



**HAL**  
open science

# L'impact du taux de change sur les exportations de l'Allemagne et de la France hors zone euro

Serge Rey

► **To cite this version:**

Serge Rey. L'impact du taux de change sur les exportations de l'Allemagne et de la France hors zone euro. 2011. hal-01880350

**HAL Id: hal-01880350**

**<https://univ-pau.hal.science/hal-01880350>**

Preprint submitted on 24 Sep 2018

**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.



**Centre d'Analyse Théorique et de  
Traitement des données économiques**

---

**CATT WP No. 9.  
January 2011**

**L'IMPACT DU TAUX DE CHANGE  
SUR LES EXPORTATIONS  
DE L'ALLEMAGNE  
ET DE LA FRANCE  
HORS ZONE EURO**

Serge REY

# **L'impact du taux de change sur les exportations de l'Allemagne et de la France hors zone euro**

**Serge REY**  
CATT-UPPA

*11 janvier 2011*

## **Résumé:**

*On s'intéresse aux exportations de marchandises de la France et de l'Allemagne hors zone euro. A l'aide de modèles de cointégration, des équations de long terme sont estimées, dans un premier temps sur la période 1971Q1-2010Q2 (données trimestrielles), et dans un second temps sur une période plus courte dite « période euro ». A partir de différentes mesures du taux de change réel de l'euro, on trouve que les élasticités-prix des exportations sont deux fois plus fortes pour la France (comprises entre -0.6 et -0.9) que pour l'Allemagne (entre -0.2 et -0.3). A l'inverse les élasticités-revenu des exportations Allemandes sont le double de celles de La France, soient des valeurs de 2 contre 1. Ces résultats corroborent les inquiétudes des acteurs économiques français sur la valeur du taux de change euro/dollar. Mais ils révèlent aussi le retard pris par la France dans son adaptation au nouvel environnement mondial qui a fait suite à l'ouverture des économies des PECO et à la montée en puissance des grands pays émergents.*

**Mots clé :** Exportations, Euro, Allemagne, France, racine unitaire, ruptures, cointegration

**Classification JEL :** F14, F31, C32

## 1. Introduction

Généralement la valeur d'une monnaie préoccupe en priorité les banquiers centraux, les professionnels de la finance, les responsables d'entreprises soumises à la concurrence internationale et bien sûr les économistes académiques qui ont vu là, et depuis longtemps, un domaine de recherche de première importance. Mais ce qui semble changer depuis plusieurs années, c'est l'intérêt de la classe politique pour le sujet. C'est durant la campagne à l'élection présidentielle de 2007 que les hommes politiques français se sont emparés du problème. La valeur de l'euro<sup>1</sup> est en effet devenu durant cette période un sujet incontournable. Ainsi le candidat à l'élection présidentielle de la France, Nicolas Sarkozy, déclarait le 18 décembre 2006 à Charleville-Mézières : « *La surévaluation de l'euro est une erreur économique grave* ». Puis le 30 juin 2008, dans une interview à la chaîne de télévision française France 3, le candidat devenu entre temps Président de la République affirmait : « *AIRBUS fabrique en zone euro et vend pour l'essentiel en zone dollar. .. chaque fois que l'euro s'apprécie de dix centimes, Airbus perd un milliard d'euros ! Comment voulez-vous qu'on fasse la concurrence avec BOEING qui vend en dollars, si on a 30% de surévaluation de l'euro par rapport au dollar?* »<sup>2</sup> Plus récemment en mai 2010, le directeur financier d'EADS, Hans-Peter Ring revenait sur la valeur du taux de change euro/dollar dans les termes suivants : « *A 1,20 dollar, nous sommes dans une situation dans laquelle nous disposons d'un taux de change équilibré et nous pouvons bien gagner notre vie* »<sup>3</sup>, confirmant ainsi l'importance de l'euro pour l'aéronautique européenne.

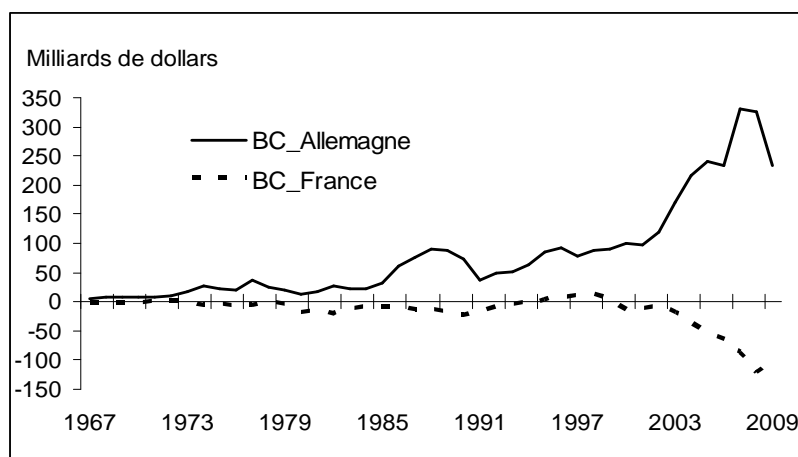
Certes les exportations de la France ne se réduisent pas au seul secteur aéronautique, mais les mauvaises performances à l'exportation des entreprises françaises, coïncidant avec la montée de l'euro face au dollar américain à partir de 2001, ont ravivé les craintes d'un euro surévalué qui pénaliserait la balance commerciale. Paradoxalement, dans le même temps l'Allemagne a affiché des performances remarquables en matière de commerce extérieur. Le graphique 1 présente les balances commerciales (marchandises) de ces deux pays pour une période qui couvre les 40 dernières années. La balance commerciale allemande a été de manière permanente en excédent sur la période, alors que la balance française n'a connu un solde positif que durant les années 1990. On peut d'ailleurs remarquer que les balances commerciales des deux pays se sont améliorées durant cette décennie. En revanche, on observe très nettement un phénomène de divergence à partir des années 2000, l'excédent commercial allemand augmentant de plus en plus alors que presque symétriquement la situation française se dégradait de plus en plus. Bien sûr l'excédent commercial allemand vis-à-vis de la France peut en partie expliquer cela.

---

<sup>1</sup> On rappellera que l'euro est depuis le 01 janvier 2011 la monnaie de dix-sept pays de l'Union européenne: l'Allemagne, l'Autriche, la Belgique, la Grèce, l'Espagne, la Finlande, la France, l'Irlande, l'Italie, le Luxembourg, les Pays-Bas, le Portugal, la Slovaquie, Chypre, Malte, la Slovaquie et l'Estonie.

<sup>2</sup> <http://www.elysee.fr/president/root/bank/print/5637.htm>

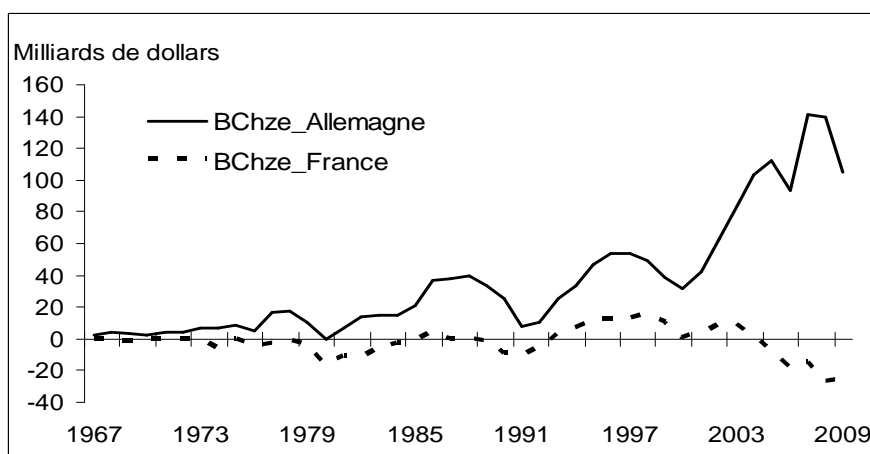
<sup>3</sup> Reuters 22 mai 2010.



Graphique 1 : Balances commerciales (BC) de la France et de l'Allemagne

Source : Base Chelem

Toutefois, comme le montre le graphique 2, cette dégradation du commerce français a aussi été observée vis-à-vis des pays hors zone euro.



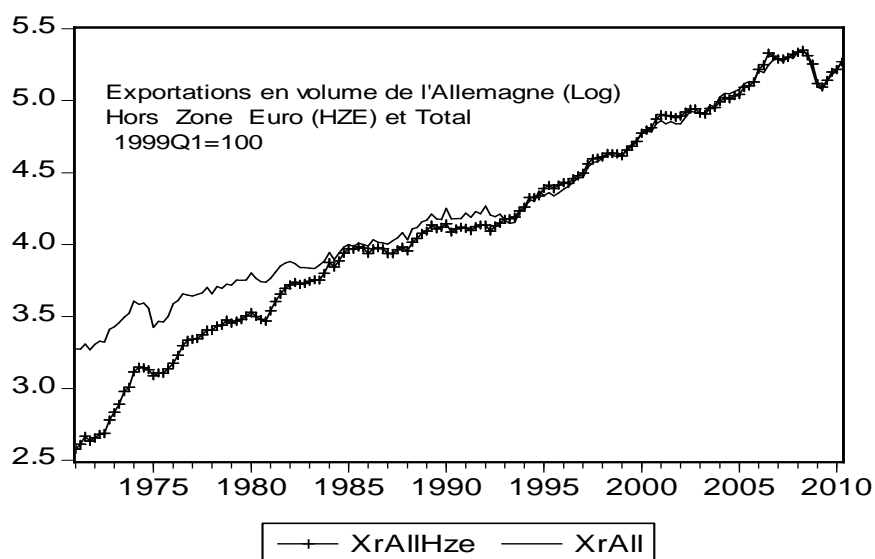
Graphique 2 : Balances commerciales hors zone euro (BChze) de la France et de l'Allemagne

Source : Base Chelem

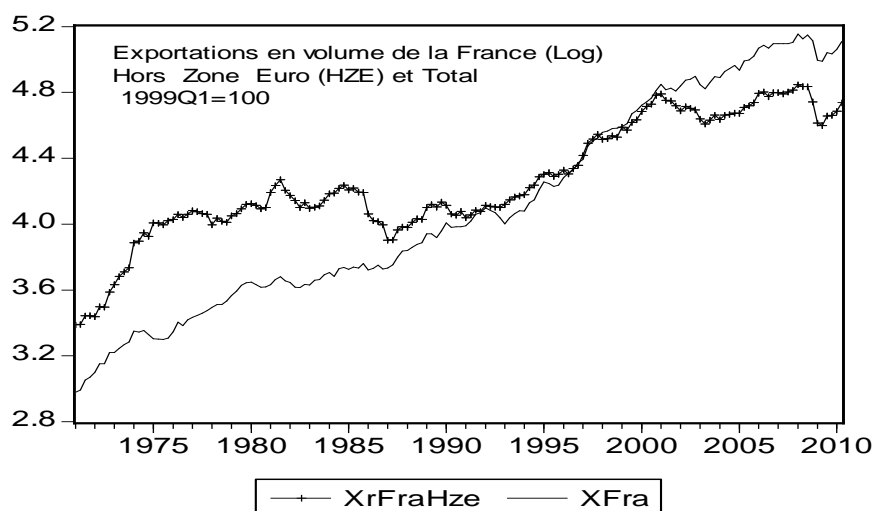
Si on distingue dans les balances commerciales les exportations des importations, on constate que la dégradation du solde français s'explique principalement par la faible progression des exportations françaises qui s'oppose à la forte croissance des exportations allemandes. Les graphiques 3 et 4 présentent les évolutions des exportations réelles de la France et de l'Allemagne vis-à-vis du reste du monde et des pays hors zone euro, pour la période 1971-2010. Les observations confirment que le ralentissement des exportations françaises résulte bien d'un effet volume et non d'un effet prix. Il apparaît clairement que durant la décennie 2000 les exportations françaises<sup>4</sup> ont stagné, sont restées atones (Gaulier et al. 2006),

<sup>4</sup> Cf. annexe pour le détail du calcul des exportations réelles.

notamment lorsqu'on se réfère aux partenaires hors zone euro, tandis que dans le même temps les exportations allemandes continuaient à progresser fortement<sup>5</sup>.



Graphique 3 : Exportations en volume de l'Allemagne (séries désaisonnalisées)



Graphique 4 : Exportations en volume de la France (séries désaisonnalisées)

Ces observations peuvent alimenter les interrogations sur l'impact du taux de change de l'euro, d'autant que la dégradation récente du solde commercial français coïncide avec la forte appréciation de l'euro contre la devise américaine, dont la valeur est passée de 0.87 dollar au second trimestre 2001, à 1.56 dollar au second trimestre 2008.

Néanmoins l'impact du taux de change de l'euro sur les exportations relève *in fine* de l'analyse empirique. Aussi, on se propose dans ce travail d'estimer la relation entre le taux de

<sup>5</sup> On peut aussi remarquer qu'un phénomène du même ordre a pu être constaté du milieu des années 1970 au début des années 1990 ; d'un côté une stagnation des exportations en volume de la France, notamment face aux partenaires hors zone euro, de l'autre une progression régulière des exportations allemandes vis-à-vis des mêmes partenaires.

change et les exportations réelles de marchandises hors zone euro, de la France et de l'Allemagne. L'étude s'appuie sur des données trimestrielles pour la période 1971Q1-2010Q2. On s'intéresse en particulier aux fluctuations du taux de change de l'euro qui sont appréhendées à la fois à partir des variations du taux de change réel et de la volatilité du taux de change. La section 2 expose en détail différentes mesures du taux de change réel, ainsi que la mesure de la volatilité. Le modèle d'exportations et les propriétés statistiques des variables prises en compte sont présentés dans la section 3. La section 4 fournit les résultats des estimations des relations de cointégration des exportations. La section 5 conclut ce travail.

## 2. Les taux de change

On présente successivement le calcul des taux de change réels bilatéraux et effectifs, ainsi que la mesure de la volatilité des taux de change.

### 2.1. Les taux de change réels

Considérons que  $E_{ij}$  représente le taux de change nominal bilatéral entre la monnaie d'un pays partenaire  $j$  et un pays européen (France ou Allemagne)  $i$  (nombre d'unités de monnaie étrangère  $j$  par euro) ;  $P_i$  représente alternativement un indice des prix de la France et de l'Allemagne ;  $P_j$  représente l'indice des prix des  $j$  partenaires. Le taux de change réel bilatéral  $R_{ij}$  est défini comme  $R_{i/j} = E_{i/j} \cdot P_i / P_j$ . Une hausse de  $R$  est synonyme d'une appréciation réelle de l'euro.

Pour l'Allemagne comme pour la France, c'est le taux de change de l'euro contre dollar qui importe. D'une part les firmes européennes sont en concurrence directe avec les entreprises américaines, soit sur leurs marchés respectifs soit sur des marchés tiers ; d'autre part, certains concurrents importants comme la Chine ont ancré leur monnaie à la devise américaine.

Aussi, on pourra dans un premier temps définir des taux de change réels bilatéraux de la France et de l'Allemagne, ou de la zone euro, vis-à-vis des Etats-Unis. Compte tenu de la disponibilité des données de prix, les taux suivants seront calculés<sup>6</sup> ;

- Deux taux bilatéraux Allemagne – Etats-Unis (déflateur du PIB et prix à l'exportation de l'Allemagne<sup>7</sup>) et France – Etats-Unis (déflateur du PIB et indice de valeur unitaire des exportations<sup>8</sup>).
- Deux taux bilatéraux Zone Euro – Etats-Unis : le premier est calculé pour les prix à la consommation et le second pour les prix de gros de la zone euro. La série des prix de gros de la zone euro n'est disponible que depuis 1982 Q4.

<sup>6</sup> Cf. le tableau A1 de l'annexe 1 pour le détail des calculs.

<sup>7</sup> L'indice des prix à la consommation pour l'Allemagne réunifiée n'est disponible qu'à partir de 1991.

<sup>8</sup> Notons que cet indice n'est disponible que depuis 1990Q1. Les prix à l'exportation de la France ne sont pas disponibles sur la période.

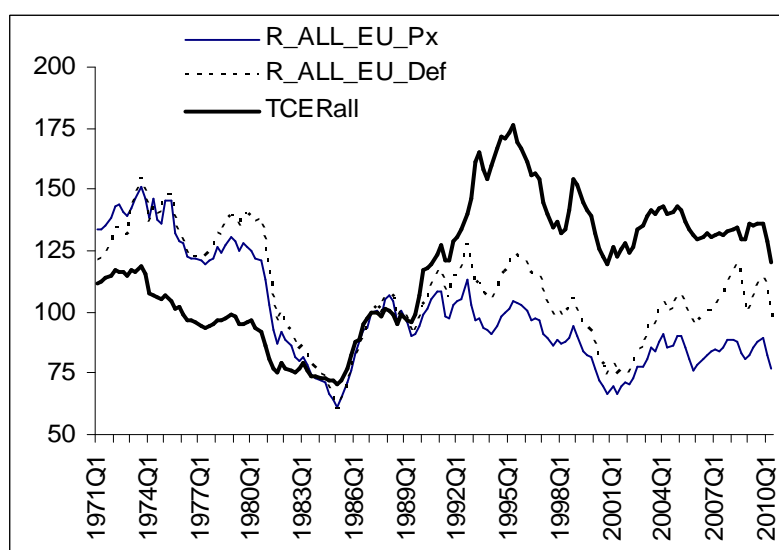
Dans un second temps, on construira un taux de change réel effectif de la France et de l'Allemagne vis-à-vis de leurs principaux partenaires. Ce taux est défini comme une moyenne géométrique des taux de change réel bilatéraux :

$$\text{TCER}_i = \prod_{j=1}^n \left( E_{i/j} \cdot \frac{P_i}{P_j} \right)^{\omega_j} \quad \text{avec} \quad \sum_{j=1}^n \omega_j = 1 \quad (1)$$

Les pondérations  $\omega_j$  reflètent la structure des exportations hors zone euro de la France et de l'Allemagne vers les  $j$  principaux partenaires<sup>9</sup>. Une augmentation (diminution) du TCER est une appréciation (dépréciation) réelle. Les graphiques 5 à 7 donnent les évolutions de ces taux sur l'ensemble de la période.

Dans le cas de l'Allemagne (graphique 5), on peut constater que les taux de change réels bilatéraux ont dans l'ensemble des comportements très similaires selon que l'on retient les prix à l'exportation allemands (R\_all\_eu\_px) ou le déflateur du PIB (R\_all\_eu\_def). Lorsqu'on observe le taux de change réel effectif (TCERall), quatre phases dans l'évolution de ce taux apparaissent distinctement :

- Une phase de dépréciation, moins marquée que pour les taux bilatéraux vis-à-vis du seul dollar, durant les années 1970 jusqu'au milieu des années 1980,
- Un phase de forte appréciation du milieu des années 1980 jusqu'au milieu des années 1990,
- Un mouvement de dépréciation du taux effectif durant la seconde partie des années 1990,
- Suivi d'une période de stabilité du taux réel durant la décennie 2000. Cette stabilité tranche avec la dynamique des taux réels bilatéraux qui révèlent un mouvement d'appréciation réelle.

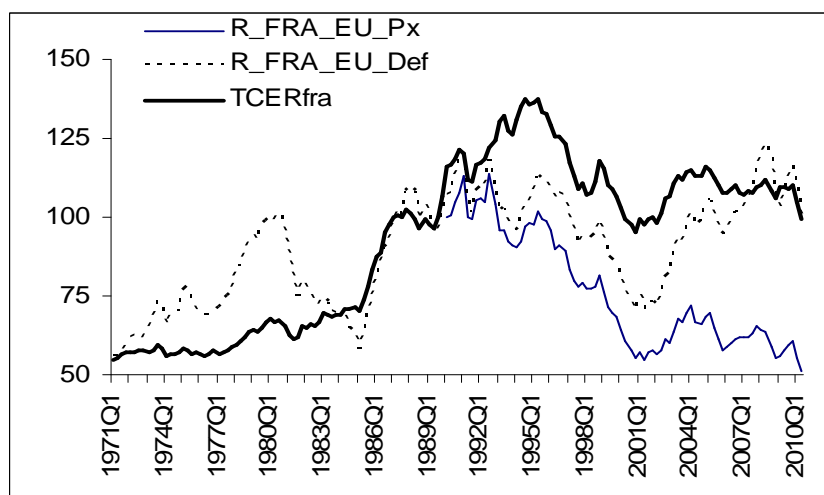


Graphique 5 : Taux de change réels bilatéraux et effectif de l'Allemagne (1987Q1 : 100)

<sup>9</sup> Le détail des pondérations est donné dans le tableau A2 de l'annexe 2.

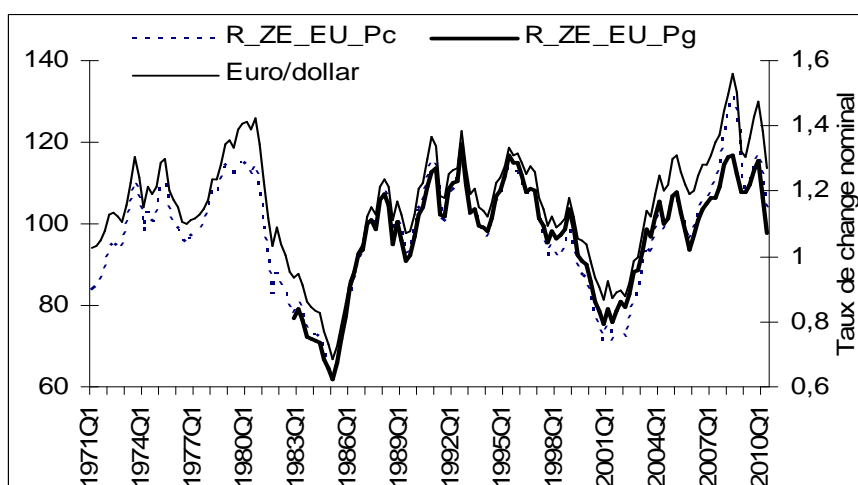


Dans le cas de la France (graphique 6), des divergences encore plus nettes apparaissent entre les taux bilatéraux contre dollar ( $R_{fra\_eu\_def}$  et  $R_{fra\_eu\_px}$ ) et le taux effectif ( $TCER_{fra}$ ). Ceci peut s'expliquer en particulier par le poids important du commerce avec les PSEM (entre 25 et 30 % des exportations françaises durant la période). De plus si le taux effectif évolue de manière similaire à celui de l'Allemagne depuis le milieu des années 1980, ce qui reflète le changement de politique monétaire de la France (nouveau SME à partir de 1987 selon l'expression de Giavazzi et Spaventa, 1990), on observe une divergence marquée durant les années 1970, résultat d'une plus forte inflation en France.



Graphique 6 : Taux de change réels bilatéraux et effectif de la France (1987Q1 : 100)

Enfin, le calcul de taux bilatéraux entre la zone euro et les Etats-Unis montre qu'en moyenne les taux bilatéraux sont assez stables sur les quarante dernières années, que l'on retienne les prix à la consommation ( $R_{ze\_eu\_pc}$ ) ou les prix de gros ( $R_{ze\_eu\_pg}$ ). Mais sur des périodes plus courtes, les fortes fluctuations du taux de change nominal de l'euro contre dollar (Euro/dollar) se répercutent sur le taux de change réel/compétitivité-prix.



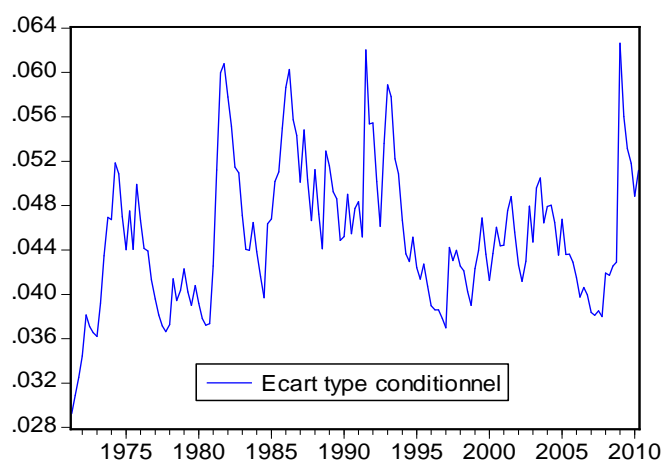
Graphique 7 : Taux de change réels et taux de change nominal entre le Zone Euro et les Etats Unis (1987 Q1:100)

## 2.2. La volatilité du taux de change

La volatilité du taux du change est calculé à partir d'un écart type conditionnel (modèle GARCH) de la différence première du logarithme du taux de change nominal de l'euro contre dollar. La volatilité ( $V$ ) peut se définir comme  $V = \sqrt{h}$ ,  $h$  étant la variance conditionnelle qui se déduit d'un processus GARCH (p,q) de la forme ;

$$h_t = \delta + \sum_{i=1}^q \alpha_i \cdot \varepsilon_{t-1}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j \cdot h_{t-1} \quad (2)$$

avec  $\delta > 0$ ,  $\alpha \geq 0$ ,  $\beta \geq 0$ , et où  $\varepsilon_t$  représente les résidus obtenus d'un processus sous jacent<sup>10</sup>, pour un ensemble  $\Psi$  d'informations, tel que  $\varepsilon_t / \Psi_{t-1} \sim N(0, h_t)$ . Le graphique 8<sup>11</sup> présente l'évolution de cette volatilité. Celle-ci est forte au milieu des années 1970, ce qui correspond à l'abandon du système de Bretton Woods, et durant les années 1980. En revanche la volatilité du taux de change de l'euro/dollar est relativement faible depuis le début des années 1990, la remontée en fin de période coïncidant avec la crise financière.



Graphique 8 : Volatilité du taux de change nominal de l'euro contre dollar

## 3. Les équations d'exportations

### 3.1. Le modèle

Si  $X_i$  représente les exportations réelles de biens des pays  $i$  ;  $i = \text{France, Allemagne}$  ;  $Y^*$  le PIB réel des pays partenaires,  $R$  le taux de change réel de l'euro et  $V$  un indicateur de la volatilité du taux de change de l'euro, on aura un modèle de demande de la forme :

$$X_i = X_i(Y^*, R, V) \quad (3)$$

<sup>10</sup> Si  $e_t$  est égal à  $\log(E_t / E_{t-1})$ , nous avons  $e_t = \mu + \varepsilon_t$  avec  $\mu$  la moyenne de  $e_t$  conditionnelle à l'information passée ( $\Psi_{t-1}$ ).

<sup>11</sup> Cf. annexe pour le détail de l'estimation du modèle GARCH.

avec  $\partial X_i / \partial Y^* > 0$  ,  $\partial X_i / \partial R < 0$  et  $\partial X_i / \partial V < 0$  ou  $> 0$

Les exportations réelles de la France et de l'Allemagne sont limitées aux exportations vers les pays partenaires qui n'appartiennent pas à la zone euro<sup>12</sup>. Les exportations en volume de l'Allemagne sont obtenues en divisant les exportations en valeur par l'indice des prix à l'exportation, tandis que pour la France, ne disposant pas de cet indice sur l'ensemble de la période, on a divisé les exportations en valeur par le déflateur du PIB.

Le PIB réel des pays partenaires est quant à lui défini comme un PIB réel multilatéral/effectif, c'est-à-dire une moyenne géométrique des PIB réels des pays partenaires pondérés par les parts de chacun des partenaires dans les exportations hors zone euro de la France et de l'Allemagne. Les pondérations sont identiques à celles retenues pour le calcul des taux de change réels effectifs. Compte tenu de l'ouverture des économies des Pays d'Europe Centrale et Orientale (PECO) au début des années 1990, on distingue deux schémas de pondération, le premier sans les PECO pour la période 1971Q1-1992Q2, le second avec les PECO, pour la période 1992Q3-2010Q2<sup>13</sup>. On s'attend à un effet positif sur les exportations d'une augmentation du PIB des partenaires, c'est-à-dire de leur demande.

Pour chacun des pays, on retiendra alternativement le taux de change réel effectif et les différents taux de change réels bilatéraux, ainsi que la variable volatilité. Une appréciation réelle de l'euro (accroissement de R) réduira les exportations. Une plus forte volatilité aura généralement un impact négatif sur les échanges (aversion au risque) ou plus rarement positif si les firmes anticipent qu'une plus forte volatilité augmentera leurs perspectives de profits au-delà des coûts d'entrée/sortie du marché. «*One view maintains that the capacity to export is tantamount to holding an option and when exchange rate volatility increases, the value of that option also increases, just as it would for any normal option*» (McKenzie and Brooks, 1997).

Après transformation logarithmique de toutes les variables, le modèle (3) sera estimé par la méthode de cointégration sous forme log-linéaire.

### 3.2. Les propriétés statistiques des variables

Les propriétés statistiques des séries sont analysées à l'aide de tests de racine unitaire. Dans la mesure où les variables du modèle d'exportations font apparaître des ruptures de tendances sur l'ensemble de la période étudiée, on retient les tests de Saikkonen et Lütkepohl (2002) qui admettent trois types de changement de régime et qui permettent de déterminer de manière endogène la date de rupture. Ces tests examinent l'hypothèse nulle de racine unitaire à partir d'une forme générale d'une série  $X_t$  :

$$X_t = \mu_0 + \mu_1.t + f_t(\theta)' \gamma + z_t, \quad (4)$$

<sup>12</sup> Voir l'annexe 3 pour le calcul des exportations hors zone euro.

<sup>13</sup> L'annexe 3 donne le détail de ces pondérations.

où  $\theta$  et  $\gamma$  sont des paramètres inconnus,  $t$  est un terme de tendance, le terme d'erreur  $z$  étant généré par un processus  $AR(p)$ , et  $f_t(\theta) \gamma$  est une fonction de changement qui dépend de  $\theta$  et de la date de changement de régime  $T_B$ . On considère trois fonctions de changement de régime.

La première fonction est une simple variable «dummy» avec changement à la date  $T_B$ ,

$$f_t^1 = d_{1,t} = \begin{cases} 0, & t < T_B \\ 1, & t \geq T_B \end{cases} \quad (5)$$

La deuxième fonction est basée sur une fonction de distribution exponentielle qui admet un changement graduel non linéaire vers un nouveau niveau, dont le point de départ est à la date  $T_B$ ,

$$f_t^2(\theta) = \begin{cases} 0, & t < T_B \\ 1 - \exp[-\theta(t - T_B + 1)], & t \geq T_B \end{cases} \quad (6)$$

La dernière fonction s'apparente à une fonction rationnelle avec un opérateur retard appliqué à une variable «dummy»  $d_{1t}$ . Le terme de changement de régime est de la forme

$[\gamma_1(1-\theta L)^{-1} + \gamma_2(1-\theta L)^{-1}L] d_{1t}$ ; où  $\theta$  est un scalaire compris entre 0 et  $\gamma = (\gamma_1, \gamma_2)'$ . Soit

$$f_t^3(\theta) \gamma = \begin{cases} 0, & t < T_B \\ \gamma_1 & t = T_B \\ \gamma_1 + \sum_{j=1}^{t-T_B} \theta^{j-1} (\theta \gamma_1 + \gamma_2), & t \geq T_B \end{cases}$$

Cette dernière fonction offre davantage de possibilités de changements non linéaires<sup>14</sup>.

Le test se déroule en deux temps. Dans une première étape, l'équation (4) est estimée par la méthode des moindres carrés généralisés. Dans une seconde étape, on procède à un test *ADF* sur les séries  $X_t$  transformées/filtrées, soit  $\hat{X}_t = X_t - \hat{\mu}_0 - \hat{\mu}_1 t - f_t(\hat{\theta}) \hat{\gamma}$

Les résultats des tests sont présentés dans le tableau 1. Ils confirment que les variables sont non stationnaires. Le seul doute concerne le taux de change réel avec prix de gros de la zone euro contre dollar pour lequel la non stationnarité est rejetée au seuil de 10%, mais pas à 5%. Néanmoins il convient de rappeler que pour cette variable la période d'estimation est réduite du fait du manque des données pour les prix de gros de la zone euro.

<sup>14</sup> Pour plus de détails, cf. Lütkepohl (2004a, p.60).

Tableau 1: Tests de racine unitaire avec rupture

Variables (Log)	Trend	Tests	Tests SL			Conclusion	
		ADF	(date de rupture inconnue a priori)				
		t-stat.	Break date	Shift dummy t-stat	Exp. distrib. t-stat	Rational function t-stat	
<i>Exportations hors zone euro</i>							
<i>XRAllhze</i>	<i>oui</i>	-3.234*	2009q1	-2.060	-1.899	-1.574	<i>I(1)</i>
<i>XRfrahze</i>	<i>oui</i>	-2.640	2009q1	-1.654	-1.620	-1.656	<i>I(1)</i>
<i>PIB effectif</i>							
<i>PIBeff_all</i>	<i>oui</i>	-3.023	2009q1	-1.981	-1.831	-1.644	<i>I(1)</i>
<i>PIBeff_fra</i>	<i>oui</i>	-2.846	2009q1	-1.930	-1.789	-1.662	<i>I(1)</i>
<i>Taux de change réels</i>							
<i>Allemagne</i>							
<i>TCERall</i>	<i>non</i>	-1.272	2001q1	-1.337	-1.325	-1.332	<i>I(1)</i>
<i>R_all_eu_def</i>	<i>non</i>	-2.101	1988q3	-2.126	-2.115	-2.266	<i>I(1)</i>
<i>R_all_eu_px</i>	<i>non</i>	-1.791	1992q3	-1.713	-1.696	-2.247	<i>I(1)</i>
<i>France</i>							
<i>TCERfra</i>	<i>non</i>	-1.520	2001q1	-1.521	-1.517	-1.599	<i>I(1)</i>
<i>R_fra_eu_def</i>	<i>non</i>	-2.590*	1991q2	-2.299	-2.247	-2.283	<i>I(1)</i>
<i>R_fra_eu_px(a)</i>	<i>non</i>	-1.735*	1991q2	-0.657	-0.639	-1.242	<i>I(1)</i>
<i>Zone euro</i>							
<i>R_ze_eu_pc</i>	<i>non</i>	-2.505	1992q3	-2.464	-2.440	-2.275	<i>I(1)</i>
<i>R_ze_eu_pg(b)</i>	<i>non</i>	-2.384	1991q2	-2.596*	-2.592*	-2.741*	<i>I(0) *</i>
<i>Volatilité de l'euro contre dollar (Ecart type conditionnel)</i>							
<i>Euro/dollar</i>	<i>non</i>	-0.7402	1981Q2	-3.498**	-2.500	-2.421	<i>I(1)</i>

\*Significatif au seuil 10%. \*\* Significatif au seuil 5%. Les valeurs critiques pour les seuils 1%, 5%, et 10% sont respectivement, -3.48, -2.88, et -2.58 pour le modèle sans trend, et -3.55, -3.03, et -2.76 pour le modèle avec trend. (a ) Période 1990Q1-2010Q2 (b ) Période 1982Q4-2010Q2

Les variables du modèle d'exportations étant non stationnaires, les fonctions d'exportations seront estimées par la méthode de cointégration.

#### 4. La cointégration

On procédera dans un premier temps au test du nombre de relations de cointégration et on estimera ensuite ces relations. Suivant la même démarche que pour les tests de racine unitaire, on retiendra les méthodes d'estimation avec variable de rupture développées respectivement par Saikkonen et Lütkepohl (2000) pour les tests de cointégration, et Ahn et Reinsel (1990) pour l'estimation des vecteur à correction d'erreur<sup>15</sup>.

<sup>15</sup> Pour une présentation plus complète on pourra se référer à Lütkepohl et Krätzig (2004).

## 4.1. Les tests de cointégration

Les résultats des tests sont présentés dans le tableau 2. Pour les deux pays on trouve toujours au moins une relation de cointégration, quelle que soit la définition du taux de change réel.

Tableau 2: Tests de cointegration

Tests SL (sans trend; $\mu = \mu_0 + \delta.D$ ) (a)						
Statistique LR						
$H_0(r_0) : r = r_0$		$r_0=0$	$r_0=1$	$r_0=2$	$r_0=3$	
$H_1(r_0) : r > r_0$		$r>0$	$r>1$	$r>2$	$r>3$	
C.V. 5%		40.07	24.16	12.26	4.13	
C.V. 10%		37.04	21.76	10.47	2.98	
Taux de change réel	Retards					Termes déterministes
Allemagne						
TCERall	4	46.77** (0.01)	25.10** (0.03)	3.67 (0.75)	0.85 (0.41)	Constante, d1981q2, d2001q1, d2009q1
R_all_eu_def	1	132.1** (0.00)	25.58** (0.03)	7.23 (0.30)	1.88 (0.20)	Constante, d1981q2, d1988q3, d2009q1
R_all_eu_px	1	137.6** (0.00)	27.77** (0.01)	13.04** (0.04)	1.69 (0.23)	Constante, d1981q2, d1992q3, d2009q1
R_ze_eu_pc	2	40.22** (0.04)	24.31** (0.04)	12.67** (0.04)	4.02* (0.06)	Constante, d1981q2, d1992q3, d2009q1
R_ze_eu_pg (b)	2	39.77* (0.06)	21.68 (0.11)	5.36 (0.52)	2.54 (0.13)	Constante, d1991q2, d2009q1
France						
TCERfra	2	45.45** (0.01)	21.55 (0.11)	3.00 (0.84)	0.13 (0.77)	Constante, d1981q2, d2001q1, d2009q1
R_fra_eu_def	2	50.06** (0.00)	39.37** (0.00)	17.36** (0.01)	3.62* (0.07)	Constante, d1981q2, d1991q2, d2009q1
R_fra_eu_px (c)	2	40.12** (0.04)	14.51 (0.50)	7.57 (0.28)	0.60 (0.50)	Constante, d1991q2, d2009q1
R_ze_eu_pc	2	49.70** (0.00)	37.10** (0.00)	12.32** (0.04)	3.46* (0.07)	Constante, d1981q2, d1992q3, d2009q1
R_ze_eu_pg (b)	7	40.37** (0.04)	19.97 (0.16)	9.62 (0.14)	1.32 (0.29)	Constante, d1991q2, d2009q1

Notes:  $r$  est le nombre de vecteurs de cointegration.  $P$ -values entre parenthèses. \*Rejet de  $H_0$  au seuil 5%. \*\* Rejet de  $H_0$  au seuil 10%.  $d$  pour variable dummy. (a) Si un trend est orthogonal à la relation de cointegration, il est pris en compte par le terme constant. (b) Période 1982Q4-2010Q2. (c) Période 1990Q1-2010Q2

#### 4.2. Les relations de cointégration sur l'ensemble de la période

On estime l'équation (3) sous forme log-linéaire. Les résultats sont présentés dans le tableau 3<sup>16</sup>. On peut noter qu'ils sont globalement cohérents avec ce que prédit le modèle, dans le sens où une appréciation réelle de l'euro, comme une plus grande volatilité de l'euro, a un effet négatif sur les exportations de l'Allemagne et de la France, tandis qu'une augmentation du PIB/demande des pays partenaires a un effet positif sur ces mêmes exportations. Néanmoins si on compare les estimations obtenues pour les deux pays, certaines différences méritent d'être notées :

- Quelle que soit la définition du taux de change réel, les élasticités-prix des exportations françaises sont toujours plus élevées (en moyenne du double) que celles des exportations allemandes. Ce constat vaut aussi pour les coefficients de la variable volatilité. Ce résultat est cohérent avec le fait que les exportateurs français ont un pouvoir de marché plus faible que celui des exportateurs allemands, ce qui les amène à adopter des stratégies de tarification au marché (*Pricing-To-Market*, noté PTM). Gaulier et al. (2006 p.185) notent que « *les exportateurs français compriment leurs marges pour conserver leurs parts de marché à l'exportation tandis que les exportateurs allemands transmettent beaucoup plus directement les variations de change dans leurs prix à l'exportation, ce qui leur permet de préserver leurs marges. Lorsque l'euro se déprécie, les exportateurs français reconstituent leurs marges, quitte à perdre en compétitivité-prix...* ». Les résultats obtenus dans ce travail confirment que le pays qui a des élasticités-prix plus élevées a également un comportement de PTM plus marqué. Nos conclusions rejoignent aussi celles de Danninger et Joutz (2007) qui obtiennent des élasticités-prix (taux de change réel effectif calculé à partir des coûts unitaires du travail dans l'industrie) des exportations allemandes comprises entre -0.2 et -0.4 selon la spécification du modèle, dans une étude portant sur l'ensemble des exportations de biens entre 1993 et 2005.
- Parallèlement on obtient des élasticités-revenu supérieures pour l'Allemagne, puisqu'elles sont comprises entre 1.8 et 2.4 contre 1.0 à 1.7 pour la France.

Néanmoins, compte tenu des nombreux événements survenus durant la période étudiée, il est possible que les comportements/élasticités aient changé. On va donc tester la stabilité du modèle. Le tableau 4 fournit les résultats de deux tests de Chow, l'un qui permet de tester la présence d'une rupture (*break-point test*) à une date déterminée de manière endogène, l'autre qui permet de tester la validité d'une décomposition en deux sous échantillons (*sample-split test*).

---

<sup>16</sup> Compte tenu de la disponibilité des données, le modèle avec *R\_fra\_eu\_px* n'est pas estimé sur la période globale, mais le sera sur la « période euro ».

Tableau 3: Equations de cointégration des Exportations 1971Q1-2010Q2

Variables Taux réels (Log)	Retards	LogR	LogVol	LogPIBeff	Constante	Variables de rupture
<i>Allemagne</i>						
<i>TCERall</i>	8	-0.107* (0.07)	-0.207 (0.12)	2.468** (0.00)	-6.281** (0.00)	<i>D1981q2, TD2001q1, D2009q1</i>
<i>R_All_eu_def</i>	3	-0.240** (0.01)	-0.334** (0.01)	2.045** (0.00)	-4.380** (0.00)	<i>TD1981q2, D1988q3, D2009q1</i>
<i>R_All_eu_px</i>	7	-0.341** (0.00)	-0.213** (0.00)	1.819** (0.00)	-2.685** (0.004)	<i>D1981q2, D1992q3, D2009q1</i>
<i>R_Ze_eu_pc</i>	7	-0.335** (0.00)	-0.149** (0.03)	2.183** (0.00)	-3.891** (0.03)	<i>D1981q2, D1992q3, D2009q1</i>
<i>R_Ze_eu_pg</i> (b)	3	-0.308** (0.00)	-0.295** (0.00)	2.047** (0.00)	-3.936* (0.00)	<i>D1991q2, D2009q1</i>
<i>France</i>						
<i>TCERfra</i>	3	-0.776** (0.001)	-0.560** (0.04)	1.674** (0.00)	-0.802 (0.48)	<i>D1981q2, T D2001q1, D2009q1</i>
<i>R_Fra_eu_def</i>	6	-0.638** (0.00)	-0.313* (0.06)	1.712** (0.00)	-0.595 (0.44)	<i>TD1981q2, D1991q2, D2009q1</i>
<i>R_Ze_eu_pc</i>	4	-0.457** (0.00)	-0.426** (0.03)	1.641** (0.00)	-1.424 (0.14)	<i>TD1981q2, D1992q3, D2009q1</i>
<i>R_Ze_eu_pg</i> (b)	6	-0.842** (0.00)	-0.500** (0.00)	1.042** (0.00)	2.098** (0.00)	<i>D1991q2, D2009q1</i>

Notes: p-values entre parenthèses. \*\* Significatif au seuil 5%. \* Significatif au seuil 10%. D indique une variable dummy ; TD une variable dummy avec tendance.

(a) Nombre de retards déterminés à l'aide des critères d'information d'Akaike (AIC) et de Schwarz (SIC).

(b) Période d'estimation: 1982Q4-2010Q2



Pour tous les modèles, les  $p$ -values<sup>17</sup> du test du khi-deux, et dans 7 cas sur 9 les  $p$ -values obtenues par la méthode du bootstrap, conduisent au rejet de l'hypothèse de stabilité. La date de changement de régime se situe le plus souvent autour de 1980, à l'exception du modèle qui prend en compte les prix de gros de la zone euro et qui est testé, comme cela a déjà été noté, sur une période plus courte.

Tableau 4: Tests de stabilité

Taux réels	Date de rupture		Break point Chow Test	Sample Split Chow test
Allemagne				
<i>TCERall</i>	1984Q3	(1)	0.010**	0.070*
		(2)	0.000**	0.000*
<i>R_All_eu_def</i>	1978Q3	(1)	0.282	0.362
		(2)	0.000**	0.10*
<i>R_All_eu_px</i>	1983Q3	(1)	0.174	0.042**
		(2)	0.000**	0.000**
<i>R_Ze_eu_pc</i>	1983Q2	(1)	0.304	0.182
		(2)	0.000**	0.000**
<i>R_Ze_eu_pg</i>	1989Q4	(1)	0.032**	0.374
		(2)	0.000**	0.082*
France				
<i>TCERfra</i>	1978Q2	(1)	0.010**	0.114
		(2)	0.009**	0.006*
<i>R_Fra_eu_def</i>	1982Q1	(1)	0.006**	0.000**
		(2)	0.000**	0.000**
<i>R_Ze_eu_pc</i>	1979Q3	(1)	0.020**	0.042**
		(2)	0.000**	0.000**
<i>R_Ze_eu_pg</i>	1998Q3	(1)	0.004**	0.006**
		(2)	0.000**	0.000**

(1)  $p$ -values déterminées par la méthode de bootstrap

(2)  $p$ -value pour la statistique du Khi-deux.

\* et \*\*, rejet de l'hypothèse nulle de stabilité aux seuils 5% et 10%.

Aussi, il apparaît utile de procéder à une nouvelle estimation du modèle pour les sous périodes. Mais dans la mesure où on s'intéresse plus particulièrement aux effets de l'euro sur le commerce, on s'en tiendra à la seconde sous période révélée par les tests de stabilité. On qualifiera de « période euro » cette sous période, dans la mesure où elle couvre à la fois la période euro *stricto sensu* (à partir de 1999), et la période Système Monétaire Européen (à partir de 1979), phase préparatoire au passage à l'euro.

<sup>17</sup> Pour le détail des statistiques de tests, on pourra se reporter à Lütkepohl (2004b).

#### 4.2. Les relations de cointégration sur la « période euro »

Le tableau 5 donne les résultats des relations de cointégration<sup>18</sup> estimées pour la sous période euro. Les différences observées précédemment pour les valeurs des élasticités sont encore plus nettes durant la « période euro ».

- Les élasticités-prix restent faibles pour l'Allemagne puisqu'elles sont comprises entre -0.2 et -0.3, à l'exception du taux réel effectif qui donne une élasticité très faible et non significativement différente de zéro. Ceci confirme que c'est bien le taux de change de l'euro contre dollar qui est pertinent pour expliquer les exportations allemandes. En revanche toutes les élasticités-prix sont comprises entre -0.6 et -0.9 pour la France, soit le double de ce que l'on trouve pour l'Allemagne. De même les coefficients de la variable volatilité sont tous négatifs et systématiquement plus élevés (en valeur absolue) pour la France.
- Les valeurs des élasticités-revenu sont aussi maintenant assez différentes entre les deux pays. Les exportations allemandes sont les plus sensibles à la demande externe. Tous les modèles donnent des résultats similaires avec des coefficients du PIB des pays partenaires compris entre 2 et 2.2. A l'inverse ces élasticités sont deux fois plus faibles pour la France, puisqu'elles sont comprises entre 0.8 et 1.3, selon les modèles.

Les résultats obtenus ici sont donc clairs ; d'une part les exportations allemandes hors zone euro sont très sensibles à la demande externe et faiblement sensibles à la compétitivité-prix ; d'autre part les exportations françaises hors zone euro sont plus fortement dépendantes de la compétitivité-prix et moins fortement sensibles à la demande externe.

Ces observations confirment en premier lieu que l'Allemagne a su, mieux que la France, tirer partie de la croissance mondiale. Une augmentation de 1% de la demande externe entraîne une hausse de 2% des exportations allemandes contre seulement 1% des exportations françaises. Ce résultat s'explique par les différences de spécialisation des deux pays. D'une part l'Allemagne exporte davantage vers les PECO et les Pays scandinaves, voire les Etats Unis, alors que la France est plus fortement tournée vers les PSEM (Cf. tableau A2). D'autre part, les allemands disposent d'un avantage significatif dans les secteurs de l'automobile et des machines et équipements (L'Angevin et Serravalle, 2005), alors que l'avantage de la France se situe plutôt dans les secteurs de l'agroalimentaire et surtout de l'aéronautique, (Artus et Fontagné, 2006), ce qui expliquerait les réactions coté français à l'appréciation de l'euro.

---

<sup>18</sup> Les tests de cointégration, non présentés ici, confirment la présence d'au moins une relation de cointégration pour chacun des modèles.

Tableau 5: Equations de cointégration des Exportations : « Période euro »

Variables		Retards(a)	LogR	logVol	LogPIBeff	Constante	Variables de rupture
Taux réels (Log)	Période						
<i>Allemagne</i>							
<i>TCERall</i>	1984Q3- 2010Q2	6	-0.029 (0.76)	-0.473* (0.08)	2.273** (0.02)	-6.658** (0.00)	<i>D2001q1, D2009q1</i>
<i>R_All_eu_def</i>	1978Q3- 2010Q2	1	-0.282** (0.00)	-0.292** (0.01)	2.063** (0.00)	-4.146** (0.00)	<i>D1981q2, D1988q3, D2009q1</i>
<i>R_All_eu_px</i>	1983Q3- 2010Q2	5	-0.277** (0.00)	-0.322** (0.00)	1.991** (0.01)	-3.903** (0.00)	<i>D1992q3, D2009q1</i>
<i>R_Ze_eu_pc</i>	1984Q4- 2010Q2	5	-0.210** (0.00)	-0.357** (0.00)	2.049** (0.00)	-4.547** (0.00)	<i>D1992q3, D2009q1</i>
<i>R_Ze_eu_pg</i>	1989Q4- 2010Q2	1	-0.317** (0.00)	-0.351** (0.00)	2.047** (0.00)	-4.067** (0.00)	<i>D1991q2, D2009q1</i>
<i>France</i>							
<i>TCERfra</i>	1978Q2- 2010Q2	4	-0.623** (0.00)	-0.885** (0.01)	1.356** (0.00)	-1.307 (0.26)	<i>D1981q2, D2001q1, D2009q1</i>
<i>R_Fra_eu_def</i>	1982Q1- 2010Q2	10	-0.706** (0.00)	-0.429** (0.00)	1.103** (0.00)	1.457** (0.00)	<i>D1991q2, D2009q1</i>
<i>R_Fra_eu_px</i>	1990Q1- 2010Q2	3	-0.920** (0.00)	-0.479** (0.00)	1.127** (0.01)	2.899** (0.03)	<i>D1991q2, TD2009q1</i>
<i>R_Ze_eu_pc</i>	1979Q3- 2010Q2	4	-0.661** (0.00)	-0.768** (0.00)	1.094** (0.00)	0.345** (0.460)	<i>D1981q2, D1992q3, D2009q1</i>
<i>R_Ze_eu_pg</i>	1998Q3- 2010Q2	7	-0.632** (0.00)	-0.392** (0.00)	0.863** (0.00)	2.528** (0.00)	<i>D2009q1</i>

Notes: p-values entre parenthèses. \*\* Significatif au seuil 5%. \* Significatif au seuil 10%. D indique une variable Dummy ; TD une variable dummy avec tendance. (a) Nombre de retards déterminés à l'aide des critères d'information d'Akaike (AIC) et de Schwarz (SBIC).

En second lieu, il convient de noter que l'Allemagne a su profiter de l'ouverture des PECO pour préserver la compétitivité-prix/coûts de ses produits face à une concurrence internationale de plus en plus exacerbée. Avec des coûts horaires du travail de 27.6 euros en 2004<sup>19</sup>, contre un 1.4 à 4.5 euros dans les PECO (Sinn, 2006), les entreprises allemandes ont délocalisé une partie de leurs processus de production, c'est à dire les activités en amont qui font appel à de la main d'œuvre peu qualifiée, conservant les activités plus en aval qui nécessitent davantage de capital et de main d'œuvre qualifiée. Elles ont en quelques sorte « régionaliser » leurs processus de production. *“Germany is gradually turning into a bazaar economy<sup>20</sup> that is supplying the world with a broad range of products but has a growing share of the value of its goods produced in its Eastern hinterland”* (Sinn, 2006 p.1162). Ceci a eu pour conséquence d'accroître fortement la part des inputs importés dans la valeur ajoutée, part qui est passée de 28 % au début des années 1990 à 42% en 2005 (Danninger et Joutz, 2007 p.7).

Enfin, les spécialisations différentes font que les exportations de l'Allemagne sont moins sensibles à l'appréciation de l'euro. Une appréciation de l'euro de 10% entraîne une réduction des quantités exportées par la France de 6 à 9%, suivant les mesures de la compétitivité-prix, contre seulement 2 % pour l'Allemagne.

## 5. Conclusion

A la différence de la plupart des travaux consacrés aux exportations des pays européens, notamment ceux qui concernent l'Allemagne et de la France, ce travail a eu pour objet de se focaliser sur les exportations de marchandises de la France et de l'Allemagne en direction des seuls partenaires hors zone euro. Ceci a permis de mieux mettre en évidence l'effet taux de change, qui est artificiellement réduit lorsqu'on retient les exportations vis-à-vis de la totalité des partenaires, dès lors que des pays qui commercent fortement entre eux comme la France et l'Allemagne ont adopté la même monnaie.

On estime les élasticités-prix et revenu de long terme à l'aide d'équations de cointégration. On montre que les exportations allemandes sont davantage réactives à la demande externe et qu'à l'inverse elles sont moins sensibles aux variations du taux de change de l'euro. Ce résultat est robuste aux différentes définitions du taux de change réel de l'euro. Il vaut également lorsqu'on s'intéresse à l'impact d'une plus forte volatilité de la monnaie unique. Pour expliquer ces différences, il peut être avancé que *« la fragmentation internationale de la production a progressé plus rapidement en Allemagne qu'en France depuis une quinzaine d'années. Cette politique menée par les grandes entreprises a apporté des gains de compétitivité substantiels à l'Allemagne, même si les exportations ainsi gagnées ont un contenu en emplois relativement faible »* (Artus et Fontagné 2006 p. 65). Au vu de ces résultats, on comprend pourquoi les acteurs économiques français, et au delà les responsables politiques, s'inquiètent davantage que leurs homologues allemands de la valeur de l'euro.

<sup>19</sup> Ce coût est évalué 20.74 euros pour la France.

<sup>20</sup> Ce point est discuté par Boulhol (2006).

Notons enfin que ce travail pourrait être complété par une analyse de la dynamique de court terme des exportations qui permettrait en particulier de mesurer l'impact des mésalignements (sur/sous évaluation) de l'euro sur les exportations de produits.

#### Bibliographie :

- Ahn, S. K. et Reinsel, G. C., (1990), «Estimation of partially nonstationary multivariate autoregressive models», *Journal of the American Statistical Association* 85, pp. 813-823.
- Artus, P. et L. Fontagné, (2006), *Évolution récente du commerce extérieur français*, Rapport du Conseil d'Analyse Economique, La Documentation Française.
- Boulhol, H., (2006), « Le bazar allemand explique-t-il l'écart de performance à l'exportation par rapport à la France ? », complément au rapport *Évolution récente du commerce extérieur français*, Artus et Fontagné (eds), pp. 225-246.
- Danninger, S. et F. Joutz, (2007), « What Explains Germany's Rebounding Export Market Share ? », IMF Working Paper 07/24.
- Gaulier, G., A. Lahrière-Révil, et I. Méjean, (2006), « Les élasticités-prix et revenu des exportations en France et en Allemagne : une analyse sur données désagrégées », complément au rapport *Évolution récente du commerce extérieur français*, Artus et Fontagné (eds), pp. 179-205.
- Giavazzi, F. et L. Spaventa (1990), « The " New " EM's », in P. De Grauwe et L. Papademos (éds), *The European Monetary System in the 1990s*, New York, Longman.
- 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 », INSEE, *Document de travail de la Direction des études et synthèses économiques*, n°G2005/05, mai.
- Lütkepohl, H., (2004a), «Univariate Time Series Analysis», in Lütkepohl, H. and Kräzig, M. (eds), *Applied Time Series Econometrics*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Lütkepohl, H., (2004b), «Vector Autoregressive and Vector error Correction models», in Lütkepohl, H. and Kräzig, M. (eds), *Applied Time Series Econometrics*, Cambridge University Press, Cambridge
- Lütkepohl, H. et Kräzig, M. (eds) (2004), *Applied Time Series Econometrics*, Cambridge University Press, Cambridge
- Mc Kenzie, M. et R. Brooks, (1997), «The Impact of Exchange Rate Volatility on German-US Trade Flows», *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money* 7, pp. 73-88.
- Saikkonen, P., et Lütkepohl, H., 2000, «Testing for the Cointegrating Rank of a VAR Process with an Intercept», *Econometric Theory*, 16, 373-406.
- Saikkonen, P. et H. Lütkepohl, (2002), «Testing for a Unit Root in a Time Series with a Level Shift at Unknown Time», *Econometric Theory* 18, pp. 313-348.
- Sinn, H-W., (2006), «Pathological Export Boom and the Bazaar Effect: How to Solve the German Puzzle», *The World Economy* 29(9), pp. 1157-1175.

## Annexe 1 : Définitions et calcul des taux de change réels bilatéraux

On retient cinq définitions différentes pour les taux de change réels ; deux pour la zone euro, trois pour l'Allemagne et deux pour la France.

Tableau A1: Définitions des taux de change réels bilatéraux

	Pays domestique	Pays partenaire	Période	Modèle
Allemagne - Etats-Unis				
R_All_eu_def	Déflateur du PIB	Déflateur du PIB	1971Q1- 2010Q2	Allemagne
R_All_eu_px	Prix à l'exportation	Prix de gros	1971Q1- 2010Q2	Allemagne
France - Etats-Unis				
R_Fra_eu_def	Déflateur du PIB	Déflateur du PIB	1971Q1- 2010Q2	France
R_Fra_eu_px	IVU des export.	Prix de gros	1990Q1- 2010Q2	France
Zone Euro - Etats-Unis				
R_ze_eu_pc	Prix à la consommation	Prix à la consommation	1971Q1- 2010Q2	France et Allemagne
R_ze_eu_pg	Prix de gros	Prix de gros	1982Q4-2010Q2	France et Allemagne

## Annexe 2 : Pondérations pour les calculs des taux de change réels effectifs et des PIB effectifs (PIB des pays partenaires)

On s'intéresse aux principaux destinataires hors zone Euro des exportations de marchandises de l'Allemagne et de la France. En fin de période, les pays retenus comptaient respectivement pour 84% et 83 % des exportations totales hors zone euro. On distingue deux sous périodes, 1971Q1-1992Q2 et 1992Q3-2010Q2, pour tenir compte de l'ouverture de l'Ex-URSS et des pays d'Europe centrale. Les pondérations sont des moyennes sur chaque période.

Tableau A2 : Poids des pays partenaires (importateurs) hors zone Euro

Pays exportateurs	Allemagne		France	
	1971Q1-1992Q2	1992Q3-2010Q2	1971Q1-1992Q2	1992Q3-2010Q2
Etats-Unis	0.1930	0.1631	0.1575	0.1440
Canada	0.0230	0.0194	0.0248	0.0227
Japon	0.0443	0.0374	0.0362	0.0331
Royaume-Uni	0.1967	0.1663	0.2210	0.2022
Scandinavie	0.1712	0.1447	0.0793	0.0725
Asie	0.1314	0.1111	0.1207	0.1104
PECO	-	0.1549	-	0.0854
PSEM	0.1269	0.1072	0.2723	0.2491
Amérique du Sud	0.0679	0.0574	0.0606	0.0554
Australie/N. Zélande	0.0210	0.0178	0.0143	0.0131
Afrique du Sud	0.0246	0.0208	0.0134	0.0122

Scandinavie : Danemark, Suède

Asie : Indonésie, Inde, NPI d'Asie, et Chine

PECO : Ex-URSS, Turquie et pays d'Europe centrale

PSEM : Pays du Sud et de l'Est Méditerranéen

Amérique du Sud : Brésil, Mexique et Argentine

Sources : Calculs de l'auteur à partir de la base Chelem

### Annexe 3 : Sources des données

Taux de change euro/dollar : Datastream de 1971 à 1999 (euro synthétique), IFS Cd-rom depuis 1999, ligne rf.

Prix à la consommation harmonisé de la zone euro; Eurostat, Datastream depuis 1971 et IFS Cd-rom depuis 1998, ligne 64H.

Prix de gros (Price Producer Index) : IFS Cd-rom, ligne 63. Données disponibles depuis 1982Q4.

Déflateurs du PIB : IFS Cd-rom, ligne 99BIR.

Exportations en volume : IFS Cd-rom, ligne 72.

Prix à l'exportation de l'Allemagne : IFS Cd-rom, Ligne 76.

Indice de Valeur Unitaire des exportations de la France : IFS Cd-rom, Ligne 74

PIB en volume : IFS Cd-rom, ligne 99BVR.

### Calcul des exportations en volume hors zone euro :

Pour les deux pays on s'est référé dans un premier temps aux données d'exportations en valeur de la base Chelem et du FMI. Ces données sont fournies pour chaque partenaire et sur une fréquence annuelle pour la base Chelem, et pour le total des exportations (total des partenaires), mais en fréquence annuelle et trimestrielle pour le FMI. Aussi, on a pu calculer pour chaque année le ratio exportations totales/exportations hors zone euro. Les données d'exportations hors zone euro en fréquence trimestrielle ont alors été obtenues dans un second

temps en supposant que pour les 4 trimestres d'une année, ce ratio reste le même. Les exportations réelles de l'Allemagne seront obtenues en divisant les exportations en valeur par les prix à l'exportation et celles de la France en divisant par le déflateur du PIB.

#### **Annexe 4 : Modèle GARCH pour le taux de change nominal Euro/dollar**

Le tableau A3 présente les résultats de l'estimation du modèle (2).

Table A3: Estimation du modèle GARCH(1,1) 1971Q1–2010Q2

Variable	$\delta$	$\alpha$	$\beta$	<i>Log de la vraisemblance</i>
$\Delta \text{Log} E_{ij}$	-0.0003 (0.35)	0.139 (0.28)	0.703** (0.00)	264.7

Notes: *p*-values entre parenthèses. \*\* rejet de l'hypothèse nulle au seuil 5%.