{i,t} = \alpha_i + \rho_i y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \theta_{i,j} \Delta y_{i,t-j} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

où nous supposons l'absence d'effet temporel et de dépendances inter-individuelles, c'est-à-dire que $E(\varepsilon_{i,t}, \varepsilon_{j,t}) = 0$ pour $(i \neq j)$ ¹³.

La première catégorie de tests (Levin, Lin et Chu ou Breitung¹⁴) impose une spécification homogène des racines autorégressives sous l'hypothèse alternative. L'hypothèse nulle est alors une hypothèse jointe de racine unitaire et d'absence d'effet fixe, soit :

12. Voir Baltagi et Kao (2000) ou Hurlin et Mignon (2005) pour des surveys.

13. Les tests les plus récents, dits de deuxième génération, permettent de lever cette hypothèse (voir Hurlin et Mignon, 2005).

14 Voir Levin et Lin (1992) pour une première présentation. Par ailleurs, l'implémentation du test de Breitung sous Eviews intègre automatiquement une tendance.

$$H_0 : \rho_i = \rho = 0 \text{ et } \alpha_i = 0 \forall i$$

$$H_1 : \rho_i = \rho < 0 \text{ et } \alpha_i \neq 0 \forall i$$

La seconde catégorie de tests autorise l'hétérogénéité des racines autorégressives sous l'hypothèse alternative. Ces tests paraissent mieux adaptés à notre type d'étude macroéconomique sur données de panels puisqu'en cas de rejet de l'existence d'une racine unitaire, l'identité des racines autorégressives entre les différents pays n'est pas l'hypothèse la plus probable. Les tests d'Im, Pesaran et Shin (1997, IPS par la suite), comme les tests précédents, sont des tests joints de l'hypothèse nulle de racine unitaire et de l'absence d'effets fixes. Mais ils autorisent sous l'hypothèse alternative l'hétérogénéité des racines autorégressives des différents pays. L'hypothèse alternative s'écrit alors :

$$H_1 : \begin{cases} \rho_i = \rho < 0 \text{ pour } i = 1, \dots, N_1 \\ \rho_i = \rho = 0 \text{ pour } i = N_1 + 1, \dots, N \\ \alpha_i \neq 0 \end{cases}$$

L'application du test IPS est extrêmement simple puisqu'elle repose sur le calcul des statistiques de Dickey-Fuller individuelles, dont on dérive une statistique de test en panel à partir de la moyenne et de la variance des t_{stat} individuelles. Ces deux variables sont simulées et tabulées par IPS. Dans la même catégorie de tests, Maddala et Wu (1999) proposent un test simple inspiré des tests de Fisher dont le principe est de construire des statistiques de test combinant les p -value des tests de racines unitaires individuels. Nous présentons ici les tests de Fisher reposant sur les tests individuels ADF et, selon la même méthode, sur les tests individuels de Phillips-Perron. Les simulations effectuées par Maddala et Wu (1999) comparent ces tests de Fisher au test IPS et concluent que les tests de Fisher sont généralement plus puissants que les IPS. De plus, les tests de Fisher sont plus robustes que le test IPS à une erreur de spécification des résidus de la relation autorégressive.

Finalement, Hadri (200) propose un test¹⁵ où l'hypothèse nulle correspond à la stationnarité de la série $y_{i,t}$. Le test est alors une extension à la dimension panel du test KPSS (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt et Shin). Partant du processus suivant :

$$y_{i,t} = r_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

avec $r_{i,t} = r_{i,t-1} + \mu_{i,t}$ où

L'hypothèse nulle testée s'écrit :

$$H_0 : \sigma_\mu^2 = 0 \text{ vs. } H_1 : \sigma_\mu^2 > 0$$

15. Le panel est supposé homogène.

Les résultats des tests, menés sur un échantillon de 17 pays industrialisés, confirment les résultats obtenus sur séries temporelles et conduisent le plus souvent à accepter l'hypothèse de présence d'une racine unitaire (tableau 4¹⁶). C'est le cas, quel que soit le test effectué et quelle que soit la période pour la variable d'exportation. Pour la variable de demande adressée, seul le test de Levin et Lin pour la période 1979Q1-2006Q3 permet de rejeter l'hypothèse nulle de racine unitaire. Enfin, pour l'indicateur de compétitivité, les résultats sont plus nuancés selon que l'on suppose l'homogénéité ou non sous l'hypothèse alternative et selon la période considérée. Nous retiendrons cependant pour la suite de l'analyse la conclusion selon laquelle, ces trois séries ne sont pas stationnaires en niveau

4. Tests de racine unitaire en données de panel

	log(X)		log(DA)		log(comp)	
	1979Q1- 2000Q4	1979Q1- 2006Q3	1979Q1- 2000Q4	1979Q1- 2006Q3	1979Q1- 2000Q4	1979Q1- 2006Q3
H0 : racine unitaire, homogénéité (<i>p-value</i> entre parenthèses)						
Levin, Lin	2,90 (1,00)	0,88 (0,81)	1,33 (0,91)	-2,07 (0,02)	0,21 (0,58)	1,67 (0,95)
Breitung	2,92 (1,00)	-0,15 (0,44)	7,09 (1,00)	3,87 (1,00)	—	—
H0 : racine unitaire, hétérogénéité (<i>p-value</i> entre parenthèses)						
Im, Pesaran et Shin	2,98 (1,00)	0,92 (0,82)	4,57 (1,00)	0,41 (0,66)	-2,08 (0,02)	-0,49 (0,31)
Fisher – ADF	16,49 (0,99)	24,18 (0,90)	9,20 (1,00)	25,73 (0,84)	52,26 (0,01)	34,37 (0,45)
Fisher – PP	32,02 (0,56)	37,73 (0,30)	10,59 (1,00)	29,75 (0,68)	76,83 (0,00)	67,59 (0,00)
H0 : stationnarité, homogénéité (<i>p-value</i> entre parenthèses)						
Hadri	16,79 (0,00)	12,60 (0,00)	14,60 (0,00)	13,08 (0,00)	13,65 (0,00)	11,79 (0,00)

2.2. Tests de cointégration

De même que pour les tests de racine unitaire, l'analyse de la cointégration en panel permet de pallier la faible puissance des tests sur séries temporelles en petit échantillon (Hurlin et Mignon, 2007). Les tests que nous présentons ici ont tous pour hypothèse nulle l'absence de cointégration entre plusieurs variables, l'hypothèse alternative dépendant

16. Pour les variables de demande adressée et d'exportations, un trend est intégré dans l'équation testée. Le nombre de retards est déterminé par le critère de Schwartz modifié.

quant à elle du degré d'hétérogénéité retenu. Ici encore, ces tests supposent tous l'absence de dynamiques inter-individuelles¹⁷, et testent donc l'existence de relations de cointégration intra-individuelles. Les tests reposent alors sur la relation de long terme suivante :

$$y_{i,t} = \theta_i + \beta_i^1 x_{i,t}^1 + \dots + \beta_i^m x_{i,t}^m + \dots + \beta_i^M x_{i,t}^M + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

avec $i = 1, \dots, N$; $t = 1, \dots, T$ et $m = 1, \dots, M$

$$E(\varepsilon_{i,t} \varepsilon'_{j,t}) = \begin{cases} \sigma_\varepsilon^2 & \text{pour } i = j \\ 0 & \text{pour } i \neq j \end{cases}$$

Sur le même principe que les tests d'Engle et Granger sur séries temporelles, les procédures de Pedroni (voir par exemple Pedroni, 1999) ou de Kao (1999) testent la stationnarité des résidus de la relation de long terme (7), estimée dans une première étape, soit :

$$\varepsilon_{i,t} = \rho_i \varepsilon_{i,t-1} + \mu_{i,t} \quad (6)$$

L'hypothèse nulle testée correspond alors à l'absence de relation de cointégration soit : $H_0 : \rho_i = \rho = 1 \quad \forall i$.

Pour chacun des tests, Pedroni autorise l'hétérogénéité des vecteurs de cointégration et des vitesses d'ajustement sous l'hypothèse alternative, ce qui apparaît particulièrement adapté à notre modèle, compte tenu des différences importantes observées dans l'estimation des élasticités-prix de long terme selon les pays. Pedroni propose alors sept tests de stationnarité des résidus de la régression de cointégration qui se différencient par l'hypothèse alternative — $H_1 : \rho_i = \rho < 1 \quad \forall i$ pour les tests sur la dimension *within* ou intra ou $H_1 : \rho_i < 1 \quad \forall i$ pour les tests sur la dimension *between* ou inter¹⁸ — et par leur taille¹⁹ ou de leur puissance²⁰. La puissance des tests est toutefois semblable pour un nombre d'observations supérieur à 100, ce qui est ici le cas.

Toujours sur le principe des tests d'Engle et Granger, les tests de Kao (1999) sont des tests du type ADF de stationnarité des résidus de la relation de cointégration, mais qui supposent des vecteurs de cointégration homogènes (issus de la relation de long terme 5) selon les individus soit : $\beta_i^m = \beta^m \quad \forall i$ et pour tout (m).

Enfin, comme dans le cas des tests de racine unitaire, on peut construire une statistique de test de cointégration en panel en combinant les *p-value* des tests individuels, selon la méthodologie de Fisher. Maddala et Wu (1999) établissent ainsi une statistique de test, à l'aide des *p-value* individuelles du test de la trace ou de celui de la

17. C'est-à-dire que n'interviennent dans la relation de cointégration que les variables d'un même pays et que les résidus indépendants.

18. La différence entre les deux familles de test est assez proche de celle constatée pour les tests de racine unitaire entre l'approche de Levin et Lin et celle d'IPS (Barnejee, 1999).

19. Capacité à accepter H_0 lorsqu'elle est vraie.

20. Capacité à rejeter H_0 lorsqu'elle est fausse.

valeur propre maximale. Ces tests, qui autorisent l'hétérogénéité des coefficients de la relation de cointégration, pourront être comparés aux tests de Pedroni.

Les tests menés sur données de panel (tableau 5) concluent au rejet de l'hypothèse nulle d'absence de cointégration au cours de la période 1980Q1-2000Q4. Seul le test de Kao conduit à accepter l'hypothèse nulle, ce qui tend à confirmer la présence d'une relation de cointégration entre nos 3 variables au cours de la période, mais avec des paramètres de long terme hétérogènes. Il faut également souligner que les tests basés sur les valeurs propres indiquent que les variables du VECM seraient stationnaires puisque les tests rejettent systématiquement les hypothèses nulles. Sur cette sous-période, nous retenons néanmoins la conclusion qu'il existe une relation de cointégration mais que les paramètres du vecteur de cointégration ne sont pas les mêmes pour les différents pays de l'échantillon.

5. Tests de cointégration en données de panel

		1979Q1-2000Q4	1979Q1-2006Q3
Pedroni, dimension <i>within</i>			
v-statistic		2,07 (0,05)	0,41 (0,37)
rho-statistic		- 3,07 (0,00)	- 1,05 (0,23)
PP-statistic		- 3,56 (0,00)	- 1,40 (0,15)
ADF-statistic		- 2,03 (0,05)	0,24 (0,39)
Pedroni, dimension <i>between</i>			
rho-statistic		- 6,93 (0,00)	- 3,22 (0,00)
PP-statistic		- 6,72 (0,00)	- 2,94 (0,01)
ADF-statistic		- 5,20 (0,00)	- 1,35 (0,16)
Kao		- 0,47 (0,32)	- 1,69 (0,05)
Fisher – valeur propre max	Aucune vp	119,04 (0,00)	86,44 (0,00)
	Au moins 1	71,39 (0,00)	43,38 (0,13)
	Au moins 2	77,09 (0,00)	—
Fisher – Trace	Aucune vp	77,73 (0,00)	68,92 (0,00)
	Au moins 1	53,85 (0,02)	38,16 (0,29)
	Au moins 2	77,09 (0,00)	

Note : *p*-value entre parenthèses. Un chiffre inférieur à 0.1 indique que l'hypothèse nulle d'absence de cointégration est rejetée au seuil retenu de 10 %.

Lorsqu'on étend les tests à la période 1980Q1-2006Q3, les statistiques de test se dégradent nettement, conduisant à accepter l'hypothèse nulle dans un certain nombre de cas, particulièrement pour les tests en dimension *within* de Pedroni. Les tests basés sur les valeurs propres indiquent cette fois-ci sans ambiguïté l'existence d'une relation de cointégration unique. Enfin, un résultat intéressant est donné par le test de Kao qui conclue à la significativité d'une relation de cointégration homogène pour les différents pays du panel. Si ce résultat doit être interprété avec prudence, il permet néanmoins d'estimer le modèle afin d'avoir une évaluation des élasticités-prix et demande. Dans le cadre de panels cointégrés, Kao et Chiang (2000) montrent que les estimateurs et les statistiques de test issus des MCO sont biaisés et qu'il est alors préférable de recourir à la méthode des moindres carrés ordinaires dynamiques (DOLS) consistant à ajouter des décalages (*leads* et *lags*) des différences premières des variables endogènes.

Pour un modèle estimé avec des effets fixes, l'élasticité-demande est unitaire (tableau 6) tandis que l'élasticité-prix est supérieure à 0,5.

6. Équation d'exportation en données de panel

Constante	Élasticité-demande	Élasticité-prix	Hausman test
0,002 (0,94)	1,002 (0,00)	- 0,58 (0,00)	56,13 (0,00)

Estimation en données de panel avec effets individuels fixes par la méthode DOLS(4,2) sur la période 1979Q1 – 2006Q3.

Note : *p-value* entre parenthèses.

Au final, le passage à la dimension panel confirme que le modèle standard est moins performant sur la période récente. Toutefois, la dégradation des estimations est loin d'être aussi nette que pour les estimations réalisées par pays. En outre, le test de Kao conduit à accepter l'hypothèse d'une relation de cointégration homogène sur la période 1976-2006. Les paramètres estimés de la relation de long terme sont alors très proches de ce l'on trouve pour des équations d'exportation. Il reste que ce modèle gagne sans doute à être enrichi de façon à pouvoir capter des effets liés aux contraintes d'offre ou à la qualité des produits.

3. Tout ne passe pas par les prix

Les estimations précédentes sur données individuelles mettent en évidence des situations où les exportations ne sont pas expliquées de façon pleinement satisfaisante par les déterminants standards du commerce. Les élasticités peuvent être assez éloignées de leur valeur

théorique et, surtout, l'équation peine à rendre compte de l'évolution des exportations de nombreux pays après 2000. Le passage aux données de panel permet certes de relativiser ce constat mais les résultats restent globalement moins significatifs sur la période récente. Il semble de fait nécessaire de s'interroger sur les limites du modèle de base afin d'améliorer notre analyse des exportations à la fois en données de panel et sur les principaux pays de notre échantillon.

3.1. Compétitivité-hors-prix, effets d'offre et ouverture mondiale

Le modèle analysé jusqu'ici repose sur l'idée que les parts de marché à l'exportation seraient uniquement déterminées par la compétitivité-prix. Si les prix constituent un élément essentiel des échanges, ces derniers ne peuvent cependant se réduire à cette variable. De fait, les équations précédentes ont établi que les élasticités-demande s'écartaient régulièrement de l'unité confirmant ainsi que les prix ne peuvent pas expliquer à eux seuls les parts de marché. Krugman (1989) avance l'idée que ce résultat est notamment dû à l'intégration internationale croissante de pays en phase de rattrapage qui s'accompagne d'une diversification de l'offre d'exportations. Or, cet effet d'offre n'est pas pris en compte par le modèle standard.

Ainsi, la compétitivité, telle qu'elle est appréhendée dans les modèles estimés précédemment, ne permet pas de capter l'ensemble les éléments moteurs de l'échange mis en avant par la nouvelle théorie du commerce international, telles que la variété ou la qualité. La compétitivité ne se réduit pas à une affaire de coût de production ou de prix à l'exportation et l'omission de ces variables pertinentes pourraient alors contribuer à expliquer les situations où les élasticités-demande divergent de l'unité ainsi que la faiblesse des élasticités-prix. Le prix d'un bien dépend en effet non seulement de son coût de production mais également de sa qualité, qui procure au vendeur un pouvoir de marché. En intégrant une variable mesurant la qualité, on pourrait alors isoler l'effet prix, dit « pur », de l'effet qualité (Crozet et Erkel-Rousse, 2004). Enfin, même lorsque l'élasticité-demande estimée est proche de un — c'est le cas notamment de la France, de l'Italie ou des États-Unis —, il est difficile de comprendre l'évolution des exportations après 2000. De fait, dans les équations estimées précédemment, ces difficultés sont attribuées à des éléments liés à ce qu'on appelle la compétitivité-hors-prix ou à l'intégration de nouveaux pays dans le commerce international sans pour autant que ces éléments ne soient explicitement modélisés.

Par ailleurs, comme le souligne Fagerberg (1988), un pays peut être très compétitif en termes de compétitivité-prix ou hors prix mais ne pas être en mesure de répondre à la demande qui lui est adressée. Autrement dit, l'hypothèse implicite selon laquelle l'élasticité d'offre

d'exportations est infinie n'est probablement pas systématiquement vérifiée. Ce sont ces différents éléments que nous tentons d'appréhender dans cette deuxième partie.

Une possibilité consiste à ajouter une tendance dans l'équation traditionnelle afin de représenter l'ensemble des éléments non pris en compte dans le modèle. Elle peut être linéaire (Villetelle et Nivat, 2006) ou non linéaire (Murata et alii, 2000). Dans certains cas, cette tendance est utilisée pour capter tous les effets hors-prix²¹ (concurrence internationale ou effets de qualité). Mais elle peut aussi être ajoutée dans un modèle plus complet. Erkel-Rousse et Sylvander (2007) intègrent cette tendance dans une équation où figure également la demande intérieure relative. Dans ce cas, la tendance peut capter des effets de qualité mais elle reflète également la tendance à l'ouverture mondiale de pays émergents qui modifie l'évolution des parts de marchés. L'idée étant aussi que les variables de compétitivité-prix ne permettent pas de tenir complètement compte des effets de la concurrence des pays à bas prix. En effet, les indicateurs de compétitivité-prix sont calculés à partir d'indices et mesurent de fait imparfaitement les écarts absolus de prix. Ces difficultés de mesure sont d'autant plus importantes que la concurrence est exercée par un pays comme la Chine qui dispose d'un réservoir de main-d'œuvre sans commune mesure avec ce qui a été observé lors des précédents vagues d'intégration commerciale de pays émergents. Soulignons de plus que le décrochage des exportations estimées dans la première partie se produit autour de l'année 2001, année de l'adhésion de la Chine à l'OMC. En outre, ce mouvement d'ouverture s'effectue conjointement à une réorientation stratégique de nombreux pays émergents d'Asie et d'Amérique du sud. À la suite de la crise asiatique, ces pays ont fondé leur modèle de croissance sur un objectif d'excédent de la balance courante, favorisé par une politique de change permettant des gains de compétitivité, afin d'améliorer leur position commerciale et se prémunir *in fine* des attaques spéculatives²². Si la plupart des études font le choix d'intégrer une tendance dans leur équation, nous privilégions le recours à un *proxy* plus direct de l'intégration commerciale en utilisant directement le taux d'ouverture mondial, calculé comme le poids des exportations et des importations mondiales sur le PIB mondial²³.

Si l'ajout d'une variable tendancielle permet effectivement d'améliorer les propriétés du modèle, elle ne dispense pour autant pas de tenir compte des effets liés à la qualité ou aux contraintes d'offre. Ces effets n'étant pas directement observables, la principale difficulté est liée à l'identification d'une variable permettant de capter la qualité, la variété ou les contraintes d'offre. Erkel-Rousse et Le Gallo (2002)

21. C'est effectivement le rôle que lui attribuent Murata et alii (2000) ou Rouabah (2005).

22. Voir Aglietta et Berrebi (2007).

23. Les données sont issues du FMI et sont trimestrialisées.

choisissent par exemple un indicateur qualitatif pour mesurer la nature de la compétitivité d'un pays. Ils dressent une typologie par pays et par produit élémentaire à partir du croisement de deux critères basés sur les valeurs unitaires des exportations et les volumes d'exportations. Ils déterminent ensuite la fraction des marchés élémentaires pour lesquels le pays bénéficie d'une « bonne » compétitivité-qualité et intègrent cette variable dans une équation de parts de marché sectorielles. Quant à la variété, elle est mesurée par un *proxy* du PIB sectoriel. Crozet et Erkel-Rousse (2004) développent également une analyse des parts de marché sectorielle et utilisent des données d'enquête sur l'image et la qualité des biens produits dans un pays pour mesurer l'effet qualité. Ces indicateurs reposent plutôt sur des variables qualitatives et sectorielles et peuvent donc difficilement être intégrées dans une analyse macroéconomique. C'est pourquoi, nous adoptons plutôt la solution consistant à mesurer les effets qualité et variété par un *proxy* représenté par une variable de recherche et développement ²⁴.

3.2. Une analyse en panel du modèle augmenté

La relation de long terme décrite par (1) est modifiée et augmentée des effets de qualité, des contraintes d'offre et de l'impact de l'ouverture mondiale. La version la plus complète estimée par la suite est la suivante :

$$\ln(X_{i,t}) = \ln(A_x) + \varepsilon_r \ln(da_{i,t}) + \varepsilon_p \ln(rpex_{i,t}) + \nu \ln(C_{i,t}) \quad (7) \\ + \xi \ln(rRD_{i,t}) + \theta Wdouv$$

où les exportations sont expliquées par la demande adressée (*da*), le prix relatif des exportations (*rpex*), les contraintes d'offre (*C*) mesurées par les demandes intérieures relatives, un indicateur de recherche et développement (*rRD*) et le taux d'ouverture mondiale (*Wdouv*). Pour l'indicateur de recherche et développement, nous calculons un ratio relatif des dépenses totales en pourcentage du PIB ²⁵. Les contraintes d'offre sont mesurées par l'évolution des demandes intérieures relatives. En effet, plus la demande interne est dynamique, plus les capacités de production des entreprises domestiques sont utilisées et donc moins elles seront en mesure de satisfaire la demande adressée extérieure. Enfin, comme nous l'avons précisé précédemment, le taux d'ouverture est simplement égal à la somme des exportations et importations mondiales rapportées au PIB. Les variables ajoutées ne sont pas stationnaires en niveau ²⁶ ce qui permet de poursuivre l'analyse en panel sur la même base que pour le modèle standard.

24. C'est la démarche notamment retenue par Fagerberg (1998), Ioannidis et Schreyer (1997), Eaton et Kortum (2002) et Pamiès-Sumner (2005).

25. Voir l'annexe pour une définition détaillée des variables utilisées.

26. Les résultats des tests de racine unitaire ne sont pas reproduits ici mais sont disponibles auprès des auteurs.

Nous analysons dans un premier temps l'existence d'une relation de long terme en données de panel pour trois versions du modèle décrit par l'équation (7) : le modèle avec variables de recherche et développement et ouverture, le modèle avec les demandes intérieures relatives et l'ouverture et enfin, le modèle complet. Pour cette partie, les tests et les estimations sont uniquement menés sur l'échantillon 1979Q1-2006Q3 ou sur la période 1983Q1-2005Q4 lorsque sont intégrés les indicateurs de dépenses relatives de recherche et développement. Les tests de Pedroni rejettent l'hypothèse nulle d'absence de cointégration dans cinq cas sur sept au seuil de 10 % pour le modèle avec recherche et développement et ouverture (tableau A2 en annexe). Seuls les tests paramétriques de type ADF et de Kao concluent à l'absence de cointégration entre les variables. Les procédures basées sur les seuils de significativité des tests de Johansen indiquent qu'il existe une relation de cointégration. L'ajout d'un indicateur permettant de mesurer les effets de compétitivité hors-prix et de l'ouverture croissante des échanges constituent de fait une première source d'amélioration probante de la modélisation des exportations. L'existence d'une relation de long terme est validée par les tests en panel, mais l'homogénéité de cette relation n'est pas acceptée.

La prise en compte de l'existence de contraintes d'offre au lieu des indicateurs de recherche et développement améliore globalement la significativité des tests (tableau A3 en annexe). Tous les tests de Pedroni conduisent à rejeter l'hypothèse nulle au seuil de 5 %. La statistique de Kao est également significative indiquant non seulement qu'il y a cointégration mais qu'en plus, les vecteurs de long terme sont homogènes. Enfin, les tests de Fisher concluent à l'existence d'une, voire deux, relations de cointégration. Nous privilégions cependant le scénario le plus simple d'une seule relation de cointégration. Ces résultats ne sont que marginalement modifiés lorsque l'on considère le modèle complet (tableau A4). Seuls les tests type ADF de Pedroni acceptent l'hypothèse nulle. Soulignons à nouveau que le test de Kao rejette également H_0 malgré la contrainte d'homogénéité. Enfin, les tests reposants sur l'estimation de VECM individuels indiquent deux relations de cointégration.

L'analyse de cointégration en données de panel permet donc de valider l'existence d'un équilibre de long terme pour les relations d'exportations. L'intégration des variables de recherche et développement, d'ouverture et de demande intérieure améliore la modélisation. Le rôle de ces différentes variables ne peut cependant être pleinement mesuré qu'à partir de l'estimation de la valeur des élasticités soit sur des modèles estimés pour les principaux pays, soit à partir d'une estimation en données de panel. En effet, même si l'hétérogénéité des relations de long terme nous semble l'hypothèse la plus réaliste, certains tests de Kao qui imposent l'homogénéité, permettent néanmoins d'exploiter la dimension panel en estimant une relation de long terme

commune à tous les pays. C'est ce que nous faisons pour les deux modèles avec demande intérieure relative (tableau 7). Dans les deux cas, l'élasticité-demande n'est plus unitaire²⁷, comparativement au modèle estimé initialement et repris dans la deuxième colonne. Elle est plus élevée dans le modèle avec demande intérieure relative mais inférieure à un lorsque l'on intègre les dépenses de recherche et développement et la demande intérieure relative. Les élasticités-prix sont assez proches et légèrement supérieures à 0,5. La variable d'ouverture mondiale est négative et significative dans le modèle prenant en compte uniquement la demande intérieure relative, traduisant l'idée selon laquelle les pays industrialisés ont perdu des parts de marché du fait de l'intégration commerciale croissante. Il serait particulièrement intéressant d'évaluer l'existence d'une rupture sur la relation de cointégration puisque notre intuition est que de nombreux pays ont éprouvé des difficultés à l'exportation à la suite de l'ouverture commerciale de la Chine, avec notamment son adhésion à l'OMC (Organisation mondiale du commerce en 2001) et du fait de la réorientation stratégique de nombreux pays émergents d'Asie et d'Amérique du Sud. Ce type de test de rupture sur les relations de cointégration en données de panel n'a cependant pas été développé à notre connaissance. Enfin, si la variable de recherche et développement ressort bien avec le signe attendu, ce n'est pas le cas pour la demande intérieure relative qui est positive et significative.

7. Équation d'exportation (modèle augmenté)

	Exportations	Exportations	Exportations
Constante	0,002 (0,94)	- 4,70 (0,00)	- 3,94 (0,00)
Demande adressée	1,00 (0,00)	1,09 (0,00)	0,91 (0,00)
Compétitivité-prix	- 0,58 (0,00)	- 0,54 (0,00)	- 0,57 (0,00)
Dépenses de R&D	—	—	0,31 (0,00)
Demande intérieure	—	1,01 (0,00)	0,91 (0,00)
Ouverture mondiale	—	- 0,001 (0,00)	- 0,001 (0,62)

Estimation en données de panel avec effets individuels fixes ou aléatoires par la méthode DOLS sur la période 1979Q1 – 2006Q3.

Note : p-value entre parenthèses.

27. Le test de Wald rejette dans les deux cas, la contrainte unitaire sur le coefficient d'élasticité-demande.

Ces premières estimations du modèle enrichi de variables supplémentaires ne sont donc pas pleinement satisfaisantes. Certes, l'effet de la recherche et développement est conforme à notre attente mais ce n'est pas le cas de la demande intérieure relative. De plus, les élasticités-demande et prix ne sont pas améliorées par la prise en compte de ces variables. Il faut toutefois rester prudent sur l'interprétation que l'on peut faire en imposant l'homogénéité de l'équilibre de long terme. En effet, les effets de la recherche et développement peuvent avoir plus ou moins contribué au dynamisme ou à l'absence de dynamisme des exportations. Les pays ont sans doute subi à des degrés divers les effets de l'ouverture mondiale. Quant à la demande intérieure, c'est une hypothèse courante et aujourd'hui régulièrement avancée dans le débat sur les performances commerciales françaises et allemandes.

3.3. Contraintes d'offre et effet qualité : une illustration sur quelques pays

Nous estimons les modèles décrits par l'équation (7) pour les pays étudiés initialement (tableau 1) en relâchant la contrainte d'homogénéité de l'équilibre de long terme. Comme pour le panel, nous estimons le modèle sous trois formes possibles selon les variables retenues. Les modèles sont tous estimés sur la même période (1979Q1-2006Q4 ou 1983Q1-2005Q4 quand l'indicateur de recherche et développement est introduit dans l'équation) selon la méthode de Johansen. Nous retenons un ou deux retards pour les VECM afin de rester cohérents avec les tests validant l'hypothèse de cointégration en données de panel (tests de Fisher basés sur les valeurs propres de chaque modèle-pays). Nous présentons les résultats des estimations du meilleur modèle (tableau 8). Pour la

8. Modèles augmentés estimés en VECM

	Espagne	France	États-Unis	Italie	Allemagne	R.-U.	Japon
Force de rappel	-0,21 (0,08)	-0,34 (0,10)	-0,16 (0,04)	-0,12 (0,03)	-0,67 (0,10)	-0,24 (0,08)	-0,23 (0,05)
Demande adressée	1,50 (0,16)	0,99 (0,06)	1,35 (0,07)	1,20 (0,16)	0,92 (0,03)	0,93 (0,04)	0,96 (0,12)
Compétitivité-prix	-0,78 (0,23)	-0,71 (0,09)	-0,37 (0,15)	-2,39 (0,30)	-0,43 (0,05)	-1,21 (0,21)	-1,08 (0,16)
Ouverture mondiale	0,01 (0,01)	-0,02 (0,004)	-0,03 (0,004)	-0,005 (0,01)	-0,005 (0,002)	-0,003 (0,003)	-0,02 (0,01)
R&D relative	0,57 (0,16)	0,37 (0,10)	1,31 (0,53)	1,22 (0,41)		0,34	(0,21)
Demande intérieure	-2,62 (0,39)	-1,54 (0,26)			-0,59 (0,10)	-1,63 (0,34)	-1,10 (0,60)
Cointégration	Refusée	Acceptée	Acceptée	Acceptée	Acceptée	Acceptée	Acceptée

Note : écart-type entre parenthèses.

Belgique et les Pays-Bas, il n'a pas été possible d'identifier un modèle plus performant. Soit que les paramètres estimés étaient aberrants, soit que la cointégration était nettement rejetée. Pour l'Espagne, l'existence d'une relation d'équilibre de long terme est à la limite de la significativité, c'est pourquoi l'estimation est reprise dans les résultats.

Comparativement au modèle standard, les élasticités-prix et demande pour l'Allemagne sont très proches de celles estimées initialement, ce qui semble peu surprenant dans la mesure où nous avons montré que cette équation était robuste. Pour les autres pays, les estimations sur le modèle enrichi peuvent modifier assez fortement ces élasticités. La sensibilité des exportations au prix augmente par exemple assez nettement en France, en Italie, au Royaume-Uni et au Japon alors qu'elle baisse aux États-Unis et en Espagne. On peut alors distinguer trois groupes de pays selon la valeur de ces élasticités. Les exportations italiennes, britanniques et japonaises diminuent fortement lorsque ces pays perdent en compétitivité-prix. La sensibilité est plus modérée en France et en Espagne et elle est faible pour l'Allemagne et les États-Unis. Pour ces deux pays, cela reflète le pouvoir de marché plus élevé des exportateurs dont les ventes sont moins sensibles aux variations de prix. Quant aux estimations des élasticités-demande, elles sont plus satisfaisantes dans la nouvelle spécification pour le Royaume-Uni et le Japon mais elles s'éloignent de l'unité pour les États-Unis et l'Italie.

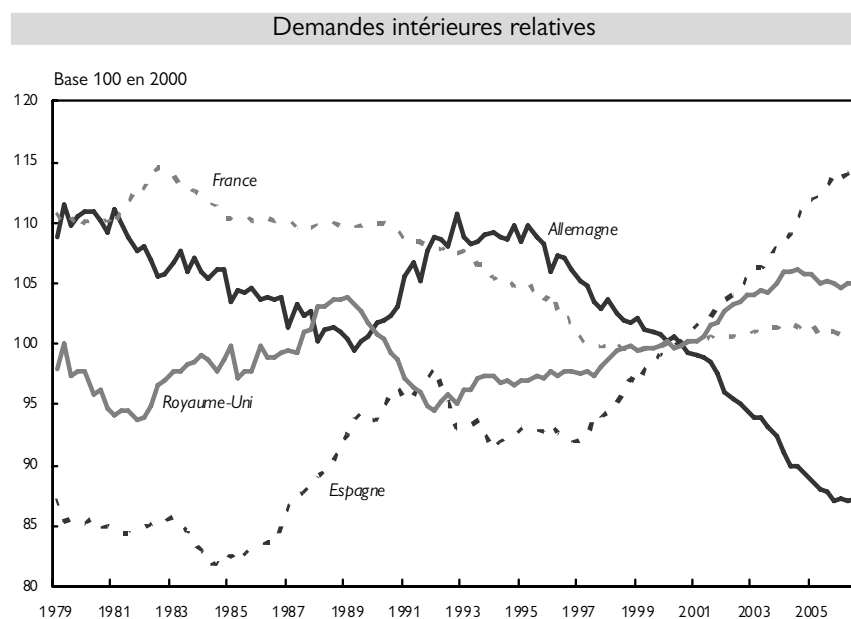
À l'exception de l'Espagne, la variable d'ouverture mondiale a toujours le signe négatif attendu. L'intégration commerciale croissante a donc pesé significativement sur l'évolution des exportations des pays industrialisés. L'indicateur de recherche et développement est significatif pour cinq pays : la France, les États-Unis, l'Espagne, l'Italie et le Japon. Il ressort systématiquement avec le signe positif attendu illustrant qu'à long terme les exportations augmentent avec les dépenses de recherche et développement. Le résultat mis en avant par Pamiès-Sumner (2005) dans le cas de la France est confirmé et généralisé à d'autres pays. Les politiques visant à augmenter le contenu technologique des biens permettent d'améliorer la compétitivité hors-prix et sont donc favorables aux exportations.

Enfin, l'indicateur de demande intérieure relative joue un rôle dans les équations d'exportation allemande, française, espagnole, britannique et japonaise. Les coefficients estimés sont négatifs traduisant le fait que les tensions intérieures influencent la capacité des entreprises à satisfaire leur demande adressée par l'étranger. Ainsi, cette explication, souvent avancée pour expliquer les différences de performance à l'exportation de la France et de l'Allemagne (Erkel-Rousse et Sylvander, 2007), trouve un écho dans d'autres pays européens²⁸.

28. Pour les États-Unis, malgré une demande intérieure dynamique, le signe du coefficient est contre-intuitif et l'hypothèse d'absence de cointégration ne peut être rejetée lorsque cette variable est intégrée.

L'évolution des demandes intérieures relatives de ces quatre pays européens illustre parfaitement les divergences observées entre des demandes intérieures très dynamiques en Espagne, au Royaume-Uni, et dans une moindre mesure en France, et l'atonie de la demande interne allemande (graphique). Depuis le début des années 2000, le taux de croissance moyen de la demande intérieure allemande est inférieur de 2,2 points à celui des principaux pays de l'OCDE. Dans ces conditions, les entreprises allemandes n'ont pas eu d'autre choix que de chercher activement les débouchés qu'elles ne pouvaient trouver sur le marché intérieur.

En résumé, le modèle enrichi améliore notre compréhension de l'évolution des exportations. Dans l'ensemble, nous parvenons à identifier des relations d'équilibre de long terme avec des estimations assez conformes aux attentes. Les variables de recherche et développement et de demande intérieure relatives, censées traduire les effets de compétitivité hors-prix et les contraintes d'offre, permettent d'affiner notre analyse en intégrant des éléments moteurs de l'échange. Il reste que malgré ces éléments favorables, les élasticités-demande ne sont pas systématiquement unitaires reflétant la persistance des difficultés à rendre pleinement compte de l'évolution des parts de marché.



Source : OCDE, calculs des auteurs

4. Conclusion

Cet article visait à enrichir la modélisation des équations d'exportations en ayant recours à l'économétrie des données de panel. Les analyses sur les séries temporelles menées pour différents pays montrent que les relations de long terme sont instables et qu'il est difficile de rendre compte de l'évolution des exportations après 2000. Les tests de cointégration sont cependant fragiles, en particulier en présence d'un changement de régime, ce que nous ne pouvons pas exclure dans un contexte international marqué par l'émergence de nouveaux acteurs dans le commerce international. Le recours aux données de panel permet d'accroître le pouvoir des tests et semble d'autant plus justifié que, malgré l'hétérogénéité des comportements, les exportations dépendent des mêmes variables.

Nous montrons que sur données de panel, l'hypothèse de cointégration est validée, même sur la période récente, pour le modèle standard. Nous étendons ensuite l'analyse afin de tester des spécifications enrichies permettant de prendre en compte des éléments de compétitivité hors prix, l'existence de contraintes d'offre ainsi que l'impact de l'ouverture mondiale croissante. Pour les différents modèles testés, nous parvenons à identifier des relations de long terme. L'hypothèse d'homogénéité des relations de cointégration est acceptée pour certaines configurations, même si elle n'apparaît pas totalement réaliste. De fait, les estimations de la relation de long terme en données de panel ne sont pas pleinement satisfaisantes, la valeur et le signe des élasticités n'étant pas systématiquement conformes à nos attentes.

Privilégiant ensuite l'hétérogénéité des relations de long terme, nous montrons que la prise en compte des variables de recherche et développement, d'ouverture mondiale et de demande intérieure relative améliorent nettement la modélisation des exportations. Les dépenses de recherche et développement favorisent les exportations. Dans un contexte de concurrence accrue, les politiques axées sur ce type de dépenses devraient avoir des effets favorables sur le commerce. Les contraintes d'offre ont par ailleurs joué sur la dynamique des exportations dans certains pays européens. Le contraste est très net entre l'Allemagne, pénalisée par une demande intérieure atone, qui s'est alors tournée vers les marchés étrangers, et l'Espagne ou la France, dont la faiblesse des performances à l'exportation résultait en partie du dynamisme interne de leur économie. Enfin, les parts de marché s'expliquent également en partie par la concurrence massive de produits à bas prix proposés par des économies émergentes dont l'intégration commerciale s'est récemment accélérée.

Références Bibliographiques

- AGLIETTA M. et L. BERREBI, 2007 : *Désordres dans le capitalisme mondial*, Éditions Odile Jacob.
- ARTUS P. et L. FONTAGNÉ, 2006 : « Évolution récente du commerce extérieur français », *Rapport du Conseil d'analyse économique*, n° 64.
- BALTAGI B.H. et C. KAO, 2000 : « Nonstationary panels, cointegration in panels and dynamic panels: a survey », *Advances in Econometrics*, vol.15 Elsevier Science pp. 7-51.
- BARNEJEE A., 1999 : « Panel data unit roots and cointegration : an overview », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Special issue, pp. 607-629.
- BESSONE A.-J. et B. HEITZ, 2005 : « Exportations : Allemagne 1 – France 0 », *Note de conjoncture de l'INSEE*, juin, pp.17-22.
- COCHARD M., 2008 : « Le commerce extérieur français à la dérive ? », *Revue de l'OFCE*, n° 106.
- CROZET M. et H. ERKEL-ROUSSE, 2004 : « Trade performances, product quality perceptions and the estimation of trade price elasticities », *Review of International Economics*, 12(1), pp. 108-129.
- EATON J. et S. KORTUM, 2002 : « Technology, geography and trade », *Econometrica*, Vol. 70, n° 5, pp. 1741-1779.
- ERKEL-ROUSSE H. et F. LE GALLO, 2002 : « Compétitivité prix et qualité dans le commerce international : une analyse empirique des échanges de douze pays de l'OCDE », *Economie et Prévision*, n° 152-153, pp. 93-113.
- ERKEL-ROUSSE H. et M. SYLVANDER, 2007 : « Externalisation à l'étranger, dynamisme des demandes intérieures et performances à l'exportation : une analyse des quatre principaux pays européens », *Communication au colloque de l'AFSE*, septembre 2007.
- FAGERBERG J., 1988 : « International competitiveness », *The Economic Journal*, 98, pp. 355-374.
- GOLDSTEIN M. et M. KHAN, 1985 : « Income and price effects in foreign trade », *Handbook of International Economics*, Vol. II, edited by R.W. JONES et P.B. KENEN.
- GREGORY A.W. et B.E. HANSEN, 1996 : « Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts », *Journal of Econometrics*, 70, pp. 99-126.
- HADRI K., 2000 : « Testing for unit root in heterogeneous panel data », *Econometrics Journal*, 3, pp. 148-161.
- HERVÉ K., 2001 : « Estimation des élasticités du commerce extérieur sur l'ensemble des biens et services pour un panel de 17 pays », *Économie et Prévision*, n° 147, pp. 19-36.

- HURLIN C. et V. MIGNON, 2005 : « Une synthèse des tests de racine unitaire sur données de panel », *Économie et Prévision*, n° 169-170, pp. 253-294.
- HURLIN C. et V. MIGNON, 2007 : « Une synthèse des tests de cointégration sur données de panel », *Économie et Prévision*, n° 178-179, pp. 241-265.
- IOANNIDIS E. et P. SCHREYER, 1997 : « Technology and non technology determinants of export share growth », *OECD Economic Studies*, n° 28, pp. 169-205.
- IM K.P, M.H. PESARAN et Y. SHIN, 1997 : « Testing for unit root in heterogeneous panels », *DAE Working Paper*, 9526, University of Cambridge.
- KAO C. et M-H. CHIANG, 2000 : « On the estimation and inference of a cointegrated regression in panel data », in *Nonstationary Panels, Panel Cointegration and Dynamic Panels*, Vol. 15, pp. 179-222.
- KRUGMAN P., 1989 : « Differences in income elasticities and trends in real exchange rates », *European Economic Review*, 33, pp. 1031-1054.
- LEVIN A. et C.F. LIN, 1992 : « Unit root test in panel data : asymptotic and finite sample properties », *University of California Discussion Paper*, n° 9223.
- MADDALA G.S. et S. WU, 1999 : « A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* special issue, pp. 631-652.
- MURATA K., D. TURNER, D. RAE et L. LE FOULER, 2000 : « Modelling manufacturing export volume equations », *OECD Working Paper* , n° 235.
- OFCE, 2006 : « Commerce mondial : la croissance décollée », *Revue de l'OFCE*, n° 99, pp. 194-206.
- PAMIÈS-SUMNER S., 2005 : « Peut-on mieux comprendre l'évolution récente des exportations françaises ? Une analyse économétrique », *Document de travail de la DGTPE*, septembre.
- PEDRONI P., 1999 : « Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Special Issue, pp. 653-670.
- ROUABAH A., 2005 : « Les déterminants du solde de la balance des transactions courantes au Luxembourg », *Cahier d'Etudes de la Banque Centrale du Luxembourg*, n° 13.
- VILLETTELLE J-P. et D. NIVAT, 2006 : « Les mauvaises performances du commerce extérieur de la France sont-elles liées à un problème de demande ? », *Bulletin de la Banque de France*, n° 146, pp. 21-30.

ANNEXE

Définition et construction des données

Pour les estimations en données de panel, l'analyse concerne les exportations de biens et est menée sur un échantillon de 17 pays industrialisés sauf pour la variable de recherche et développement qui n'a pu être calculée que pour 15 pays. Les estimations individuelles sont développées uniquement pour un groupe restreint de pays. Quel que soit le type d'estimation menée, toutes les variables sont définies et calculées de façon identique. À l'exception des dépenses de recherche et développement, les séries sont disponibles sur 1979Q1-2006Q3.

On note (da) la demande étrangère adressée au pays (i) et ($rpex$) le prix relatif des exportations du pays (i). Ces deux variables sont issues de la base de données commerce mondial de l'OFCE¹. La demande adressée du pays (i) correspond la somme pondérée des importations de biens manufacturés des pays partenaires de (i) en fonction de leur contribution aux exportations de (i) pour une année de base, soit :

$$da_i = \sum_{j \neq i} \omega_j^i M_j$$

La structure de référence des exportations utilisée pour le calcul des poids ω est celle de l'année 2003, déterminée à partir d'un découpage géographique du monde en 22 pays et 9 zones. L'indicateur de compétitivité-prix est défini comme le prix relatif des exportations du pays (i), où le prix de chaque pays concurrent est également pondéré² par la structure des échanges en 2003, soit :

$$rpex_i = \sum_{j \neq i} \varpi_j^i \frac{px_i}{s_{ij} px_j}$$

La variable de recherche et développement (rRD) correspond au ratio relatif des dépenses totales de recherche et développement en pourcentage du PIB, soit :

$$rRD_i = \frac{\left(\frac{RD_i}{Y_i} \right)}{\sum_j \theta_j \left(\frac{RD_j}{Y_j} \right)} \quad \text{où} \quad \theta_j = \frac{Y_j}{\sum_j Y_j}$$

avec (Y) le PIB et (RD) les dépenses totales de recherche et développement.

Les variables de recherche et développement sont issues des indicateurs de Science et Technologie calculés par l'OCDE. La base de données cylindrée³ couvre la période 1983-2005 pour un échantillon de 15 pays⁴. Les données sont en fréquence annuelle et sont ensuite trimestrialisées.

1. Voir OFCE (2006) pp. 202-203 pour une explication plus détaillée.

2. Les poids sont néanmoins différents puisqu'il s'agit dans le cas du prix relatif d'un système de double pondération.

3. Certaines séries couvraient effectivement une période plus longue mais n'ont pu être exploitées pour le calcul d'un ratio relatif.

4. De fait, la disponibilité réduite des séries nous conduit à réduire légèrement la dimension transversale de notre échantillon.

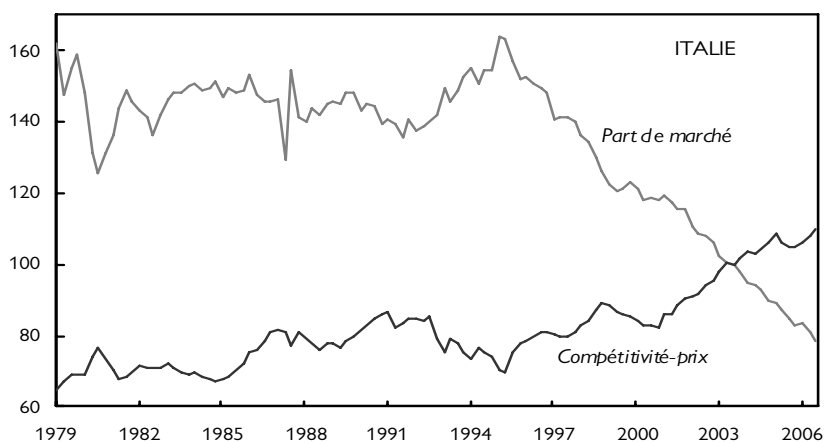
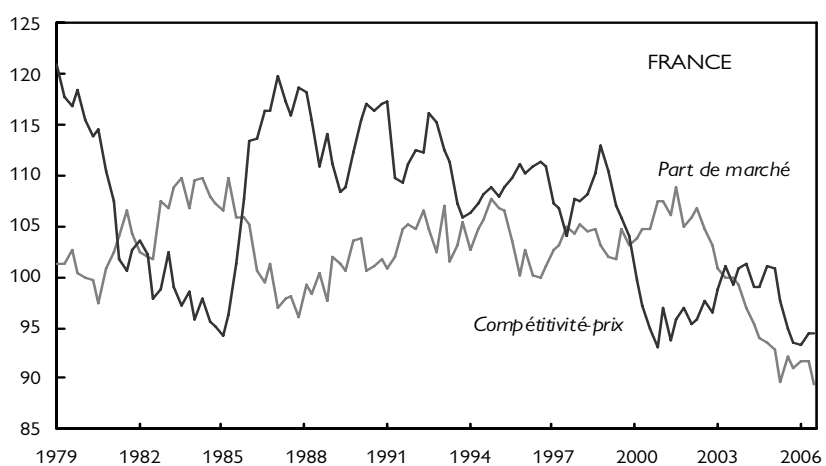
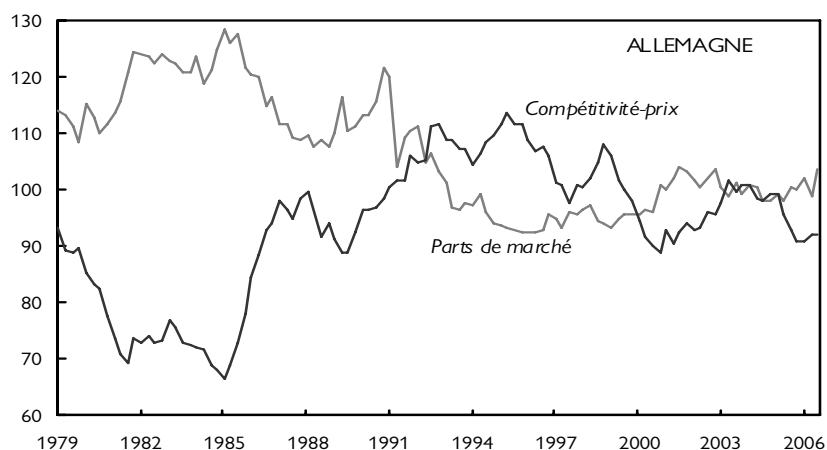
La variable (C) représentant les contraintes d'offre est mesurée par un indicateur de demandes intérieures relatives calculé comme le ratio de la demande intérieure du pays (i) en volume (base 100 en 2000) sur celle de ses concurrents de l'OCDE. Le taux de croissance de la demande intérieure des concurrents est calculé comme la moyenne géométrique des taux de croissance de leurs demandes intérieures respectives, pondérées à l'aide de la même double pondération que celle utilisée dans le calcul des indicateurs de compétitivité, soit :

$$g(dem_rel_i) = \frac{g(dem_i)}{\sqrt[\sum_{j \neq i} w_j]{\prod_{j \neq i} g(dem_j)^{w_j}}}$$

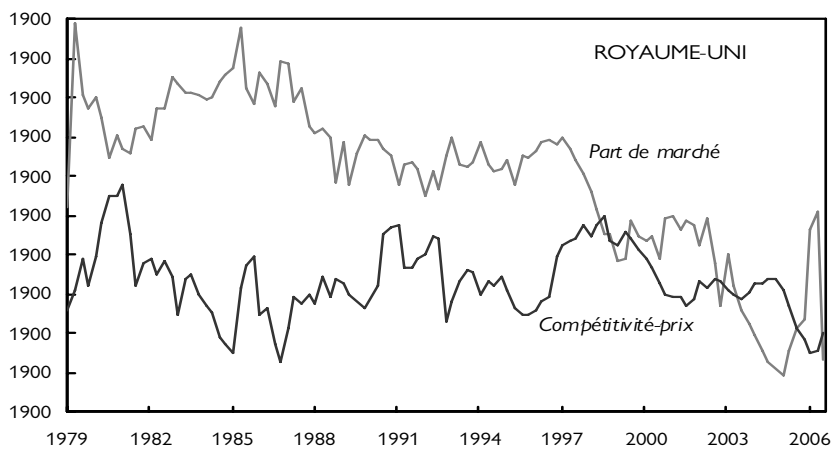
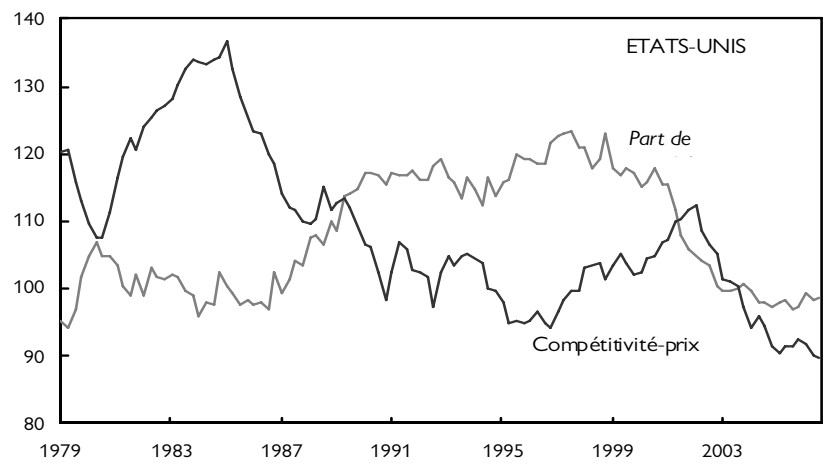
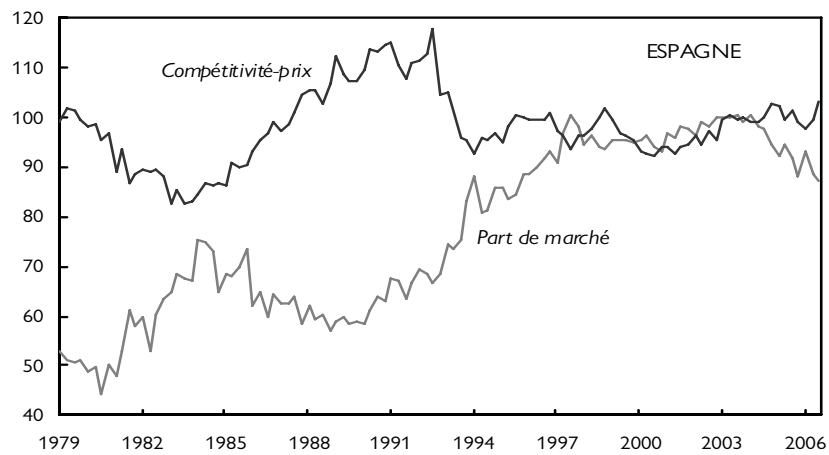
On reconstruit ensuite un indice de demande intérieure en volume (base 100 en 2000) à l'aide de ces taux de croissance. Les séries sont issues des comptes nationaux de l'OCDE.

Enfin, le taux d'ouverture mondial (*Wdouv*) simplement défini comme la somme des exportations et importations mondiales rapportées au PIB.

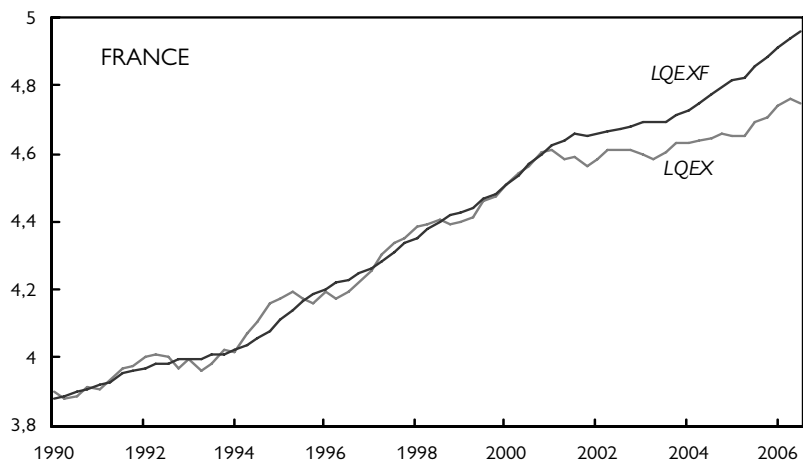
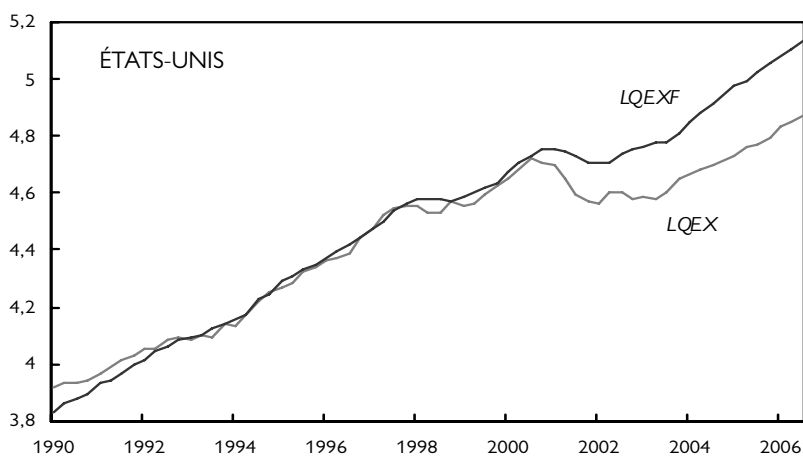
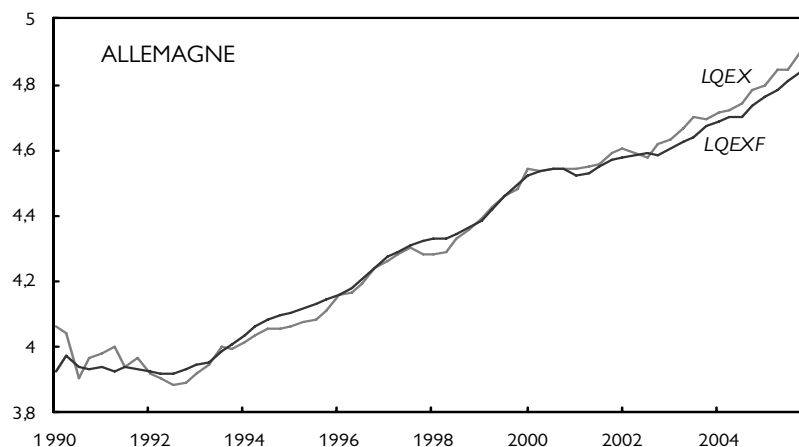
A1. Parts de marché et compétitivité-prix (2003 = 100)



A1 (suite). Parts de marché et compétitivité-prix (2003 = 100)



A2 : Écart prévisions et réalisations des exportations



A1. Équation de commerce estimée avec indicateur de compétitivité-coût

	Élasticité- demande	Élasticité- prix	Force de rappel	Cointégration
Allemagne	1,00 (0,02)	- 0,53 (0,06)	- 0,29 (0,08)	Rejetée
Royaume-Uni	0,86 (0,02)	- 0,15 (0,05)	- 0,23 (0,09)	Acceptée
France	0,81 (0,07)	- 0,99 (0,36)	- 0,04 (0,03)	Rejetée
États-Unis	0,73 (0,09)	- 1,3 (0,3)	- 0,06 (0,02)	Rejetée
Italie	0,67 (0,12)	- 1,28 (0,77)	- 0,06 (0,03)	Rejetée

Note : Écart-type entre parenthèses. Pour les tests de cointégration, le seuil maximum retenu pour le rejet de l'hypothèse d'absence de cointégration est fixé à 10 %.

A2. Cointégration en données de panel (1979Q1-2005Q4)

Modèle avec R&D et ouverture

Pedroni, dimension <i>within</i>		
v-statistic		1,92
(p-value)		(0,06)
rho-statistic		6,58
(p-value)		(0,00)
PP-statistic		- 2,25
(p-value)		(0,03)
ADF-statistic		- 1,06
(p-value)		(0,23)
Pedroni, dimension <i>between</i>		
rho-statistic		8,82
(p-value)		(0,00)
PP-statistic		- 2,15
(p-value)		(0,04)
ADF-statistic		- 0,96
(p-value)		(0,25)
Kao		- 0,39
(p-value)		(0,35)
Fisher – valeur propre max (p-value)	Aucune vp	75,85 (0,00)
	Au moins 1	31,76 (0,38)
	Au moins 2	—
	Au moins 3	—
	Au moins 4	—
Fisher – Trace (p-value)	Aucune vp	67,67 (0,00)
	Au moins 1	24,90 (0,73)
	Au moins 2	—
	Au moins 3	—
	Au moins 4	—

A3. Cointégration en données de panel (1979Q1-2006Q3)

Modèle avec demande intérieure relative et ouverture

Pedroni, dimension <i>within</i>		
v-statistic		2,22
(p-value)		(0,03)
rho-statistic		-4,50
(p-value)		(0,00)
PP-statistic		-5,21
(p-value)		(0,00)
ADF-statistic		-3,75
(p-value)		(0,00)
Pedroni, dimension <i>between</i>		
rho-statistic		-5,44
(p-value)		(0,00)
PP-statistic		-6,30
(p-value)		(0,00)
ADF-statistic		-4,67
(p-value)		(0,00)
Kao		-3,84
(p-value)		(0,00)
Fisher – valeur propre max (p-value)	Aucune vp	136,01 (0,00)
	Au moins 1	57,98 (0,00)
	Au moins 2	32,31 (0,45)
	Au moins 3	—
	Au moins 4	—
Fisher – Trace (p-value)	Aucune vp	101,00 (0,00)
	Au moins 1	42,32 (0,11)
	Au moins 2	—
	Au moins 3	—
	Au moins 4	—

A4. Cointégration en données de panel (1979Q1-2005Q4)

Modèle avec R&D, demande intérieure relative et ouverture

Pedroni, dimension <i>within</i>		
v-statistic (p-value)		1,79 (0,08)
rho-statistic (p-value)		7,10 (0,00)
PP-statistic (p-value)		- 2,70 (0,01)
ADF-statistic (p-value)		- 1,18 (0,20)
Pedroni, dimension <i>between</i>		
rho-statistic (p-value)		9,24 (0,00)
PP-statistic (p-value)		- 2,47 (0,02)
ADF-statistic (p-value)		- 0,69 (0,31)
Kao (p-value)		- 2,53 (0,01)
Fisher – valeur propre max (p-value)	Aucune vp	119,3 (0,00)
	Au moins 1	54,86 (0,00)
	Au moins 2	25,68 (0,59)
	Au moins 3	—
	Au moins 4	—
Fisher – Trace (p-value)	Aucune vp	82,55 (0,00)
	Au moins 1	43,89 (0,03)
	Au moins 2	21,02 (0,82)
	Au moins 3	—
	Au moins 4	—