

BAISSE DE L'EURO ET DÉINFLATION COMPÉTITIVE

QUEL PAYS EN PROFITERA LE PLUS ?

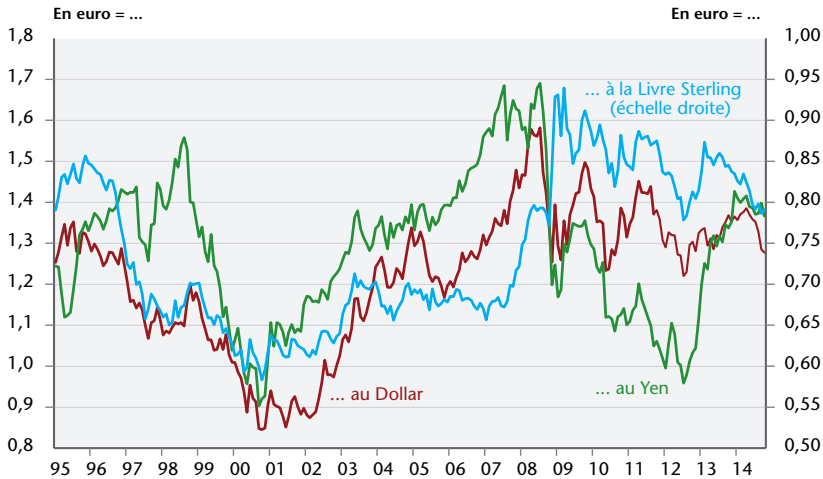
Bruno Ducoudré et Éric Heyer

Pendant près de 2 ans, entre le milieu de l'année 2012 et 2014, l'euro s'est apprécié face aux principales monnaies du monde. Depuis le mois de mai 2014, cette tendance s'est inversée : en quelques mois la monnaie européenne s'est notamment dépréciée de près de 10 % par rapport au dollar. Il s'agit dans cette étude d'anticiper les effets macroéconomiques (impact sur le PIB, sur les prix et sur l'emploi notamment) à attendre de cette dépréciation de l'euro. La relance de la croissance à court terme en zone euro *via* une dépréciation du taux de change effectif de l'euro permettrait en effet de lutter contre la déflation et de limiter les politiques non coopératives de désinflation compétitive menées dans le sud de l'Europe. Pour ce faire, nous présentons les résultats de la ré-estimation du bloc du commerce extérieur français (prix et volume des exportations et des importations) figurant dans le modèle macroéconomique *emod.fr* de l'OFCE.

L'estimation conjointe des équations des volumes et des prix d'exportations et d'importations s'avère nécessaire et permet d'obtenir un effet bouclé d'une variation du taux de change effectif sur les volumes d'importations et d'exportations. La prise en compte des comportements de marge des importateurs et des exportateurs tend ainsi à limiter l'effet d'une variation du taux de change effectif sur les volumes d'importations et d'exportations lorsque ceux-ci ont un faible pouvoir de marché. Nous réitérons cette démarche sur les données de pays partenaires et concurrents de la France : l'Allemagne, l'Italie, l'Espagne, le Royaume-Uni et les États-Unis. Les élasticités obtenues sont cohérentes avec la littérature sur le sujet. Nous comparons ensuite l'incidence d'une dépréciation de l'euro sur les différentes économies étudiées en distinguant le commerce intra-zone et le commerce extra-zone euro, et nous présentons une analyse plus fine sur l'économie française grâce à l'utilisation du modèle *emod.fr*. Il ressort des simulations qu'au sein de la zone euro, l'Espagne aurait le plus à gagner à la fois d'une dépréciation du taux de change de l'euro face aux autres monnaies, mais aussi d'une politique de désinflation compétitive.

Pendant près de deux ans, entre le milieu de l'année 2012 et 2014, l'euro s'est apprécié face aux principales monnaies du monde. En s'établissant à 1,39 dollar en mai 2014, l'euro avait vu sa valeur augmenter depuis juillet 2012 de plus de 12 % face au dollar. Au cours de la même période, la monnaie européenne s'était appréciée de 44 % par rapport au yen et de plus de 3 % face à la livre sterling (graphique 1).

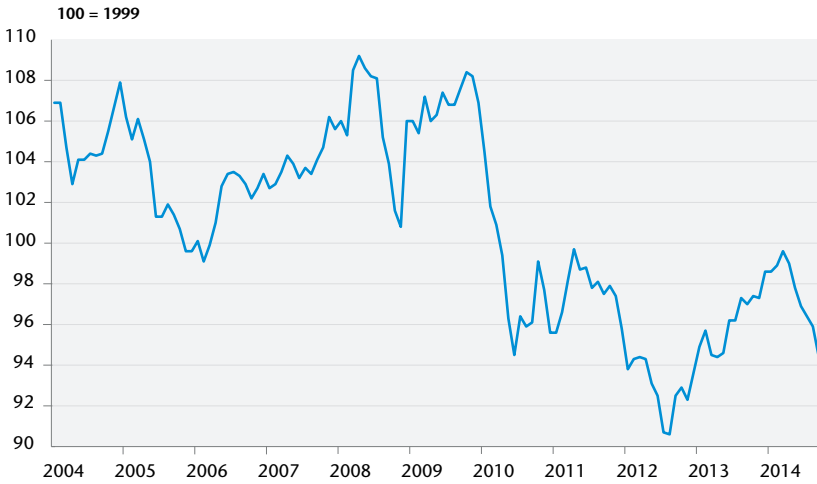
Graphique 1. Taux de change de l'euro par rapport...



Sources : Datastream.

Depuis le mois de mai 2014, cette tendance s'est inversée : après s'être apprécié de près de 10 % entre mi-2012 et mi-2014, le taux de change effectif réel de l'euro, qui pondère ces différents taux de change en fonction de la structure du commerce de la zone euro, s'est ainsi déprécié de 5,2 % au cours du dernier semestre (graphique 2). De fait, en quelques mois la monnaie européenne s'est dépréciée de près de 10 % par rapport au dollar, de plus de 3 % par rapport au yen et de 4 % par rapport à la monnaie britannique. Concernant le taux de change avec cette dernière, la baisse a débuté en août 2013 et s'élève à plus de 9 % aujourd'hui. Nous prévoyons par ailleurs la poursuite de la dépréciation de l'euro d'ici le début de l'année 2015, avec un taux de change de la monnaie unique qui se déprécierait pour atteindre 1,2 dollar dès le deuxième trimestre 2015.

Graphique 2. Taux de change effectif de l'euro



Il s'agit dans cette étude d'anticiper les effets à attendre de cette dépréciation de l'euro. De nombreux acteurs et spécialistes du monde économique voient aujourd'hui dans cette baisse de l'euro la possibilité de sortir du piège de la déflation qui menace aujourd'hui la zone euro. Face à une croissance atone et un taux d'inflation qui baisse dangereusement, l'annonce par la BCE d'un programme d'assouplissement quantitatif indique ainsi sa volonté de déprécier l'euro face aux autres monnaies pour soutenir la croissance européenne et atteindre son objectif d'inflation¹. Le gouvernement français attend aussi beaucoup d'une dépréciation de l'euro². La Direction générale du Trésor³ considère qu'une baisse de 10 % du taux de change effectif de l'euro (contre toutes monnaies) permettrait la première année d'accroître notre PIB de 0,6 point, de créer 30 000 emplois, de réduire le déficit public de 0,2 point de PIB et d'augmenter les prix à la consommation de 0,5 %.

La relance de la croissance à court terme en zone euro *via* une dépréciation du taux de change effectif de l'euro permettrait aussi de limiter les politiques non-coopératives de désinflation compéti-

1. Voir C. Blot et F. Labondance, « Pourquoi un taux d'intérêt négatif ? », *Blog de l'OFCE*, 23 juin 2014.

2. Voir le discours de F. Hollande le 5 février 2013 devant le Parlement européen.

3. Rapport économique social et financier du PLF 2014.

tive menées dans le sud de l'Europe (Grèce, Espagne, Portugal). Alors que les pays européens commercent majoritairement les uns avec les autres et se concurrencent fortement sur les marchés d'exportation, la recherche de gains de compétitivité *via* une politique de désinflation ne peut qu'échouer en zone euro si tous les pays adoptent la même stratégie. C'est cependant cette stratégie qu'a choisie la Commission européenne, en poussant les pays en crise à réformer leurs marchés du travail pour réduire les coûts salariaux. Dès lors, la dépréciation de l'euro est une condition nécessaire pour accompagner les réformes structurelles en Europe et soutenir la demande⁴ alors que les politiques budgétaires d'austérité l'affaiblissent par ailleurs.

Nous nous intéressons ici non pas aux raisons de telles variations de l'euro (différentiel de performances, comportement des banques centrales) mais à ses incidences macroéconomiques (impact sur le PIB, sur les prix et sur l'emploi notamment). Dans ce but, nous présenterons dans un premier temps le bloc du commerce extérieur français (prix et volume des exportations et des importations) figurant dans le modèle macroéconomique pour l'économie française *emod.fr* de l'OFCE. Nous procéderons à la mise à jour de son estimation sous la forme de modèles à correction d'erreur et nous réitérerons cette démarche sur les données de pays partenaires et concurrents de la France, en l'occurrence l'Allemagne, l'Italie, l'Espagne, le Royaume-Uni et les États-Unis. Après avoir confronté nos résultats à ceux de la littérature récente, nous comparerons l'incidence d'une dépréciation de l'euro sur les différentes économies étudiées. Nous ferons ici la distinction entre un gain de compétitivité lié à une dépréciation de l'euro de celui dû à une politique de baisse de prix relatif plus rapide par rapport aux pays concurrents. Puis nous présenterons une analyse plus fine sur l'économie française grâce à l'utilisation du modèle macroéconomique de l'OFCE pour l'économie française *emod.fr*. Cette méthode nous permettra ainsi de comparer nos résultats à ceux obtenus par la DG Trésor à l'aide du modèle *Mésange*. Certes, *emod.fr* comme *Mésange* ne prennent pas en compte les anticipations tournées vers le futur et ne contiennent pas de fonction de réaction des autorités monétaires aux variations de change. Le recours à un modèle inté-

4. Voir le discours de M. Draghi « Unemployment in the euro area », Jackson Hole, 22 août 2014.

grant les anticipations de change et la réaction des autorités monétaires de type DSGE représente une stratégie alternative à l'utilisation d'un modèle macroéconométrique et pourra constituer un prolongement à cette étude. Néanmoins, l'estimation des élasticités-prix des équations de commerce extérieur s'avère nécessaire pour apprécier le calibrage des modèles structurels de type DSGE et les résultats qui en découlent (BCE, 2012).

1. Présentation du bloc « commerce extérieur »

Le bloc « commerce extérieur » comprend quatre équations : nous considérons les importations et les exportations de l'ensemble des biens et services, dont on modélise les volumes et les prix.

Notre modélisation des échanges internationaux repose sur des fondements du comportement de demande où les biens produits localement et ceux importés sont imparfaitement substituables (Armington, 1969) et où la fixation des prix repose sur un arbitrage des exportateurs entre maintien de la compétitivité et préservation des marges. Elle ne prend pas explicitement en compte les théories du commerce international qui insistent sur les différences de conditions d'offre (immobilité relative du capital (Ricardo), différences dans les dotations initiales des facteurs (Heckscher-Ohlin), préférences des consommateurs pour la diversité et économies d'échelle) mais se fonde sur un schéma d'analyse dans lequel le consommateur est soumis à une contrainte de revenu et cherche à maximiser son utilité en consommant deux types de biens imparfaitement substituables. On dérive de ce programme d'optimisation une fonction de demande de biens importés qui dépend du revenu réel du consommateur et des prix relatifs des importations par rapport aux prix des produits locaux (compétitivité).

Dans les équations d'importations et d'exportations en volume, nous avons substitué au revenu réel une variable de demande (demande intérieure pour les importations, mondiale adressée à la France pour les exportations). Cette élasticité de la demande est contrainte à l'unité et conduit de ce fait à une spécification en parts de marché.

Les déterminants principaux des équations de prix du commerce de biens et services sont des indicateurs de prix domes-

tique et de prix étranger. Dans nos équations, nous contraignons à l'unité la somme des deux élasticités.

Les quatre équations s'écrivent alors de la manière suivante :

$$\left\{ \begin{array}{l} X_t = f_1 \left((DMond)_t^\alpha, \left(\frac{P_{EXZE} + P_{EXHZ} \cdot e_\$}{P_X} \right)_t^{\varepsilon_X} \right) \\ M_t = f_2 \left((DI)_t^\beta, \left(\frac{P_{VA}}{P_{M_t}} \right)_t^{\varepsilon_M} \right) \\ P_{X_t} = f_3 \left((P_{VA})_t^{\omega_{PX}}, \left(\frac{P_{EXZE} + P_{EXHZ} \cdot e_\$}{P_{VA}} \right)_t^{\varepsilon_{PX}} \right) \\ P_{M_t} = f_4 \left((P_{VA})_t^{\omega_{PM}}, \left(\frac{P_{EM} \cdot e_\$}{P_{VA}} \right)_t^{\varepsilon_{PM}} \right) \end{array} \right.$$

Avec :

- X : Exportations en biens et services, en volume
- DMond : Demande mondiale adressée à la France, en volume
- M : Importations en biens et services, en volume
- DI : Demande intérieure en biens et services, en volume
- P_X : Prix des exportations en biens et services
- P_M : Prix des importations en biens et services hors énergie
- P_{VA} : Prix de la valeur ajoutée
- P_{EXHZ} : Prix des exportations des concurrents hors de la zone euro en dollar
- P_{EXZE} : Prix des exportations des concurrents de la zone euro en euro
- P_{EM} : Prix des importations en dollar
- $e_\$$: Taux de change euro/dollar

Pour chaque pays, les données proviennent des comptabilités nationales. Les séries de demande mondiale et de prix des concurrents sont calculées par l'OFCE. Les prix de valeur ajoutée portent sur l'ensemble des biens et services marchands. La demande intérieure est construite à partir des tableaux entrées-sorties constitués à l'année de base des comptes nationaux. Les prix des importations sont corrigés de la TVA et des impôts sur les importations, et modélisés hors prix de l'énergie. Ces derniers sont modélisés parallèlement, ce qui permet de recalculer les prix d'importations totaux.

2. Les résultats des estimations

Les différentes équations ont été modélisées par des Modèles à Correction d'Erreur (MCE). Les estimations sont menées sur données trimestrielles sur la période la plus longue possible. À l'exception notable de l'Allemagne, les données sont disponibles de 1980 à 2013. Cependant, pour l'Italie et l'Espagne, la constitution des séries sur longue période nécessitait un chaînage des comptes qui aboutissait à des résultats non concluants sur longue période. Pour ces pays, nous avons donc harmonisé la période d'estimation en la faisant débuter en 1990/1991.

Avant de détailler les résultats, signalons que les résultats des premières estimations nous ont conduits à introduire des *trends* dans les relations de long terme des équations. L'intégration d'une tendance dans la modélisation des exportations est courante dans la littérature empirique (cf. par exemple Murata *et al.*, 2000 ; Villette et Nivat, 2006 ; Erkel-Rousse et Sylvander, 2007)) afin de capter l'ensemble des éléments non pris en compte dans le modèle standard comme par exemple les effets hors-prix liés à la montée en gamme ou à la tendance à l'ouverture mondiale de pays émergents.

Ainsi, pour les exportations en volume, nous avons retenu une tendance linéaire débutant à la fin des années 1990 et s'arrêtant au début de la crise des *subprime*. Ces tendances correspondent à la période au cours de laquelle les importations des pays émergents (Chine, autres Asie, PECO, Russie, pays de l'OPEP) accélèrent rapidement.

Les résultats sont résumés dans les tableaux 1 à 4. Le premier enseignement est statistique : les forces de rappel des modèles à correction d'erreur sont statistiquement significatives et les élasticités estimées sont toutes de signe attendu. Notons également que ces équations ont des propriétés statistiques satisfaisantes. Les tests LM conduisent au rejet de l'hypothèse d'auto-corrélation des résidus des équations. Ceux-ci sont homoscédastiques au regard du test ARCH, excepté pour les équations de prix, dont le calcul de la matrice des variances-covariances est corrigé par la méthode de White. Enfin, selon le test de Bera Jarque les résidus suivent une loi normale.

Tableau 1. Les résultats des modèles à corrections d'erreurs pour les exportations^a

	Allemagne	France	Italie	Espagne	Royaume-Uni	États-Unis
Période d'estimation	1990-2013	1980-2013	1990-2013	1990-2013	1980-2013	1990-2013
Résultats						
Force de rappel	-0,326***, (-5,04)	-0,191*** (-5,11)	-0,354*** (-8,15)	-0,181*** (-5,90)	-0,216*** (-6,17)	-0,199** (-4,14)
Élasticités de long terme						
Demande adressée	1 (NC)	1 (NC)	1 (NC)	1 (NC)	1 (NC)	1 (NC)
Élasticités-prix	0,42 (6,67)	0,58 (5,14)	0,56 (16,63)	0,95 (4,19)	0,73 (7,55)	0,74 (5,37)
Trend	-0,007 (-4,14)	-0,010 (-23,41)	-0,008 (-68,40)	-0,002 (-1,55)	-0,007 (-31,02)	-0,010 (-15,70)
Diagnostics et tests						
	0,70	0,52	0,88	0,75	0,73	0,78
SSR	0,014	0,013	0,009	0,014	0,014	0,010
SSE	0,017	0,023	0,006	0,016	0,024	0,008
LM(1)	0,11 [p > 0,74]	2,26 [p > 0,13]	1,04 [p > 0,31]	0,24 [p > 0,62]	1,29 [p > 0,26]	0,23 [p > 0,64]
LM(4)	2,31 [p > 0,68]	4,60 [p > 0,33]	1,23 [p > 0,87]	3,81 [p > 0,43]	2,56 [p > 0,63]	5,71 [p > 0,22]
ARCH(4)	2,69 [p > 0,61]	4,13 [p > 0,39]	4,26 [p > 0,37]	5,10 [p > 0,28]	3,97 [p > 0,41]	4,29 [p > 0,37]
Bera-Jarque	1,35 [p > 0,51]	0,18 [p > 0,91]	2,77 [p > 0,25]	0,13 [p > 0,94]	1,00 [p > 0,61]	1,99 [p > 0,37]

a. La période d'estimation n'est pas identique pour tous les pays. C'est le cas notamment pour la France et le Royaume-Uni. L'estimation sur une période plus courte pour ces deux pays (1990-20013) ne change cependant pas la valeur des élasticités de long terme.

Note : Entre parenthèses les T de Student des coefficients estimés. Entre crochets, la p-value des tests sur les résidus du MCE.

* (**, ***) : significatif au seuil de 10 % (resp. 5 %, 1 %). Les seuils de test pour la significativité de la force de rappel des modèles à correction d'erreur sont issus de Ericsson et MacKinnon (2002).

Sources : Comptabilités nationales, calculs des auteurs.

Tableau 2. Les résultats des modèles à corrections d'erreurs pour les importations

	Allemagne	France	Italie	Espagne	Royaume-Uni	États-Unis
Période d'estimation	1990-2013	1980-2013	1990-2013	1990-2013	1980-2013	1990-2013
Résultats						
Force de rappel	-0,272*** (-5,94)	-0,086*** (-5,41)	-0,198*** (-5,55)	-0,081** (-4,01)	-0,152*** (-5,02)	-0,238*** (-5,89)
Élasticités de long terme						
Demande intérieure	1 (NC)	1 (NC)	1 (NC)	1 (NC)	1 (NC)	1 (NC)
Élasticités-prix	0,79 (3,57)	0,74 (10,20)	0,57 (2,22)	0,81 (2,30)	0,55 (7,01)	0,72 (7,60)
Trend	0,005 (4,21)	0,005 (2,48)	0,006 (2,35)	0,011 (3,71)	0,002 (2,45)	0,005 (7,98)
Diagnostics et tests						
SSR	0,69 0,013	0,70 0,010	0,78 0,013	0,87 0,012	0,64 0,016	0,79 0,010
SSE	0,012	0,012	0,012	0,012	0,030	0,008
LM(1)	0,48 [p > 0,49]	2,33 [p > 0,13]	0,07 [p > 0,79]	0,56 [p > 0,46]	0,01 [p > 0,94]	0,86 [p > 0,35]
LM(4)	4,44 [p > 0,35]	4,79 [p > 0,31]	2,38 [p > 0,67]	5,30 [p > 0,26]	3,03 [p > 0,55]	5,42 [p > 0,25]
ARCH(4)	1,99 [p > 0,74]	6,61 [p > 0,16]	3,74 [p > 0,44]	1,02 [p > 0,91]	6,22 [p > 0,18]	3,11 [p > 0,54]
Bera-Jarque	2,40 [p > 0,30]	2,22 [p > 0,33]	0,40 [p > 0,82]	1,02 [p > 0,60]	1,80 [p > 0,41]	0,34 [p > 0,20]

Note : Entre parenthèses les T de Student des coefficients estimés. Entre crochets, la p-value des tests sur les résidus du MCE.

* (**, ***) : significatif au seuil de 10% (resp. 5 %, 1 %). Les seuils de test pour la significativité de la force de rappel des modèles à correction d'erreur sont issus de Ericsson et MacKinnon (2002).

Sources : Comptabilités nationales, calculs des auteurs

Tableau 3. Les résultats des modèles à corrections d'erreurs pour les prix d'exportations

	Allemagne	France	Italie	Espagne	Royaume-Uni	États-Unis
Période d'estimation	1990-2013	1980-2013	1990-2013	1990-2013	1980-2013	1990-2013
Résultats						
Force de rappel	-0,088*** (-4,86)	-0,113** (-4,28)	-0,169** (-4,07)	-0,173** (-4,40)	-0,201** (-4,26)	-0,150** (-4,02)
Élasticités de long terme						
Prix de la VA	1 (NC)	1 (NC)	1 (NC)	1 (NC)	1 (NC)	1 (NC)
Élasticités-prix	0,31 (4,34)	0,52 (10,19)	0,44 (8,62)	0,53 (8,49)	0,53 (10,98)	0,27 (5,51)
Trend	-0,017 (-5,09)	-0,003 (-13,35)		-0,001 (3,45)	-0,002 (-7,27)	-0,003 (-6,42)
Diagnostics et tests						
	0,68	0,76	0,78	0,71	0,35	0,85
SSR	0,004	0,006	0,008	0,008	0,013	0,004
SSE	0,001	0,004	0,004	0,005	0,023	0,002
LM(1)	1,84 [p > 0,17]	0,40 [p > 0,53]	0,97 [p > 0,33]	0,31 [p > 0,58]	1,14 [p > 0,29]	0,01 [p > 0,93]
LM(4)	4,55 [p > 0,34]	0,95 [p > 0,92]	5,75 [p > 0,22]	2,11 [p > 0,72]	1,88 [p > 0,76]	4,46 [p > 0,35]
ARCH(4)	4,67 [p > 0,32]	0,86* [p > 0,06]	0,13 [p > 0,99]	2,50 [p > 0,64]	2,47 [p > 0,65]	2,39 [p > 0,67]
Bera-Jarque	0,01 [p > 0,99]	3,34 [p > 0,19]	0,38 [p > 0,82]	0,21 [p > 0,90]	0,68 [p > 0,71]	2,34 [p > 0,31]

Note : Entre parenthèses les T de Student des coefficients estimés. Entre crochets, la p-value des tests sur les résidus du MCE.

* (**, ***) : significatif au seuil de 10 % (resp. 5 %, 1 %). Les seuils de test pour la significativité de la force de rappel des modèles à correction d'erreur sont issus de Ericsson et MacKinnon (2002).

Sources : Comptabilités nationales, calculs des auteurs.

Tableau 4. Les résultats des modèles à corrections d'erreurs pour les prix d'importations

	Allemagne	France	Italie	Espagne	Royaume-Uni	États-Unis
Période d'estimation	1990-2013	1980-2013	1990-2013	1990-2013	1980-2013	1990-2013
Résultats						
Force de rappel	-0,359*** (-4,36)	-0,077** (-3,98)	-0,294** (-4,03)	-0,342*** (-5,82)	-0,225** (-4,06)	-0,158** (-4,50)
Élasticités de long terme						
Prix de la VA	1 (NC)	1 (NC)	1 (NC)	1 (NC)	1 (NC)	1 (NC)
Élasticités-prix	0,77 (15,95)	0,72 (7,24)	0,43 (10,20)	0,76 (15,03)	0,80 (14,26)	0,63 (12,00)
Trend	-0,003 (-24,53)	-0,002 (-4,62)	-0,002 (-14,50)	-0,003 (-9,29)	-0,002 (-5,15)	-0,003 (-9,81)
Diagnostics et tests						
SSR	0,44 0,007	0,89 0,005	0,67 0,007	0,76 0,011	0,63 0,014	0,82 0,005
SSE	0,004	0,003	0,004	0,011	0,023	0,002
LM(1)	1,58 [p > 0,21]	0,21 [p > 0,65]	0,06 [p > 0,80]	1,09 [p > 0,30]	0,73 [p > 0,39]	0,01 [p > 0,94]
LM(4)	7,53 [p > 0,11]	0,52 [p > 0,97]	4,58 [p > 0,33]	3,76 [p > 0,44]	1,92 [p > 0,75]	0,85 [p > 0,50]
ARCH(4)	1,92 [p > 0,75]	3,52 [p > 0,48]	4,01 [p > 0,41]	9,12* [p > 0,06]	28,26*** [p > 0,00]	0,99 [p > 0,42]
Bera-Jarque	4,11 [p > 0,13]	1,93 [p > 0,38]	1,78 [p > 0,41]	1,06 [p > 0,59]	2,81 [p > 0,25]	4,29 [p > 0,12]

Note : Entre parenthèses les T de Student des coefficients estimés. Entre crochets, la p-value des tests sur les résidus du MCE.

* (**, ***) : significatif au seuil de 10 % (resp. 5 %, 1 %). Les seuils de test pour la significativité de la force de rappel des modèles à correction d'erreur sont issus de Ericsson et MacKinnon (2002).

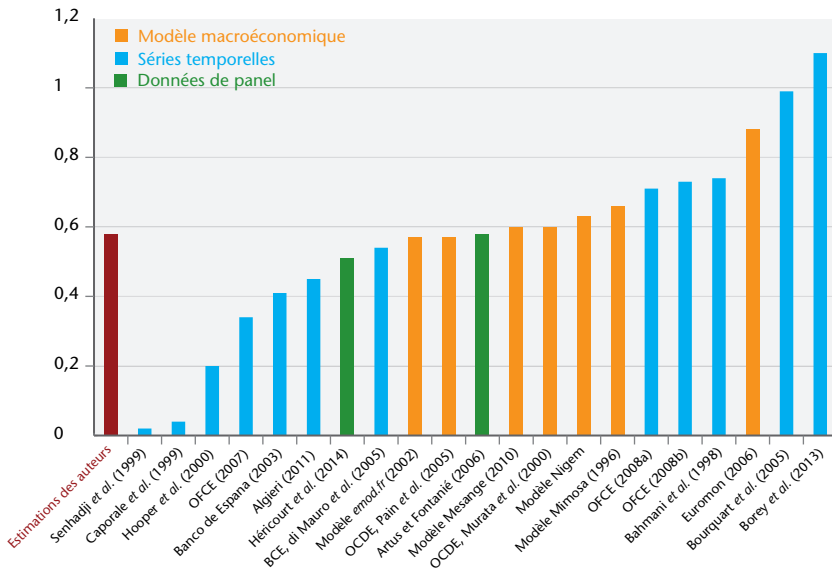
Sources : Comptabilités nationales, calculs des auteurs.

2.1. Les équations d'exportations

Le deuxième enseignement que l'on peut tirer de ces estimations est que la sensibilité des exportations aux prix du commerce extérieur est très proche des estimations existantes dans la littérature (graphiques 3-8 et tableaux en annexe).

C'est le cas notamment pour la France où notre nouvelle estimation de l'élasticité-prix des exportations (0,58) est identique à celle estimée dans la version antérieure d'*emod.fr* en 2002 et semblable à celle retenue dans d'autres modèles macroéconométrique à l'instar du modèle France de la DG Trésor *Mesange*, ou des modèles internationaux comme celui du NIESR *Nigem*, de l'OCDE *Interlink* ou de l'OFCE-CEPII *Mimosa* en 1996 (tableau 1 et graphique 3). Cette valeur est confirmée par les travaux de la BCE ainsi que ceux utilisant une méthodologie et des données différentes (Artus et Fontanié, 2006 ; Héricourt *et al.*, 2014).

Graphique 3. Élasticité-prix des exportations pour la France : une revue de la littérature



Source : Les auteurs.

Des valeurs significativement différentes existent dans la littérature : le modèle multinational de la Banque des Pays-Bas, *Euromon*, estime une élasticité-prix des exportations pour la France supérieure

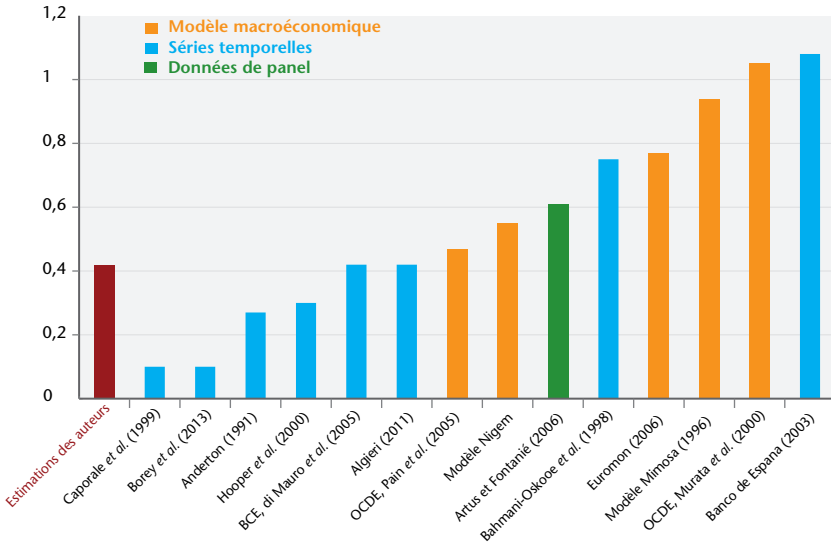
à 0,8. Cette dernière dépasse même 1 dans un travail récent de l'INSEE (Borey *et al.*, 2013). Dans cette étude, les auteurs réalisent leur estimation d'équation d'exportation sur une période restreinte allant de 1995 à 2007 alors que des données plus récentes et plus complètes existent et qu'ils mobilisent d'ailleurs pour l'estimation de leur équation d'importation. En sens inverse, des travaux antérieurs affichaient des élasticités très inférieures à nos estimations : c'est le cas notamment de Caporale *et al.* (1998) qui mobilise la méthode de Johansen pour leur estimation ou les travaux réalisés par la Banque d'Espagne en 2003 ou par Hooper *et al.* (2000).

Notre estimation pour l'Allemagne (0,42) est inférieure à celle de la France⁵ (tableau 1). Ce résultat se retrouve également dans de nombreux de travaux : c'est le cas notamment pour les modèles *Interlink*, *Nigem* ou *Euromon*, même si pour ce dernier la valeur est significativement supérieure à la nôtre (graphique 4). Notons que, à l'instar des résultats pour la France, les estimations de la BCE sont identiques aux nôtres. En revanche, pour Artus et Fontanié (2006), s'appuyant sur les travaux menés au Centre d'études prospectives et d'informations internationales (CEPII) et mobilisant une méthodologie différente basée sur des données de panels estimées au niveau fin, l'élasticité-prix aux exportations de l'Allemagne n'est pas significativement différente de celle de la France. Enfin, dans *Mimosa*, Hooper *al.* (2000) ainsi que dans la version de 2000 d'*Interlink*, la hiérarchie est inversée : dans ces travaux la sensibilité des exportations aux prix est supérieure en Allemagne.

La valeur estimée pour l'Italie (0,56) est très proche de celle de la France (tableau 1). Là encore, notre résultat est très proche d'un grand nombre de travaux déjà réalisés et notamment de ceux basés sur des modèles macroéconomique (*Nigem*, *Interlink*, *Euromon*). Il est à noter que pour la BCE, l'élasticité-prix aux exportations est plus faible en Italie qu'en France. Ce résultat se retrouve également dans Borey *et al.* (2013) mais infirmé dans *Mimosa* (1996), OCDE (2000), Hooper *et al.* (2000) ou encore Artus et Fontanié (2006) (graphique 5).

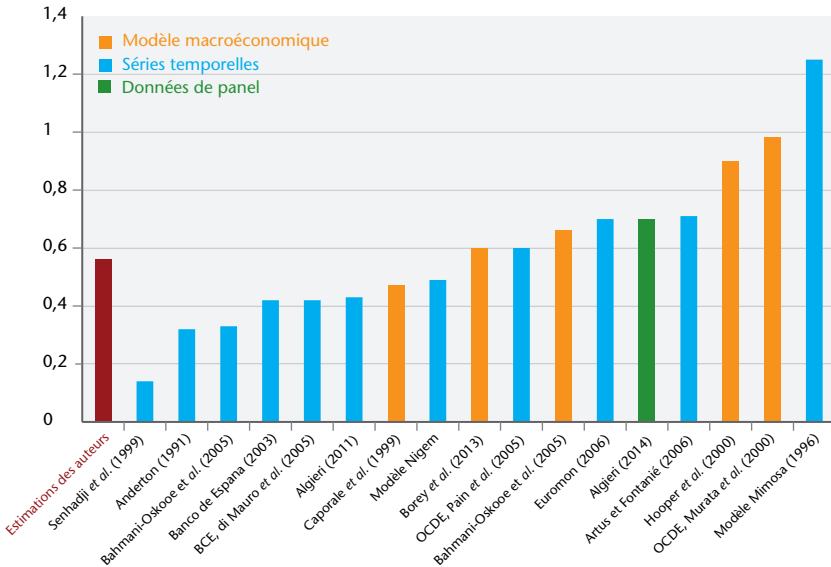
5. Plus précisément, un test de Wald sur le coefficient d'élasticité-prix pour l'Allemagne rejette au seuil de 5 % l'hypothèse que ce coefficient soit égal à 0,58. Par contre un test de Wald sur le coefficient d'élasticité-prix pour la France ne permet pas de rejeter l'hypothèse que ce coefficient soit égal à 0,42.

Graphique 4. Élasticité-prix des exportations pour l'Allemagne : une revue de la littérature



Source : Les auteurs.

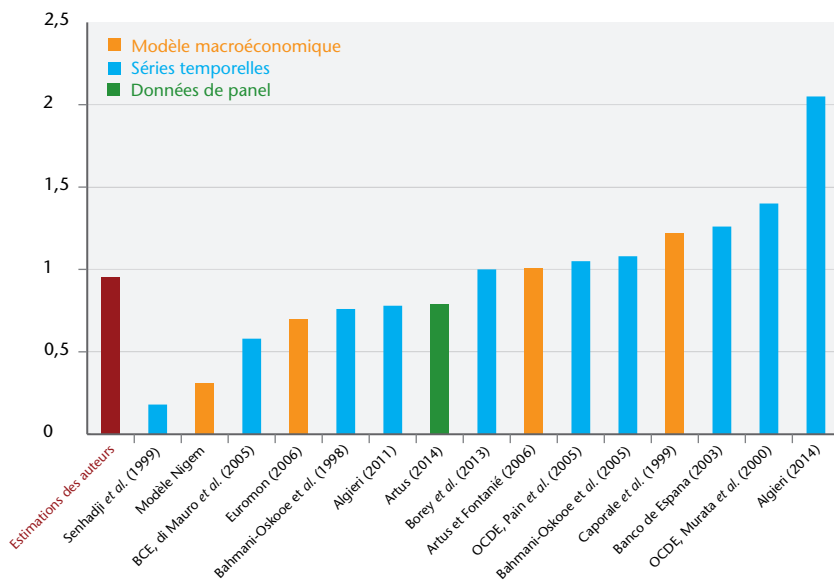
Graphique 5. Élasticité-prix des exportations pour l'Italie : une revue de la littérature



Source : Les auteurs.

Les résultats portant sur les données de l'économie espagnole indiquent une forte élasticité-prix aux exportations (tableau 1). Notre évaluation se rapproche de l'unité (0,96) et retrouve celle d'Artus et Fontanié (2006) sur données d'entreprises ou du modèle de l'OCDE (graphique 6). Pour un certain nombre de travaux, cette élasticité dépasse même l'unité (Caporale *et al.*, 1998 ; et la Banque d'Espagne, 2003), se rapprochant de 2 dans une étude récente de Algeri (2014).

Graphique 6. Élasticité-prix des exportations pour l'Espagne : une revue de la littérature

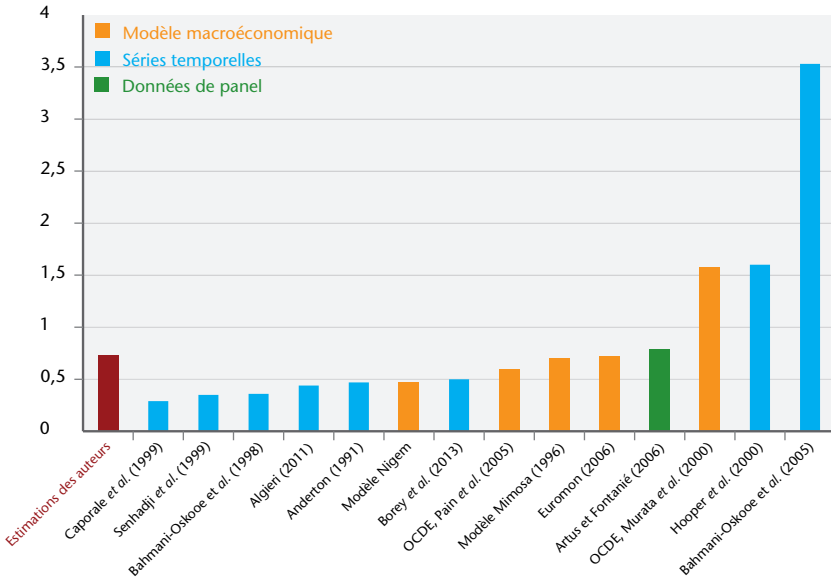


Source : Les auteurs.

Pour le Royaume-Uni, notre élasticité (0,73) est légèrement supérieure à celle de la France mais inférieure à celle de l'Espagne (tableau 1). Ce constat est partagé par les travaux de l'OCDE (Caporale *et al.*, 1998 ; Hooper *et al.*, 2000 ; et Artus et Fontanié, 2006) mais ne se retrouve pas dans les modèles *Nigem* et *Euromon* (graphique 7).

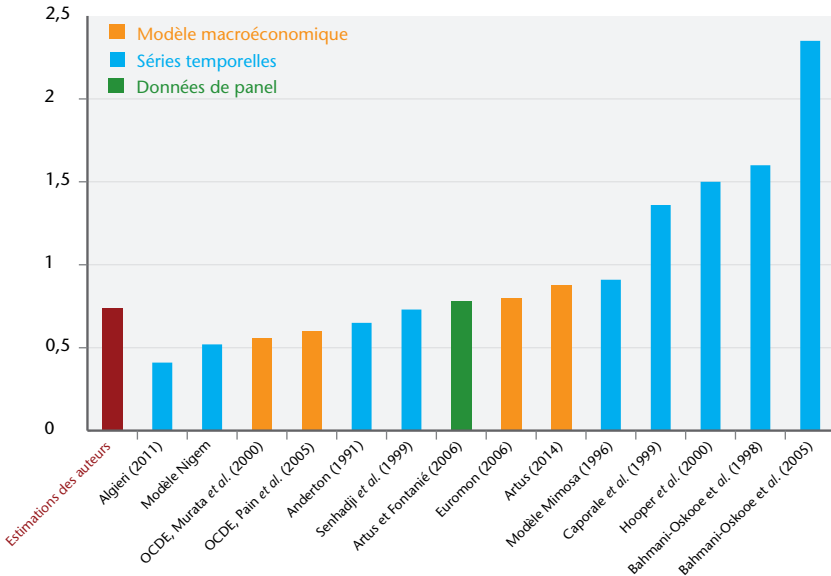
Pour les États-Unis, nous évaluons une élasticité-prix proche de celle calculée pour le Royaume-Uni (0,74) (tableau 1). Ce constat est commun à un grand nombre de travaux empiriques (*Nigem*, *Interlink*, *Euromon*, Hooper *et al.*, 2000 ; Algeri, 2011 ; Artus et Fontanié, 2006) (Graphique 8).

Graphique 7. Élasticité-prix des exportations pour le Royaume-Uni : une revue de la littérature



Source : Les auteurs.

Graphique 8. Élasticité-prix des exportations pour les États-Unis : une revue de la littérature



Source : Les auteurs

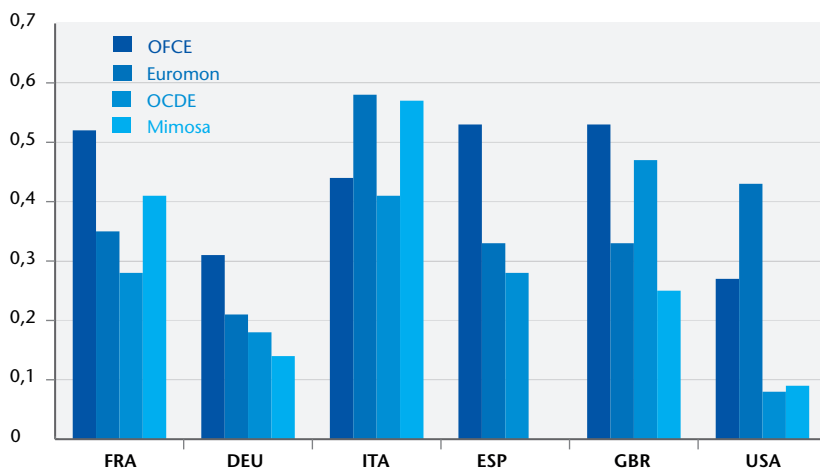
2.2. Les équations de prix d'exportations

Par ailleurs, un aspect important pour comprendre la transmission d'une variation de l'euro sur le commerce extérieur réside dans le comportement de prix des firmes exportatrices : soit celles-ci choisissent de reconstituer (respectivement comprimer) leurs marges lorsque leur monnaie se déprécie (respectivement s'apprécie), soit elles choisissent au contraire de répercuter l'intégralité des variations de change dans leurs prix (« pass-through » intégral).

Nos résultats d'estimation des prix d'exportations pour les 6 pays étudiés indiquent un comportement quasi-homogène (tableau 3) : à l'exception des États-Unis et de l'Allemagne, l'élasticité-prix des prix à l'exportation est proche de 0,5 reflétant un comportement de prix des entreprises médian entre le « pass through » et le « pricing to market ». Pour les États-Unis et l'Allemagne, cette élasticité est deux fois plus faible, semblant indiquer un plus grand pouvoir de marché de leurs exportateurs.

Ce résultat est conforme à ceux obtenus dans d'autres travaux empiriques (*Interlink, Euromon, Mimosa* et Artus et Fontanié, 2006) qui indiquent un pouvoir de marché supérieur pour les entreprises allemandes et des marges des exportateurs français en euros plus sensibles que celles des exportateurs allemands aux épisodes de variation de l'euro (graphique 9).

Graphique 9. Élasticité-prix des prix d'exportations : une revue de la littérature



Source : Les auteurs.

3. Simulations dynamiques comparées

3.1. Impact d'une dépréciation de 10 % du taux de change effectif – simulations dynamiques

Afin d'évaluer quel pays tirerait le plus grand avantage d'une dépréciation de son taux de change effectif, nous simulons l'impact d'une dépréciation de 10 % du taux de change effectif sur le bloc du commerce extérieur à partir des estimations présentées auparavant. Le choc intervient à la première période et est maintenu tout au long de la simulation. On fait l'hypothèse que le pays considéré gagne en compétitivité-prix par rapport à l'ensemble de ses partenaires, sans distinguer les partenaires dans et hors de la zone euro.

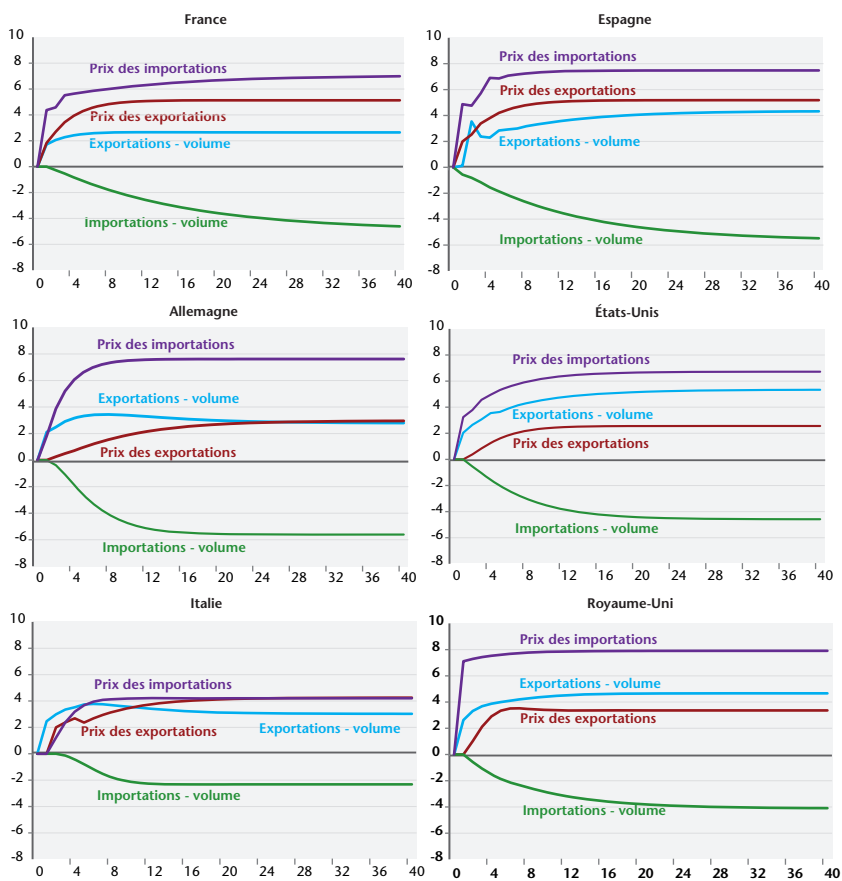
À la suite d'une dépréciation du taux de change effectif nominal, les exportations en volume augmentent du fait du gain en compétitivité-prix (graphique 10). Ce gain se traduit aussi progressivement par une hausse du prix des exportations, les entreprises exportatrices profitant du gain de compétitivité-prix pour rétablir en partie leur marge, ce qui se traduit à long terme par une hausse des exportations en volume moins forte qu'attendu initialement, la compétitivité-prix étant en partie rognée par le rétablissement des marges. Le prix des importations augmente, mais moins que la dépréciation du taux de change effectif : les importateurs compressent en partie leur marge pour limiter leurs pertes de parts de marché sur le marché domestique, ce qui limite la baisse des importations en volume à long terme.

À long terme, ce sont les États-Unis, l'Espagne et le Royaume-Uni qui gagnent le plus *via* la hausse de leurs exportations en volume (tableau 5). Cela s'explique par des élasticité-prix des exportations plus fortes pour ces pays, ainsi qu'une élasticité du prix des exportations plus faible (États-Unis). La baisse des importations est la plus importante en Espagne et en Allemagne. Ces deux pays combinent à la fois une forte élasticité-prix des importations et une élasticité du prix des importations élevée (qui se traduit par une faible compression des marges des importateurs).

Au sein de la zone euro, les pays partageant la même monnaie, on distingue maintenant l'effet d'une dépréciation de l'euro face aux autres monnaies de celui d'une hausse plus rapide des prix des concurrents qui sont dans la zone euro. Les effets sont différenciés

entre pays du fait des élasticités du commerce extérieur différentes, mais aussi d'expositions au commerce et à la concurrence intra/extra zone euro différentes selon les pays. L'Espagne bénéficierait le plus d'une dépréciation du taux de change de l'euro (tableau 6). En cas de gain de compétitivité-prix *via* une politique de désinflation compétitive, c'est l'Espagne qui gagnerait aussi le plus. L'Allemagne verrait ses exportations augmenter moins que l'Espagne et l'Italie, mais autant que la France malgré une élasticité-prix des exportations plus faible : cet effet est contrebalancé par une élasticité des prix d'exportation plus faible que ses partenaires européens.

Graphique 10. Impact d'une dépréciation de 10 % du taux de change effectif nominal



Source : OFCE.

Tableau 5. Effet à long terme d'une dépréciation de 10 % du taux de change effectif nominal

	Exportations	Importations	Prix des exportations	Prix des importations	Condition de Marshall-Lerner
DEU	2,8	-5,6	3,0	7,6	0,4
FRA	2,6	-4,9	5,1	7,1	0,6
ITA	3,0	-2,3	4,3	4,2	0,6
ESP	4,3	-5,7	5,2	7,5	0,5
USA	5,3	-4,6	2,6	6,7	0,5
GBR	4,7	-4,1	3,4	7,9	0,6

Note : La condition de « Marshall-Lerner » s'écrit : $S = \varepsilon_{Px} + ((1 - \varepsilon_{Px}) + \varepsilon_X) - (\varepsilon_{P_M} + (1 - \varepsilon_M))$.

Source : OFCE.

Tableau 6. Décomposition pour la zone euro d'une dépréciation de 10 % du taux de change effectif nominal

Effet à long terme...				
... d'une dépréciation de 10 % de l'euro face aux autres monnaies (en %)				
	DEU	FRA	ITA	ESP
Exportations	1,3	1,1	1,1	1,7
Importations	-3,2	-2,1	-1,1	-2,3
Prix des exportations	1,4	2,1	1,5	2,0
Prix des importations	4,3	2,9	2,0	2,9
... d'une hausse de 10 % des prix des concurrents en zone euro (en %)				
	DEU	FRA	ITA	ESP
Exportations	1,6	1,6	2,1	2,8
Importations	-2,8	-3,3	-1,3	-4,0
Prix des exportations	1,7	3,1	2,9	3,4
Prix des importations	3,4	4,3	2,3	4,7

Source : OFCE.

3.2. Quels impacts d'un gain de compétitivité-prix de 10 % sur l'économie française

Nous allons ici distinguer un gain de compétitivité-prix vis-à-vis de l'extérieur de la zone euro (lié à une dépréciation de l'euro), d'un gain vis-à-vis de nos partenaires européens (dû à une politique de désinflation compétitive). Les simulations présentées sont effectuées à l'aide du modèle macroéconomique pour l'économie française *emod.fr*.

Avant de commenter les résultats, il est à noter que, dans nos simulations, nous avons supposé que les autorités politiques et économiques nationales ne réagissaient pas à la dégradation des performances commerciales. Les simulations analytiques reposent sur les estimations mises à jour du bloc « commerce extérieur » présentées auparavant. Cette méthode nous permettra ainsi de comparer nos résultats à ceux obtenus par la DG Trésor à l'aide du modèle *Mésange*. Précisons néanmoins que le modèle *emod.fr* est un modèle macroéconométrique traditionnel, qui ne contraint pas les anticipations des agents sur le fonctionnement de l'économie et sa trajectoire future, et ne comporte pas de fonction de réaction des autorités monétaires et budgétaires. Le recours à un modèle du type DSGE contraignant les anticipations des agents à être conforme aux principes de rationalité retenu par certains économistes, constitue une option alternative à l'utilisation d'un modèle macroéconométrique qui n'est pas contraint par la seule théorie et reflète plus fidèlement le fonctionnement effectif de l'économie.

Impact macroéconomique sur l'économie française d'une dépréciation de 10 % de l'euro

Les effets d'une dépréciation de l'euro sont doubles :

- **Un effet de revenu** : un euro faible augmente le prix des importations. Cela se traduit par une hausse de la facture énergétique, une hausse des prix de production des entreprises et en l'absence d'indexation des revenus ou avec indexation seulement partielle, une perte de pouvoir d'achat des ménages ;
- **Un effet de substitution** : un euro faible diminue le prix des exportations et augmente ces dernières. Elle améliore la compétitivité des producteurs nationaux, ce qui provoque une baisse des importations au bénéfice de la production domestique.

Ces effets opposés ne s'appliquent qu'au commerce extra zone euro. Le commerce avec nos partenaires européens n'est pas directement impacté puisque les prix des importations et des exportations en provenance et à destination de cette zone restent inchangés. En revanche, le commerce intra zone euro est impacté par un euro faible. Mais, cela passe par le canal de la demande adressée.

Tableau 7. Impact sur l'économie française d'une dépréciation du taux de change de l'euro de 10 % contre toutes les monnaies

(Écart au niveau du scénario de référence en %)	n	n+1	n+2	n+7
PIB	0,2	0,5	0,5	0,1
Emploi salarié total (en milliers)	20	53	77	43
Prix à la consommation des ménages	0,9	1,4	1,8	3,6
Capacité de financement public (en % du PIB)	0,0	0,2	0,3	0,2

Note de lecture : Une dépréciation de l'euro serait favorable à l'activité à court-terme via une amélioration de la compétitivité-prix de la France par rapport aux pays hors zone euro. L'effet positif de l'appréciation de l'euro sur l'activité de nos partenaires de la zone euro et celui négatif de nos partenaires hors zone euro est pris en compte.

Source : emod.fr.

Comme le résume le tableau 7, une dépréciation de 10 % de l'euro face à l'ensemble des monnaies entraîne un gain de compétitivité-prix à l'exportation pour la France vis-à-vis du reste du monde. Les autres pays de la zone euro bénéficient du même gain de compétitivité sur l'ensemble des marchés à l'exportation. Dans ce cas, l'effet sur l'activité serait de +0,2 % la première année, et de +0,5 % au bout de trois ans. Hors effet dû à la modification de la compétitivité-prix, la hausse de demande adressée entraînée par le regain d'activité chez nos partenaires européens serait globalement compensée par la baisse de demande adressée à la France par le reste du monde. Sur le marché du travail, une telle dépréciation entraînerait la création de 20 000 emplois la première année, de 77 000 emplois au bout de 3 ans. Le solde public de son côté s'en trouverait amélioré de 0,3 point de PIB à l'horizon de 3 ans.

Impact macroéconomique sur l'économie française d'un gain de compétitivité de 10 % vis-à-vis des partenaires de la zone euro

Nous simulons maintenant l'effet d'une hausse de 10 % des prix des concurrents de la zone euro sur l'ensemble des marchés à l'exportation de la France. Cette amélioration de 10 % de la compétitivité-prix vis-à-vis des autres pays de la zone euro aurait un effet positif sur l'activité via une hausse des exportations, de l'investissement et de l'emploi (tableau 8). L'effet sur l'activité serait de +0,4 % la première année, et de +0,9 % au bout de trois ans. Il serait nul au bout de 10 ans. Près de 130 000 emplois seraient créés à l'horizon de 3 ans et le déficit public s'allègerait de 0,5 point de PIB à cet horizon.

Tableau 8. Impact sur l'économie française d'une amélioration de 10 % de la compétitivité-prix de la France par rapport aux pays de la zone euro

(écart au niveau du scénario de référence en %)	n	n+1	n+2	n+7
PIB	0,4	0,8	0,9	0,2
Emploi salarié total (en milliers)	33	90	129	82
Prix à la consommation des ménages	1,0	1,7	2,3	5,2
Capacité de financement public (en % du PIB)	0,0	0,3	0,5	0,5

Note de lecture : L'amélioration de 10 % de la compétitivité-prix de la France par rapport aux pays de la zone euro est entendue comme une hausse de 10 % des prix des autres pays de la zone euro concurrents de la France sur ses marchés d'exportation. L'effet négatif de la dégradation de la compétitivité-prix sur l'activité de nos partenaires de la zone euro et celui positif de nos partenaires hors zone euro est pris en compte.

Source : emod.fr.

Impact macroéconomique sur l'économie française d'une amélioration de la compétitivité-prix de 10 % de la France vis-à-vis du reste du monde

Si maintenant nous simulons un gain de compétitivité-prix de la France vis-à-vis de tous les pays, *via* une hausse de 10 % des prix de l'ensemble des concurrents de la France, alors l'impact expansionniste est fort puisque il augmente de 1,3 point l'activité dès la deuxième année et se traduit par la création de plus de 200 000 emplois au bout de 3 ans. Le solde s'améliorerait quant à lui de 0,9 point de PIB à 3 ans (tableau 9).

Tableau 9. Impact sur l'économie française d'une amélioration de 10 % de la compétitivité-prix de la France par rapport au reste du monde

(écart au niveau du scénario de référence en %)	n	n+1	n+2	n+7
PIB	0,6	1,3	1,4	0,4
Emploi salarié total (en milliers)	55	148	214	139
Prix à la consommation des ménages	1,7	2,8	3,8	8,6
Capacité de financement public (en % du PIB)	0,1	0,6	0,9	0,9

Note de lecture : La dégradation de 10 % de la compétitivité-prix de la France par rapport au reste du monde est entendue comme une baisse de 10 % des prix de tous les concurrents de la France sur ses marchés d'exportation.

Source : emod.fr.

Ces résultats sont très proches de ceux publiés par la DG Trésor qui considère qu'une baisse de 10 % du taux de change effectif de l'euro (contre toutes monnaies) permettrait d'accroître notre PIB de 0,6 point de PIB la première année et de 1,2 point de PIB au bout de trois ans ; de créer 30 000 emplois la première année et 150 000 emplois au bout de trois ans ; de réduire le déficit public 0,2 point de PIB la première année et de 0,6 point de PIB au bout de trois ans.

4. Conclusion

Dans cette étude, nous avons estimé de nouvelles équations du commerce extérieur pour six grands pays de l'OCDE (France, Allemagne, Italie, Espagne, États-Unis, Royaume-Uni), en distinguant au sein de la zone euro le commerce intra-zone et le commerce extra-zone euro, afin d'évaluer la sensibilité de leurs exportations à la compétitivité-prix. Les élasticités obtenues sont cohérentes avec la littérature existante sur le sujet. L'estimation conjointe des équations des volumes et des prix d'exportations et d'importations s'avère nécessaire et permet d'obtenir un effet bouclé en équilibre partiel d'une variation du taux de change effectif sur les volumes d'importations et d'exportations. La prise en compte des comportements de marge des importateurs et des exportateurs tend en effet à limiter l'effet d'une variation du taux de change effectif sur les volumes d'importations et d'exportations lorsque ceux-ci ont un faible pouvoir de marché. Il ressort des simulations qu'au sein de la zone euro, l'Espagne aurait le plus à gagner à la fois à une dépréciation du taux de change de l'euro face aux autres monnaies, mais aussi d'une politique de désinflation compétitive (cas où les prix d'exportation de l'Espagne croissent moins vite que les prix d'exportation de ses concurrents en zone euro).

Références bibliographiques

- Algieri, B., 2011, « Modelling Export Equations Using an Unobserved Component Model: The Case of the Euro Area and its Competitors », *Empirical Economics*, 41(3) : 593-637.
- Algieri, B., 2014, « Drivers of Export Demand: A Focus on GIIPS Countries », *The World Economy*, 1454-1482.
- Anderton, R., 1991, « Underlying Trends in Manufacturing Export Shares for Six Major Industrialized Countries », *Bulletin of Economic Research*, (43)2 : 169-78.
- Artus P. et L. Fontanié (2006), « Evolution récente du commerce extérieur français », *Rapport du CAE*.
- Bahmani-Oskooee M. et Niroomand N., 1998, « Long-Run Price Elasticities and the Marshall-Lerner Condition Revisited » *Economics Letters*, 61 : 101-109.
- Bahmani-Oskooee M. et O. Kara, 2005, « Income and price elasticities of trade: Some New Estimates », *The International Trade Journal*, 19(2).

- Banco de Espana, 2003, « Comparative Analysis of Export Demand for Manufactures in the Euro Area Countries », *Economic Bulletin* (Madrid: Banco de España).
- Banque centrale européenne, 2012, « Competitiveness and External Imbalances within the Euro Area », *Occasional Paper Series*, 139, décembre.
- Bénassy-Quéré A., P-O. Gourinchas, P. Martin et G. Plantin, 2014, « L'euro dans la « guerre des monnaies », *Les notes du conseil d'analyse économique*, 11, janvier.
- Bennett H., J. Escolano, S. Fabrizio, E. Gutiérrez, I. Ivaschenko, B. Lissovolik, M. Moreno-Badia, W. Schule, S. Tokarick, Y. Xiao, et Z. Zarnic, 2008, « Competitiveness in the Southern Euro Area: France, Greece, Italy, Portugal, and Spain », *IMF Working Paper*, 08/12.
- Borey G. et B. Quille, 2013, « Comment s'explique le rééquilibrage des balances commerciales en Europe ? », *Note de conjoncture de l'INSEE*, juin.
- Bourquard V., N. Carnot, A. Deruennes et S. Pamies-Sumner, 2005, « Une maquette de prévision à court terme pour la France », *Document de Travail de la Direction générale du trésor et de la politique économique (MINEFI)*, octobre.
- Caporale, G. M. et M. K. F. Chui, 1999, « Estimating Income and Price Elasticities of Trade in a Cointegration Framework », *Review of International Economics*, 7 (2) : 254-64.
- Dermertzis M., P. van Els, S. Grob et M. Peeters, 2006, « EUROMON: the multi-country model of De Nederlandsche Bank », *Occasional Studies*, 4 (1).
- Erkel-Rousse H. et M. Sylvander, 2007, « Externalisation à l'étranger, dynamique des demandes intérieures et performances à l'exportation : une analyse des quatre principaux pays européens », *Communication au colloque de l'AFSE*, septembre 2007.
- Equipe Mimosa, 1997, « La nouvelle version de Mimosa, modèle de l'économie mondiale », *Document de travail OFCE-CEPII*, 97-01.
- European Central Bank (ECB), 2005, « Competitiveness and the Export Performance of the Euro Area », *Occasional Paper Series*, 30 (Frankfurt am Main: ECB).
- Héricourt J., P. Martin et G. Orefice, 2014, « Les exportateurs français face aux variations de l'euro », *La Lettre du CEPII*, 340, janvier.
- Hooper, P., K. Johnson et J. Marquez, 2000, « Trade Elasticities for the G-7 Countries », *Princeton Studies in International Economics*, 87 (Princeton, NJ: University Press).
- Klein C et O. Simon, 2010, « Le modèle MESANGE nouvelle version réestimée en base 2000 », *Documents de Travail de la DGTPE*, 2010/02, mars.

- OCDE, Murata K., D. Turner, D. Rae et L. Le Foulmer, 2000, « Modelling Manufacturing Export Volumes Equations : A system Estimation Approach », *Economics Department Working Papers*, 235.
- OCDE, Pain N., A. Mourougane, F. Sédillot et L. Le Foulmer, 2005, « The new OECD international trade model », *Economics Department Working Papers*, 440.
- OFCE, Chauvin V., G. Dupont, É. Heyer, M. Plane et X. Timbeau, 2002, « Le modèle France de l'OFCE. La nouvelle version : *e-mod.fr* », *Revue de l'OFCE*, avril.
- OFCE, Blot C., M. Cochard, F. Reynès, 2007, « L'euro fort est-il apprécié ? », *Revue de l'OFCE*, 103, octobre.
- OFCE, Blot C., M. Cochard, 2008a, « L'énigme des exportations revisitée. Que faut-il retenir des données de panel ? », *Revue de l'OFCE*, 106, juillet.
- OFCE, Cochard M, 2008b, « Le commerce extérieur français à la dérive », *Revue de l'OFCE*, 106, juillet.
- Pain, N., A. Mourougane, F. Sédillot et L. Le Foulmer, 2005, « The New OECD International Trade Model », *Economics Department Working Papers* 440 (Paris: OECD).
- Senhadji, A. et C. Montenegro, 1999, « Time Series Analysis of Export Demand Equations: A Cross country Analysis », *IMF Staff Papers*, vol. 46(3) : 259-273.
- Villetelle 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*, 146 : 21-30.

ANNEXE

Une revue de la littérature des élasticités-prix de long terme du commerce extérieur

Tableau A1. Une revue de la littérature des élasticités-prix de long terme
du commerce extérieur pour la France

	Methodologie	Exportations (X)	Importations (M)	Prix des exportations (P_X)	Prix des importations (P_M)
France					
Estimations des auteurs	Séries temporelles, MCE, 1980-2013	0,58	0,88	0,55	0,72
Modèle <i>Mésange</i> (2010)	Séries temporelles, MCE, 1980-2005				
Secteur manufacturier		0,60	0,86	0,33 (c)	0,5 (c)
Secteur non manufacturier		0,64	0,52	0,48 (c)	0,5 (c)
Modèle <i>Mimosa</i> (1996)	Séries temporelles, MCE, 1965-1992	0,66	0,63	0,41	0,63
Modèle <i>Nigem</i>	Séries temporelles	0,63	0,59		
OFCE, <i>emod.fr</i> (2002)	Séries temporelles, MCE, 1980-2000	0,57	0,58	0,55	0,30
<i>Euromon</i> (2006)	Séries temporelles, MCE, 1970-1999	0,88	0,33	0,35	0,80
OCDE, <i>Murata et al.</i> (2000)	Séries temporelles, MCE, 1983-1997	0,60			
OCDE, <i>Pain et al.</i> (2005)	Séries temporelles, MCE, 1982-2002	0,57	0,28	0,28	0,51
<i>Bahmani et al.</i> (1998)	Séries temporelles, MCE, 1960-1992	0,74	0,42		
<i>Senhadji et al.</i> (1999)	Séries temporelles, MCE, 1960-1993	0,02			
<i>Caporale et al.</i> (1999)	Johansen, DOLS, 1960-1992	0,08	0,23		
<i>Caporale et al.</i> (1999)	Johansen, ARDL, 1960-1992	0,04	0,18		
<i>Hooper et al.</i> (2000)	Séries temporelles, MCE, 1970-1998	0,20	0,40		
BCE, <i>di Mauro et al.</i> (2005)	Séries temporelles, MCE, 1992-2003	0,54			
Banco de Espana (2003)	Séries temporelles, MCE, 1975-2001	0,41			

Tableau A1 (suite). Une revue de la littérature des élasticités-prix de long terme du commerce extérieur pour la France

	Méthodologie	Exportations (X)	Importations (M)	Prix des exportations (P_X)	Prix des importations (P_M)
France					
Bahmani <i>et al.</i> (2005)	Séries temporelles, ARDL, 1973-1998	0,04	0,09		
Bourquart <i>et al.</i> (2005)	Séries temporelles, MCE, 1980t3-2002t4	0,99	0,65		
Artus et Fontanié (2006)	Panel, MCQG, 1989-2003	0,58			
OFCE (2007)	Séries temporelles, MCE, 1980-2000	0,34			
OFCE (2008a)	Séries temporelles, MCE, 1980-2000	0,37			
OFCE (2008a)	Séries temporelles, VECM, 1983-2005	0,71			
OFCE (2008b)	Séries temporelles, MCE, 1983-2005	0,73			
Benett <i>et al.</i> (2008)	Séries temporelles, MCE, 1973-2006		0,35		
Algieri (2011)	Modèle composante inobservable, 78-2009	0,45			
Borey <i>et al.</i> (2013)	Séries temporelles, MCE	1,10 1995-2007	0,00 1980t3- 2011t4		
Héricourt <i>et al.</i> (2014)	Données entreprises, 1995-2005	0,51			

Tableau A2. Une revue de la littérature des élasticités-prix de long terme du commerce extérieur pour l'Allemagne

	Méthodologie	Exportations (X)	Importations (M)	Prix des exportations (P_X)	Prix des importations (P_M)
Allemagne					
Estimations des auteurs	Séries temporelles, MCE, 1990-2013	0,42	0,79	0,31	0,77
Modèle <i>Mimosa</i> (1996)	Séries temporelles, MCE, 1965-1992	0,94	0,82	0,14	0,55
Modèle <i>Nigem</i>	Séries temporelles	0,55	0,28		
OCDE, Murata <i>et al.</i> (2000)	Séries temporelles, MCE, 1976-1997	1,05			
OCDE, Pain <i>et al.</i> (2005)	Séries temporelles, MCE, 1982-2002	0,47	0,33	0,18	0,65
<i>Euromon</i> (2006)	Séries temporelles, MCE, 1970-1999	0,77	0,10	0,21	0,78
Anderton (1991)	Séries temporelles, 1971-1988	0,27			
Bahmani-Oskooe <i>et al.</i> (1998)	Séries temporelles, MCE, 1960-1992	0,75	0,55		
Caporale <i>et al.</i> (1999)	Johansen, DOLS, 1960-1992	0,11	0,60		
Caporale <i>et al.</i> (1999)	Johansen, ARDL, 1960-1992	0,10	0,64		
Hooper <i>et al.</i> (2000)	Séries temporelles, MCE, 1970-1998	0,30	0,06		
Banco de Espana (2003)	Séries temporelles, MCE, 1975-2001	1,08			
BCE, di Mauro <i>et al.</i> (2005)	Séries temporelles, MCE, 1992-2003	0,42			
Bahmani <i>et al.</i> (2005)	Séries temporelles, ARDL, 1973-1998	0,07	0,64		
Artus et Fontanié (2006)	Panel, MCQG, 1989-2003	0,61			
Benett <i>et al.</i> (2008)	Séries temporelles, MCE, 1973-2006		-0,04		
Algieri (2011)	Modèle composante inobservable, 78-2009	0,42			
Borey <i>et al.</i> (2013)	Séries temporelles, MCE	0,10 1995-2007	0,00 1991t2- 2012t3		

Tableau A3. Une revue de la littérature des élasticités-prix de long terme du commerce extérieur pour l'Italie

	Méthodologie	Exportations (X)	Importations (M)	Prix des exportations (P_X)	Prix des importations (P_M)
Italie					
Estimations des auteurs	Séries temporelles, MCE, 1990-2013	0,56	0,57	0,44	0,67
Modèle <i>Mimosa</i> (1996)	Séries temporelles, MCE, 1965-1992	1,25	1,53	0,57	0,65
Modèle <i>Nigem</i>	Séries temporelles	0,49	0,73		
OCDE, Murata <i>et al.</i> (2000)	Séries temporelles, MCE, 1976-1997	0,98			
OCDE, Pain <i>et al.</i> (2005)	Séries temporelles, MCE, 1982-2002	0,60	0,37	0,41	0,55
<i>Euromon</i> (2006)	Séries temporelles, MCE, 1970-1999	0,70	0,31	0,58	0,76
Anderton (1991)	Séries temporelles, 1971-1988	0,32			
Senhadji <i>et al.</i> (1999)	Séries temporelles, MCE, 1960-1993	0,14			
Caporale <i>et al.</i> (1999)	Johansen, DOLS, 1960-1992	0,93	0,71		
Caporale <i>et alli</i> (1999)	Johansen, ARDL, 1960-1992	0,47	0,74		
Bahmani-Oskooe <i>et al.</i> (1998)	Séries temporelles, MCE, 1960-1992	0,66	0,43		
Hooper <i>et al.</i> (2000)	Séries temporelles, MCE, 1970-1998	0,90	0,40		
Banco de Espana (2003)	Séries temporelles, MCE, 1975-2001	0,42			
BCE, di Mauro <i>et al.</i> (2005)	Séries temporelles, MCE, 1992-2003	0,42			
Bahmani <i>et al.</i> (2005)	Séries temporelles, ARDL, 1973-1998	0,33	0,01		
Artus et Fontanié (2006)	Panel, MCQG, 1989-2003	0,71			
Benett <i>et al.</i> (2008)	Séries temporelles, MCE, 1973-2006		0,09		
Algieri (2011)	Modèle composante inobservable, 78-2009	0,43			
Borey <i>et al.</i> (2013)	Séries temporelles, MCE	0,60 1991-2007	0,00 1993-2007		
Algieri (2014)	Séries temporelles, VECM, 1980-2012	0,70			

Tableau A4. Une revue de la littérature des élasticités-prix de long terme du commerce extérieur pour l'Espagne

	Méthodologie	Exportations (X)	Importations (M)	Prix des exportations (P _X)	Prix des importations (P _M)
Espagne					
Estimations des auteurs	Séries temporelles, MCE, 1990-2013	0,95	0,81	0,53	0,76
Modèle <i>Nigem</i>	Séries temporelles	0,31	0,82		
OCDE, Murata <i>et al.</i> (2000)	Séries temporelles, MCE, 1976-1997	1,40			
OCDE, Pain <i>et al.</i> (2005)	Séries temporelles, MCE, 1982-2002	1,05	0,60	0,28	0,82
<i>Euromon</i> (2006)	Séries temporelles, MCE, 1970-1999	0,70	0,38	0,33	0,75
Caporale <i>et al.</i> (1998)	Johansen, DOLS, 1960-1992	1,93	0,75		
Caporale <i>et al.</i> (1998)	Johansen, ARDL, 1960-1992	1,22	0,80		
Senhadji <i>et al.</i> (1999)	Séries temporelles, MCE, 1960-1993	0,18			
Bahmani-Oskooe <i>et al.</i> (1998)	Séries temporelles, MCE, 1960-1992	0,76	0,77		
Banco de Espana (2003)	Séries temporelles, MCE, 1975-2001	1,26			
BCE, di Mauro <i>et al.</i> (2005)	Séries temporelles, MCE, 1992-2003	0,58			
Bahmani <i>et al.</i> (2005)	Séries temporelles, ARDL, 1973-1998	1,08	3,60		
Artus et Fontanié (2006)	Panel, MCQG, 1989-2003	1,01			
Benett <i>et al.</i> (2008)	Séries temporelles, MCE, 1973-2006		0,28		
Borey <i>et al.</i> (2013)	Séries temporelles, MCE	1,00	-		
Algieri (2011)	Modèle composante inobservable, 78-2009	0,78			
Algieri (2014)	Séries temporelles, VECM, 1980-2012	2,05			

Tableau A5. Une revue de la littérature des élasticités-prix de long terme du commerce extérieur pour le Royaume-Uni

	Méthodologie	Exportations (X)	Importations (M)	Prix des exportations (P_X)	Prix des importations (P_M)
Royaume-Uni					
Estimations des auteurs	Séries temporelles, MCE, 1980-2013	0,73	0,55	0,53	0,80
Modèle <i>Mimosa</i> (1996)	Séries temporelles, MCE, 1965-1992	0,70	1,33	0,25	0,59
Modèle <i>Nigem</i>	Séries temporelles	0,47	0,43		
OCDE, Murata <i>et al.</i> (2000)	Séries temporelles, MCE, 1976-1997	1,58			
OCDE, Pain <i>et al.</i> (2005)	Séries temporelles, MCE, 1982-2002	0,60	0,28	0,47	0,79
<i>Euromon</i> (2006)	Séries temporelles, MCE, 1970-1999	0,72	0,32	0,33	0,83
Anderton (1991)	Séries temporelles, 1971-1988	0,47			
Caporale <i>et al.</i> (1998)	Johansen, DOLS, 1960-1992	0,19	0,27		
Caporale <i>et al.</i> (1998)	Johansen, ARDL, 1960-1992	0,29	0,63		
Senhadji <i>et al.</i> (1999)	Séries temporelles, MCE, 1960-1993	0,35			
Bahmani-Oskooe <i>et al.</i> (1998)	Séries temporelles, MCE, 1960-1992	0,36	0,28		
Hooper <i>et al.</i> (2000)	Séries temporelles, MCE, 1970-1998	1,60	0,60		
Bahmani <i>et al.</i> (2005)	Séries temporelles, ARDL, 1973-1998	3,53	1,17		
Artus et Fontanié (2006)	Panel, MCQG, 1989-2003	0,79			
Algieri (2011)	Modèle composante inobservable, 78-2009	0,44			
Borey <i>et al.</i> (2013)	Séries temporelles, MCE	0,50 1991t4- 2005	0,40 1991t1- 2005t1		

Tableau A6. Une revue de la littérature des élasticités-prix de long terme du commerce extérieur pour les États-Unis

	Méthodologie	Exportations (X)	Importations (M)	Prix des exportations (P_X)	Prix des importations (P_M)
États-Unis					
Estimations des auteurs	Séries temporelles, MCE, 1990-2013	0,74	0,72	0,27	0,63
Modèle <i>Mimosa</i> (1996)	Séries temporelles, MCE, 1965-1992	0,91	1,44	0,09	0,50
Modèle <i>Nigem</i>	Séries temporelles	0,52	0,91		
OCDE, Murata <i>et al.</i> (2000)	Séries temporelles, MCE, 1976-1997	0,56			
OCDE, Pain <i>et al.</i> (2005)	Séries temporelles, MCE, 1982-2002	0,60	0,33	0,08	0,36
<i>Euromon</i> (2006)	Séries temporelles, MCE, 1970-1999	0,80	0,73	0,43	0,83
Anderton (1991)	Séries temporelles, 1971-1988	0,65			
Caporale <i>et al.</i> (1998)	Johansen, DOLS, 1960-1992	0,63	0,53		
Caporale <i>et al.</i> (1998)	Johansen, ARDL, 1960-1992	1,36	0,23		
Senhadji <i>et al.</i> (1999)	Séries temporelles, MCE, 1960-1993	0,73			
Bahmani-Oskooe <i>et al.</i> (1998)	Séries temporelles, MCE, 1960-1992	1,60	0,34		
Hooper <i>et al.</i> (2000)	Séries temporelles, MCE, 1970-1998	1,50	0,30		
Bahmani <i>et al.</i> (2005)	Séries temporelles, ARDL, 1973-1998	2,35	1,53		
Artus et Fontanié (2006)	Panel, MCQG, 1989-2003	0,78			
Algieri (2011)	Modèle composante inobservable, 78-2009	0,41			