

ÉLASTICITÉS-PRIX DU COMMERCE INTERNATIONAL

NOUVELLES ESTIMATIONS MACRO-ÉCONOMÉTRIQUES POUR SIX GRANDS PAYS

Bruno Ducoudré, Iris Guezennec*, Éric Heyer, Chloé Lavest et Lucas Pérez*****
Sciences Po, OFCE

Dans cet article, nous évaluons sur données agrégées les élasticités-prix du commerce international pour six grands pays développés : la France, l'Allemagne, l'Italie, l'Espagne, le Royaume-Uni et les États-Unis. Ces estimations actualisent les travaux de [Ducoudré et Heyer \(2014\)](#). Si elles s'appuient pour l'essentiel sur les données fournies par la comptabilité nationale, la demande adressée pour chaque pays est issue d'une nouvelle base de données construite à l'OFCE retraçant les flux de commerce et les prix au niveau mondial dans 43 zones géographiques. Celle-ci ne se limite plus aux seuls flux de marchandises comme cela était le cas dans nos anciens travaux mais intègre désormais les échanges de services, ces derniers restant toujours très dynamiques sur la période récente et représentant une part de plus en plus importante dans le commerce mondial.

Il ressort de nos estimations qu'en termes de volume d'exportations, l'Italie et l'Espagne sont les 2 pays les plus sensibles à une variation des prix relatifs. Concernant les élasticités-prix des prix à l'exportation, ce sont les États-Unis qui se singularisent, avec une élasticité de 0,23, soit bien en-dessous de celles estimées pour les autres pays qui se situent aux alentours de 0,5, reflétant ainsi le pouvoir de marché des firmes américaines. S'agissant des importations, l'Espagne et le Royaume-Uni ont l'élasticité-prix la plus élevée (respectivement 0,92 et 0,99). Ces deux pays sont aussi ceux qui connaissent la diminution la plus importante du volume de leurs importations, comparée aux autres pays étudiés, à la suite d'une dépréciation de 10 % du taux de change de leur devise par rapport à leurs concurrents, une fois pris en compte l'ajustement des prix d'importations.

Mots clés : élasticités-prix, taux de change, *pass through*, commerce international.

* Stagiaire à l'OFCE et Université Paris II Panthéon-Assas.

** Stagiaire à l'OFCE et ENSAE ParisTech.

*** Stagiaire à l'OFCE et ENS Paris-Saclay.

La multiplication récente des mesures protectionnistes, les mouvements imprévisibles des taux de change et la course à la compétitivité renouvelée impliquent de poursuivre les réflexions portant sur l'impact macroéconomique de l'environnement international sur l'évolution des économies.

L'impact de l'environnement international sur une économie dépend largement de la demande qui lui est adressée par ses partenaires, de la sensibilité de ses exportations à l'évolution des prix relatifs, de sa position géographique et de son positionnement en termes de qualité des biens et services exportés. Dans ce cadre, l'estimation des élasticités-prix des importations et exportations revêt une importance particulière puisque de ses résultats découlent des recommandations différentes en matière de politique économique : évaluation des gains au commerce international, ajustements internes (ou en matière de taux de change) à effectuer pour équilibrer la balance commerciale (Ducoudré *et al.*, 2018). Le commerce international dépend également de la sensibilité des prix d'exportations et d'importations à l'évolution des taux de change, le *pass-through*. En ce sens, un ensemble de travaux montre que le *pass-through* n'est pas intégral et varie selon la position concurrentielle des économies à l'échelle internationale (Bussière *et al.*, 2014 ; Campa et Goldberg, 2005 ; Leigh *et al.*, 2017 ; Menon, 1995).

Dans cet article, nous nous focalisons sur l'estimation des élasticités-prix du commerce international pour six grands pays développés : la France, l'Allemagne, l'Italie, l'Espagne, le Royaume-Uni et les États-Unis. La modélisation des volumes et des prix d'exportations et d'importations repose sur des fondements du comportement de demande selon lesquels les biens produits localement et ceux importés sont imparfaitement substituables¹ et la fixation des prix repose sur un arbitrage des exportateurs entre maintien de la compétitivité et préservation des marges. Ces estimations actualisent les travaux de Ducoudré et Heyer (2014). Si elles s'appuient pour l'essentiel sur les données fournies par la comptabilité nationale, la demande adressée pour chaque pays est issue d'une nouvelle base de données construite à l'OFCE retraçant les flux de commerce et les prix au niveau mondial

1. Cette hypothèse permet, d'un point de vue théorique, d'admettre une élasticité des prix finie. Pour plus de détails sur les fondements théoriques de ce type de modèle, le lecteur pourra se référer à l'article fondateur de Armington (1969).

dans 43 zones géographiques. Cette base de données ne se limite plus aux seuls flux de marchandises comme cela était le cas dans nos anciens travaux mais intègre désormais les échanges de services, ces derniers restant toujours très dynamiques sur la période récente et représentant une part de plus en plus importante dans le commerce mondial. Effectivement, comme l'a mis en exergue le FMI (2015)², au cours des trois dernières décennies, le commerce international a augmenté plus rapidement que la croissance mondiale. La valeur des exportations mondiales de marchandises est passée de 2 000 à 18 000 milliards de dollars entre 1980 et 2013, soit une croissance de 6,8 % par an. Sur la même période, la valeur des exportations mondiales de services commerciaux a augmenté d'environ 8% en passant de 370 à 4 600 milliards de dollars.

Nos estimations sont réalisées au niveau le plus agrégé. Un ensemble de travaux récents montre toutefois que la sensibilité des échanges aux prix est généralement plus élevée lorsqu'elle est estimée sur des données microéconomiques³ (par type de biens échangés ou par entreprises (Bas *et al.*, 2017 ; Fontagné *et al.*, 2018 ; Ossa, 2015 ; Simonovska et Waugh, 2014). Les élasticités peuvent également différer selon le type de choc considéré : choc sur les droits de douane, sur les taux de change ou sur les prix des biens échangés. Lorsque les chocs affectent simultanément l'ensemble des entreprises, par exemple en cas de choc sur le taux de change, la sensibilité serait plus faible (Fontagne, Martin et Orefice, 2018). Nous ne traitons pas de cette question ici. Nous n'estimons qu'une seule élasticité-prix en considérant uniquement les chocs qui touchent l'ensemble des économies au niveau agrégé. Cela revient à supposer que nos variables d'intérêt réagissent de la même manière face à une variation de la compétitivité-prix, que celle-ci soit issue d'une modification des taux de change, des tarifs douaniers ou des prix exprimés en monnaie nationale.

L'article est organisé comme suit : la première section présente brièvement le cadre théorique dans lequel nous conduisons nos estimations. La deuxième section détaille les données utilisées et la méthode d'estimation, avant de présenter les résultats et de les comparer avec ceux issus d'articles les plus récents. En fin, dans la dernière section, nous étudions l'effet d'un gain de compétitivité-prix

2. FMI, 2015, « Review of the role of trade in the work of the fund », *Policy Paper IMF*, février.

3. Pour plus de détails, se référer à l'encadré 1.

de 10 % sur le bloc du commerce extérieur pour chacun des six pays étudiés.

1. Modélisation du commerce extérieur : cadre théorique

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-Samuelson), 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 volume⁴, nous avons substitué au revenu réel une variable de demande (demande intérieure pour les importations, demande mondiale adressée au pays considéré 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 domestique et de prix étranger. Dans nos équations, nous contraignons à l'unité la somme des deux élasticités.

4. Les grandeurs exprimées en volume sont ici celles publiées en prix constants de 2010 et non aux prix de l'année précédente chaînés.

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

$$\begin{cases} X_t = f_1 \left((DM)_t^\alpha, \left(\frac{P_{EX} \cdot e}{P_X} \right)_t^{\varepsilon_X} \right) \\ M_t = f_2 \left((DI)_t^\beta, \left(\frac{P_{VA}}{P_{Mt}} \right)_t^{\varepsilon_M} \right) \\ P_{Xt} = f_3 \left((P_{VA})_t^{\omega_{PX}}, \left(\frac{P_{EX} \cdot e}{P_{VA}} \right)_t^{\varepsilon_{PX}} \right) \\ P_{Mt} = f_4 \left((P_{VA})_t^{\omega_{PM}}, \left(\frac{P_{EM} \cdot e}{P_{VA}} \right)_t^{\varepsilon_{PM}} \right) \end{cases}$$

Avec :

- X : Exportations en biens et services, en volume
- DM : 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_{EX} : Prix des exportations des concurrents en dollars
- P_{EM} : Prix des importations en dollars
- e : Taux de change

2. Estimations

2.1. Données

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 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 taxes 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.

2.2. Méthode d'estimation

Les différentes équations ont été modélisées sous la forme de Modèles à Correction d'Erreur (MCE). Les estimations sont menées sur données trimestrielles et sur des périodes spécifiques à chaque pays. Les données sont généralement disponibles entre 1980 et 2018 pour la France. Pour les autres pays, les estimations débutent généralement en 1990.

Avant de détailler les résultats, signalons que nous avons introduit dans certaines relations de long terme des tendances linéaires afin de capter l'ensemble des éléments non pris en compte dans le modèle standard (comme la tendance à l'ouverture internationale de pays émergents). Ces tendances peuvent ainsi correspondre à la période au cours de laquelle les exportations des pays émergents (Chine, autres Asie, PECO, Russie, pays de l'OPEP) ont connu une accélération rapide. Nous avons retenu principalement des tendances débutant soit au début des années 1980 soit durant les années 1990, et finissant vers la fin des années 2000, notamment au moment de la crise des *subprime* (cf. Annexe 2, tableau A2.1).

2.3. Résultats

Les résultats sont résumés dans les tableaux 1 à 4 suivants. Les forces de rappel des modèles à correction d'erreur (MCE) sont toutes statistiquement significatives. Les élasticités estimées sont toutes de signe attendu. Les résidus sont normaux (test de Bera-Jarque), ne sont pas autocorrélés (tests LM d'autocorrélation à l'ordre 1 et à l'ordre 4) et généralement homoscedastiques. En cas d'hétéroscedasticité, la matrice des variances-covariances a été corrigée par la méthode de White.

Par ailleurs les simulations dynamiques de l'ensemble de nos équations sont reproduits en annexe 1 (graphiques A1.1 à A1.6).

Une comparaison de nos résultats avec deux études récentes de la Banque de France et de la BCE (respectivement Bussière *et al.*, 2016 et Dieppe *et al.*, 2012), et avec ceux antérieurs de l'OFCE (Ducoudré et Heyer, 2014) a été menée. Les résultats concernant les équations d'importations sont reportés en annexe 1 (graphique A1.7 et A1.8) tandis que ceux relatifs aux exportations sont commentés dans les sections qui suivent.

Tableau 1. Exportations en volume

	Allemagne	France	Italie	Espagne	Royaume-Uni	États-Unis
Période d'estimation	1993t1 - 2018t4	1980t1 - 2018t4	1992t1 - 2018t4	1990t2 - 2018t4	1990t1 - 2018t4	1990t1 - 2018t4
Force de rappel	-0,255*** (-4,91)	-0,152*** (-5,08)	-0,107*** (-4,22)	-0,063*** (-4,01)	-0,257*** (-5,39)	-0,188** (-4,22)
Élasticités de long terme						
Demande adressée α	1 c	1 c	1 c	1 c	1 c	1 c
Élasticité-prix ε_X	0,41 (6,58)	0,42 (3,55)	1,21 (4,37)	1,74 (4,29)	0,36 (2,22)	0,54 (4,33)
Trend		-0,007 (-13,88)	-0,007 (-14,73)		-0,006 (-14,04)	-0,011 (-11,58)
R ² ajusté	0,68	0,44	0,69	0,67	0,51	0,64
SER	0,013	0,014	0,013	0,014	0,019	0,012
SSR	0,017	0,027	0,017	0,019	0,037	0,015
LM(1)	-0,77 [p > 0,44]	0,53 [p > 0,60]	-0,63 [p > 0,53]	-1,57 [p > 0,12]	0,046 [p > 0,96]	-0,02 [p > 0,99]
LM(4)	-1,09 [p > 0,28]	-1,51 [p > 0,13]	-1,40 [p > 0,17]	-0,89 [p > 0,37]	1,38 [p > 0,17]	-1,40 [p > 0,17]
ARCH(4)	0,67 [p > 0,51]	-1,11 [p > 0,27]	0,56 [p > 0,58]	0,96 [p > 0,34]	-1,23 [p > 0,22]	0,36 [p > 0,72]
Bera-Jarque	0,27 [p > 0,87]	1,97 [p > 0,37]	1,06 [p > 0,59]	3,15 [p > 0,21]	1,67 [p > 0,43]	0,84 [p > 0,66]

Note : les T de Student des coefficients sont rapportés entre parenthèses. Les p-value des tests sur les résidus du MCE sont rapportées entre crochets. *, **, *** : significatifs aux seuils de 10, 5 et 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). c : contraint.

Source : calculs des auteurs.

Tableau 2. Importations en volume

	Allemagne	France	Italie	Espagne	Royaume-Uni	États-Unis
Période d'estimation	1990t1 - 2018t4	1980t1 - 2018t4	1992t3 - 2018t2	1990t3 - 2018t4	1980t1 - 2018t4	1990t1 - 2018t4
Force de rappel	-0,255*** (-4,13)	-0,063*** (-4,39)	-0,161*** (-4,23)	-0,107*** (-4,11)	-0,073 (-3,35)	-0,101*** (-5,51)
Demande intérieure β	1 c	1 c	1 c	1 c	1 c	1 c
Élasticité-prix ε_M	0,38 (3,18)	0,70 (6,79)	0,67 (3,17)	0,92 (3,06)	0,99 (5,70)	0,62 (3,12)
Trend	0,0048 // 0,0044 (4,17) // (4,70)	0,010 (4,38)	0,009 (3,26)	0,009 (3,96)		0,003 (1,98)
R ² ajusté	0,62	0,61	0,49	0,85	0,43	0,71
SER	0,013	0,011	0,017	0,011	0,020	0,011
SSR	0,013	0,016	0,028	0,012	0,058	0,013
LM(1)	0,22 [p > 0,82]	0,07 [p > 0,94]	-0,50 [p > 0,61]	1,00 [p > 0,32]	-0,24 [p > 0,81]	-1,19 [p > 0,24]
LM(4)	1,45 [p > 0,15]	0,18 [p > 0,86]	-1,02 [p > 0,31]	0,27 [p > 0,79]	-1,16 [p > 0,25]	-0,29 [p > 0,77]
ARCH(4)	1,00 [p > 0,32]	1,20 [p > 0,23]	-1,04 [p > 0,30]	0,25 [p > 0,80]	-1,52 [p > 0,13]	0,03 [p > 0,98]
Bera-Jarque	0,03 [p > 0,98]	2,12 [p > 0,35]	0,52 [p > 0,77]	0,36 [p > 0,83]	1,70 [p > 0,43]	0,52 [p > 0,77]

Note : les T de Student des coefficients sont rapportés entre parenthèses. Les p-value des tests sur les résidus du MCE sont rapportées entre crochets. *, **, *** : significatifs aux seuils de 10, 5 et 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). c : contraint.

Source : calculs des auteurs.

Tableau 3. Prix d'exportation

	Allemagne	France	Italie	Espagne	Royaume-Uni	États-Unis
Période d'estimation	1990t1 - 2018t4	1980t1 - 2018t4	1991t1 - 2018t4	1990t3 - 2018t4	1990t1 - 2018t4	1990t1 - 2018t4
Force de rappel	-0,028*** (-4,25)	-0,109*** (-3,85)	-0,1004** (-3,88)	-0,162*** (-4,53)	-0,420** (-6,29)	-0,141** (-3,98)
Élasticité-prix ε_{p_x}	0,37 (2,56)	0,45 (11,03)	0,46 (8,51)	0,39 (6,62)	0,55 (25,17)	0,23 (5,43)
Trend	-0,023 (-5,33)	-0,003 (-18,00)		-0,001 (-4,56)	-0,001 (-14,04)	-0,004 (-11,24)
R ² ajusté	0,57	0,76	0,81	0,60	0,57	0,83
SER	0,003	0,005	0,004	0,008	0,011	0,005
SSR	0,001	0,004	0,002	0,007	0,013	0,002
LM(1)	-0,78 [p > 0,44]	0,24 [p > 0,81]	1,11 [p > 0,27]	-0,54 [p > 0,59]	0,99 [p > 0,32]	0,15 [p > 0,70]
LM(4)	0,22 [p > 0,83]	0,75 [p > 0,45]	-0,57 [p > 0,57]	0,76 [p > 0,45]	-1,54 [p > 0,13]	2,14 [p > 0,71]
ARCH(4)	0,77 [p > 0,44]	0,32 [p > 0,75]	-0,34 [p > 0,73]	1,49 [p > 0,14]	-0,52 [p > 0,61]	0,36 [p > 0,72]
Bera-Jarque	1,50 [p > 0,47]	0,25 [p > 0,88]	1,02 [p > 0,60]	0,29 [p > 0,86]	0,46 [p > 0,795]	0,24 [p > 0,89]

Note : les T de Student des coefficients sont rapportés entre parenthèses. Les p-value des tests sur les résidus du MCE sont rapportées entre crochets. *, **, *** : significatifs aux seuils de 10, 5 et 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).

Source : calculs des auteurs.

Tableau 4. Prix d'importation

	Allemagne	France	Italie	Espagne	Royaume-Uni	États-Unis
Période d'estimation	1990t1 - 2018t4	1980t1 - 2018t4	1996t2 - 2018t4	1990t1 - 2018t4	1990t1 - 2018t4	1990t1 - 2018t4
Force de rappel	-0,0677*** (-4,53)	-0,081** (-3,61)	-0,202** (-4,17)	-0,278*** (-4,18)	-0,188** (-5,69)	-0,134** (-4,11)
Élasticité-prix ε_{PM}	0,67 (5,64)	0,56 (5,24)	0,36 (7,068)	0,69 (7,72)	0,63 (15,35)	0,57 (7,45)
Trend	-0,004 (-4,74)	-0,004 (-11,98)	-0,002 (-16,67)	-0,01 (-8,05)	-0,004 (-22,96)	-0,007 (-18,24)
R ² ajusté	0,59	0,70	0,70	0,57	0,73	0,74
SER	0,006	0,007	0,005	0,015	0,008	0,009
SSR	0,004	0,007	0,002	0,024	0,007	0,009
LM(1)	-1,54 [p > 0,13]	0,34 [p > 0,74]	0,31 [p > 0,76]	0,69 [p > 0,49]	-0,52 [p > 0,60]	-0,33 [p > 0,74]
LM(4)	0,11 [p > 0,91]	0,17 [p > 0,86]	0,83 [p > 0,41]	0,81 [p > 0,42]	-0,74 [p > 0,46]	0,41 [p > 0,68]
ARCH(4)	0,73 [p > 0,46]	1,85 [p > 0,07]	2,38 [p > 0,02]	1,24 [p > 0,22]	-1,05 [p > 0,30]	0,18 [p > 0,86]
Bera-Jarque	1,98 [p > 0,37]	1,91 [p > 0,38]	2,21 [p > 0,33]	0,26 [p > 0,88]	0,56 [p > 0,75]	3,22 [p > 0,20]

Note : les T de Student des coefficients sont rapportés entre parenthèses. Les p-value des tests sur les résidus du MCE sont rapportées entre crochets. *, **, *** : significatifs aux seuils de 10, 5 et 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).

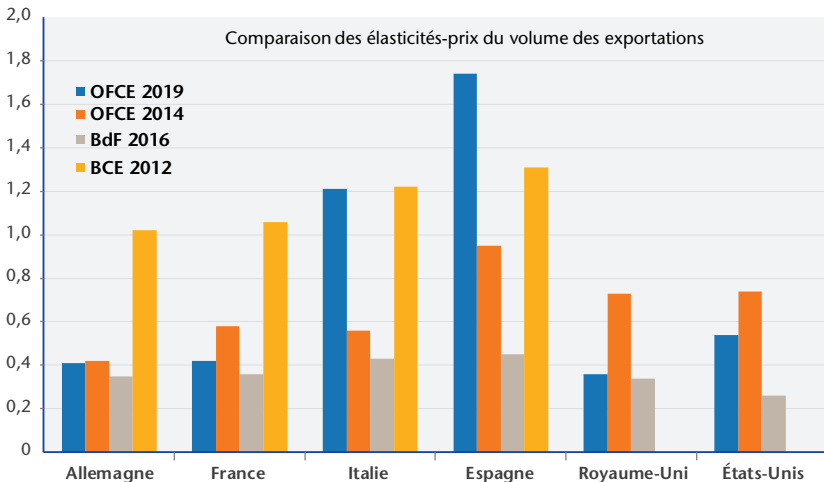
Source : calculs des auteurs.

2.3.1. Équation en volume des exportations de biens et services

L'élasticité allemande est la seule qui présente une stabilité temporelle aussi marquée, avec des valeurs qui ne sont pas statistiquement différentes entre 2014 et aujourd'hui. Cela implique également que si l'élasticité des exportations allemandes n'est plus la plus faible en valeur absolue, elle reste basse par rapport aux autres pays considérés. Ce constat se retrouve d'ailleurs dans l'étude de la Banque de France.

Dans le cas de l'Italie, nos résultats sont plus proches de ceux de la BCE où les valeurs avoisinent 1,2 et placent l'élasticité des exportations italiennes en seconde position derrière celle des exportations espagnoles (1,74). Les élasticités-prix des exportations italiennes et espagnoles affichent globalement un doublement par rapport aux valeurs de 2014. Dans le cas de l'Espagne, une partie de cette large variation peut également provenir de la suppression de la tendance présente dans la spécification retenue par Ducoudré et Heyer (2014).

Graphique 1. Comparaison des élasticités-prix du volume des exportations



Sources : Bussière, Gaulier et Steingress (2016) ; Dieppe, Padiella et Willman (2012) ; Ducoudré et Heyer (2014), calculs des auteurs.

Le Royaume-Uni est le pays qui présente la baisse la plus prononcée par rapport à Ducoudré et Heyer (2014), à 0,36 contre 0,73 précédemment. Cela provient en partie de la modification de la période d'estimation : celle-ci a été allongée jusqu'en 2018, et démarre désormais en 1990. L'élasticité des exportations britanniques est ainsi la plus faible parmi les pays considérés.

Enfin, dans le cas des États-Unis, l'élasticité est plus faible que celle obtenue par Ducoudré et Heyer (2014), passant de 0,74 à 0,54, avec pour différences principales les données portant désormais sur l'ensemble des biens et services, et l'allongement de la période d'estimation. Elle reste toutefois plus élevée que celle obtenue par la Banque de France qui était de 0,26.

Encadré 1. Élasticités micro-économiques versus élasticités macro-économiques

Dans cet article, nous nous plaçons au niveau macroéconomique en considérant que les variations de taux de change, des tarifs douaniers et des prix relatifs (hors variation des taux de change) ont le même impact sur les volumes d'exportations. Cette hypothèse est néanmoins remise en question par Ruhl (2008) qui soulève l'existence d'une « énigme des élasticités internationales » (*international elasticity puzzle*): les élasticités obtenues à partir de variations du taux de change sont bien plus faibles que celles obtenues à partir de variations des tarifs douaniers, suivant respectivement les travaux de Backus, Kehoe et Kydland (1994) qui trouvent une élasticité de 1,5 et ceux de Simonovska et Waugh (2014) qui obtiennent une élasticité de 5. Fontagné *et al.* (2018) trouvent pour leur part que les élasticités calculées à partir de variations des prix relatifs sont plus élevées que les deux précédentes.

Les calculs des gains liés au développement des échanges étant déterminés par la valeur de l'élasticité au commerce international (Arkolakis *et al.*, 2012), la question de la réconciliation entre les différentes estimations est au centre du débat économique. De nombreux papiers se concentrent sur le problème de l'agrégation des données et apportent des réponses différentes à l'énigme des élasticités internationales.

Comme le rappellent Head et Mayer (2014), utiliser une élasticité moyenne – en d'autres termes, ne pas prendre en compte l'hétérogénéité entre secteurs – revient à sous-estimer largement les gains liés au développement du commerce international. Ossa (2015) considère le passage d'une situation d'autarcie vers une situation au niveau de libéralisation de 2007. Il remarque ainsi que la prise en compte de l'hétérogénéité intersectorielle dans les élasticités commerciales, elles-mêmes dépendant des élasticités de substitution incluant des variations intersectorielles, peut amplifier les gains des échanges, en faisant passer de 16,9 % à 55,9 % les gains liés à la libéralisation des échanges. La prise en compte de l'hétérogénéité des secteurs n'est cependant pas l'unique problème lié à l'agrégation des données. Bas, Mayer et Thoenig (2017) remettent en question l'utilisation généralisée de la loi de Pareto afin de modéliser des différences de productivité entre firmes : celle-ci conduit à neutraliser les effets de la marge

intensive (ajustement de la quantité produite par firme) au détriment de l'unique marge extensive (nombre de firmes exportatrices). Or, ils montrent que l'importance de la marge extensive décroît à mesure que le marché destinataire s'ouvre. Ils préconisent, à partir d'une équation de gravité, l'utilisation d'une loi log-normale comme alternative à l'approche Pareto afin d'évaluer la réponse non unique des exportations d'une firme face aux changements des coûts commerciaux. Effectivement, sous Pareto, l'élasticité commerciale (*i.e.* la réponse des flux commerciaux, ici les exportations, face à la variation des coûts commerciaux) devient constante et ne reflète que la dispersion dans la distribution de la productivité d'une firme. Or les élasticités bilatérales agrégées au niveau de la firme sont loin d'être constantes. Au sein même de la firme, Berthou et Fontagné (2016) plaident pour la prise en compte des effets de composition du *mix* de produits exportés qui affectent l'élasticité. Ludema et Yu (2016) étudient l'effet de la productivité des firmes sur leurs comportements de fixation des prix. Ils étudient en particulier la réponse des prix d'exportations des États-Unis qui augmentent face aux réductions des tarifs douaniers au niveau de la firme, en prenant en considération à la fois la productivité et la qualité des produits. Ils mettent en avant le fait que les firmes les plus productives sont celles qui ont une plus faible élasticité d'absorption tarifaire. Cette dernière diminue avec la productivité de la firme pour les produits de haute qualité et augmente avec la productivité de la firme pour les produits de faible qualité.

Globalement, les études empiriques estimant les élasticités-prix des exportations à partir de données de firmes ou de produits aboutissent à des élasticités plus élevées. Toutefois, ces valeurs ne sont pas nécessairement en contradiction avec des élasticités plus faibles au niveau macroéconomique : les chocs affectant les économies dans leur ensemble pourraient entraîner une réaction plus faible des entreprises exportatrices au niveau agrégé puisqu'elles sont alors toutes soumises au même choc⁵.

2.3.2. Équations des prix des exportations

Nous détaillons maintenant les estimations de l'élasticité-prix des prix à l'exportation. Les estimations portent sur la période allant de 1990 à 2018, excepté pour la France où la période d'estimation débute en 1980.

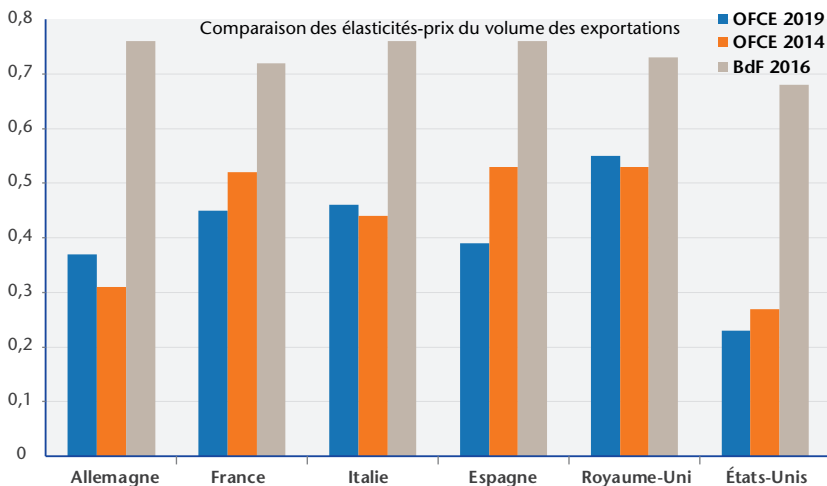
5. Par exemple, en cas de choc positif de compétitivité pour une entreprise locale, celle-ci pourrait gagner en parts de marché au détriment pour partie d'autres entreprises locales qui exportent sur les mêmes marchés, ce qui n'est plus le cas si toutes les entreprises locales sont touchées par le même choc.

Afin de comprendre les effets d'une variation de l'euro sur le commerce extérieur, on s'intéresse au comportement de prix des firmes exportatrices : soit elles choisissent de reconstituer (*respectivement comprimer*) leurs marges lorsque leur monnaie se déprécie (*respectivement s'apprécie*), soit elles choisissent de répercuter l'intégralité des variations de change dans leurs prix (*complete exchange rate pass-through*). Une élasticité-prix de 0,5 reflète ainsi un comportement de prix des entreprises médian entre le *pass through* et le *pricing to market*. Nos résultats (tableau 3) reflètent ce comportement pour la France (0,45), l'Italie (0,46) et le Royaume-Uni (0,55).

Si l'on compare les élasticités obtenues au sein de l'échantillon de pays, nos résultats indiquent une élasticité-prix en Allemagne et en Espagne mais surtout aux États-Unis (0,23) largement inférieure à celles des autres pays étudiés, et proche de celle obtenue dans Ducoudré et Heyer (2014). Cette faible élasticité indique un plus grand pouvoir de marché, notamment des firmes exportatrices américaines.

Globalement, les résultats sont très proches de ceux reportés dans Ducoudré et Heyer (2014), et toujours inférieurs à ceux de la Banque de France (graphique 2).

Graphique 2. Comparaison des élasticités-prix des prix des exportations



Sources : Bussière et al. (2016) ; Ducoudré et Heyer (2014), calculs des auteurs.

3. Simulations dynamiques des réactions au taux de change

3.1. Les résultats de la simulation d'une dépréciation

Quelles conséquences aurait sur son commerce extérieur un gain de compétitivité-prix d'un pays par rapport à l'ensemble de ses concurrents ? Afin de répondre à cette question, nous simulons les effets d'un gain de compétitivité-prix de 10 % de chaque pays par rapport à l'ensemble de ses concurrents dans un modèle incorporant les équations présentées auparavant. Le choc intervient à la première période (premier trimestre) et est maintenu tout au long de la simulation. Nous faisons 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. Ainsi, nous mesurons l'impact de ce gain sur les exportations et les importations en volume ainsi que sur les prix des exportations et des importations (hors énergies ; tableau 5). Dans les cas des États-Unis et du Royaume-Uni, le choc s'apparente à une dépréciation du taux de change contre l'ensemble des autres monnaies. Ce n'est pas le cas pour les pays membres de la zone euro : pour eux le choc correspond à la situation dans laquelle tous les prix d'exportation des concurrents exprimés en euro augmenteraient de 10 %.

Tableau 5. Effets à 10 ans d'une dépréciation de 10 % du taux de change effectif nominal

En %, écart au compte central

	Exportations	Importations	Prix des exportations	Prix des importations hors énergie	Condition de Marshall-Lerner (S)
DEU	2,79	-2,30	2,95	6,20	0,2
FRA	2,19	-3,32	4,43	5,50	0,5
ITA	6,68	-2,30	4,49	3,54	1,0
ESP	9,07	-5,85	3,79	6,80	1,4
USA	4,05	-3,29	2,22	5,59	0,4
GRB	1,56	-5,39	5,39	6,19	0,7

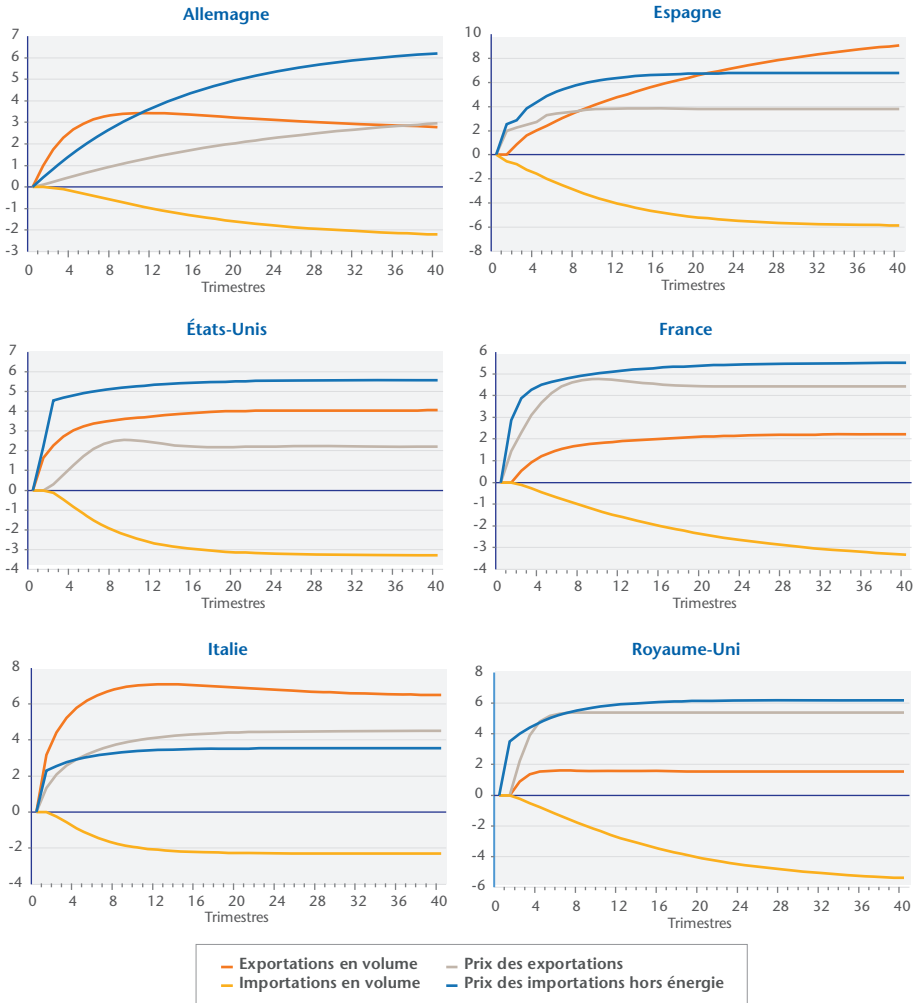
Note : Après une dévaluation, en supposant un taux de couverture unitaire en valeur, l'effet à long terme sur le solde commercial sera positif, si la condition dite de « Marshall-Lerner » ou encore de « théorème des élasticités critiques » est positive. Cette condition généralisée s'écrit : $S = \varepsilon_{p_x} + ((1 - \varepsilon_{p_x}) * \varepsilon_x) - (\varepsilon_{p_M} * (1 - \varepsilon_M))$.

Source : calculs des auteurs.

Avant de commenter plus en détail nos résultats, notons que pour chacun des pays étudiés, la condition dite « de Marshall-Lerner » ou encore théorème des élasticités critiques est vérifiée ($S > 0$). Une déva-

luation (respectivement une appréciation) conduit alors, toutes choses égales par ailleurs, à une amélioration (respectivement dégradation) du solde commercial. Autrement dit, les effets positifs (négatifs) des gains de compétitivité sur les volumes l'emportent sur les effets négatifs (positifs) associés à la dégradation des termes de l'échange.

Graphique 3. Impact d'un gain de compétitivité de 10 % sur l'ensemble des concurrents pour chaque pays



Source : calculs des auteurs.

Tout gain de compétitivité-prix d'un pays conduit à une hausse du volume des exportations de ce pays. En effet, toutes choses égales par ailleurs, à la suite du choc, le prix relatif des exportations diminue. Cela augmente la demande pour ses exportations. Cependant, le prix des exportations est également affecté à la hausse par le comportement de *pricing* des exportateurs qui ont tendance à rétablir une partie de leurs marges. De ce fait, la hausse de la demande étrangère est atténuée par la hausse du prix pratiquée par les firmes exportatrices. En ce qui concerne les importations, le gain de compétitivité sur le marché national se traduit par une hausse des prix d'importations et donc une baisse des volumes importés. On observe par ailleurs que le prix des importations augmente mais proportionnellement moins que les gains de compétitivité : la transmission des gains de compétitivité sur le prix des importations est incomplète (*incomplete pass-through*). Du fait de la hausse du prix des importations, les volumes importés diminuent.

À long terme, ce sont l'Espagne et l'Italie qui bénéficient le plus en matière de volumes exportés. Le Royaume-Uni est le pays dont les exportations augmentent le moins (tableau 5, colonne 1). Cela s'explique par les valeurs des élasticités-prix des volumes d'exportation qui s'élèvent à 1,21 et 1,74 pour l'Italie et l'Espagne respectivement et 0,36 pour le Royaume-Uni (tableau 1). D'autre part, le Royaume-Uni est le pays dont l'élasticité du prix des exportations est la plus élevée à la suite d'une dépréciation de 10% de son taux de change effectif nominal (5,39 contre 2,2 pour les États-Unis) (*cf.* tableau 5, colonne 3).

En ce qui concerne les importations, on observe qu'à long terme, les quantités importées baissent relativement plus en Espagne et au Royaume-Uni que dans les autres pays (tableau 5, colonne 2). Cela s'explique par une élasticité-prix des importations plus élevée dans ces deux pays : 0,92 pour l'Espagne et 0,99 pour le Royaume-Uni contre 0,38 pour l'Allemagne et 0,70 pour la France (*cf.* tableau 2).

4. Conclusion

Nous avons réalisé de nouvelles estimations macro-économétriques des élasticités-prix des équations du bloc du commerce extérieur de six grandes économies à partir d'une base de données originale portant sur le commerce et les prix des biens et services. Il ressort de nos estimations qu'en termes de volume d'exportations, l'Italie et l'Espagne sont les 2 pays les plus sensibles à une variation de prix relatif. Concer-

nant les élasticités-prix des prix à l'exportation, ce sont les États-Unis qui se singularisent, avec une élasticité de 0,23, soit bien en-dessous de celles estimées pour les autres pays (qui se situent aux alentours de 0,5), reflétant ainsi le pouvoir de marché des firmes américaines. S'agissant des importations, l'Espagne et le Royaume-Uni ont l'élasticité-prix la plus élevée (respectivement 0,92 et 0,99). Ces deux pays sont aussi ceux qui connaissent la diminution la plus importante du volume de leurs importations, comparée aux autres pays étudiés, à la suite d'une dépréciation de 10% du taux de change de leur devise par rapport à leurs concurrents, une fois pris en compte l'ajustement des prix d'importations.

Ces résultats souffrent bien sûr de plusieurs limites : des *trends* sont introduits dans les relations estimées et les périodes d'estimation ne sont pas strictement comparables. Une autre limite tient au fait que les séries sont modélisées au niveau le plus agrégé de la comptabilité nationale. Cela implique qu'on ne tient pas forcément compte des spécificités propres à chaque économie en termes de composition des biens et services échangés, ce qui peut affecter la valeur estimée des élasticités. De nombreuses études, comme celle de Feenstra *et al.* (2018), évoquent ainsi le fait qu'on obtient souvent des estimations beaucoup plus faibles avec des données macroéconomiques plutôt que microéconomiques.

Il reste également à comprendre les sources de l'évolution des élasticités estimées par rapport à notre précédente étude : nouvelles données, période d'estimation, spécification des équations. L'utilisation des nouvelles équations en variantes dans notre modèle macro-économétrique pour l'économie française, ainsi qu'une étude de sensibilité sur les conditions de Marshall-Lerner pourraient également apporter des éléments d'éclairage sur l'évolution de la balance commerciale française ces dernières années à la suite des politiques d'allègement du coût du travail visant entre autres à améliorer la compétitivité des exportations françaises. Ces éléments donneront lieu à des développements futurs de nos travaux.

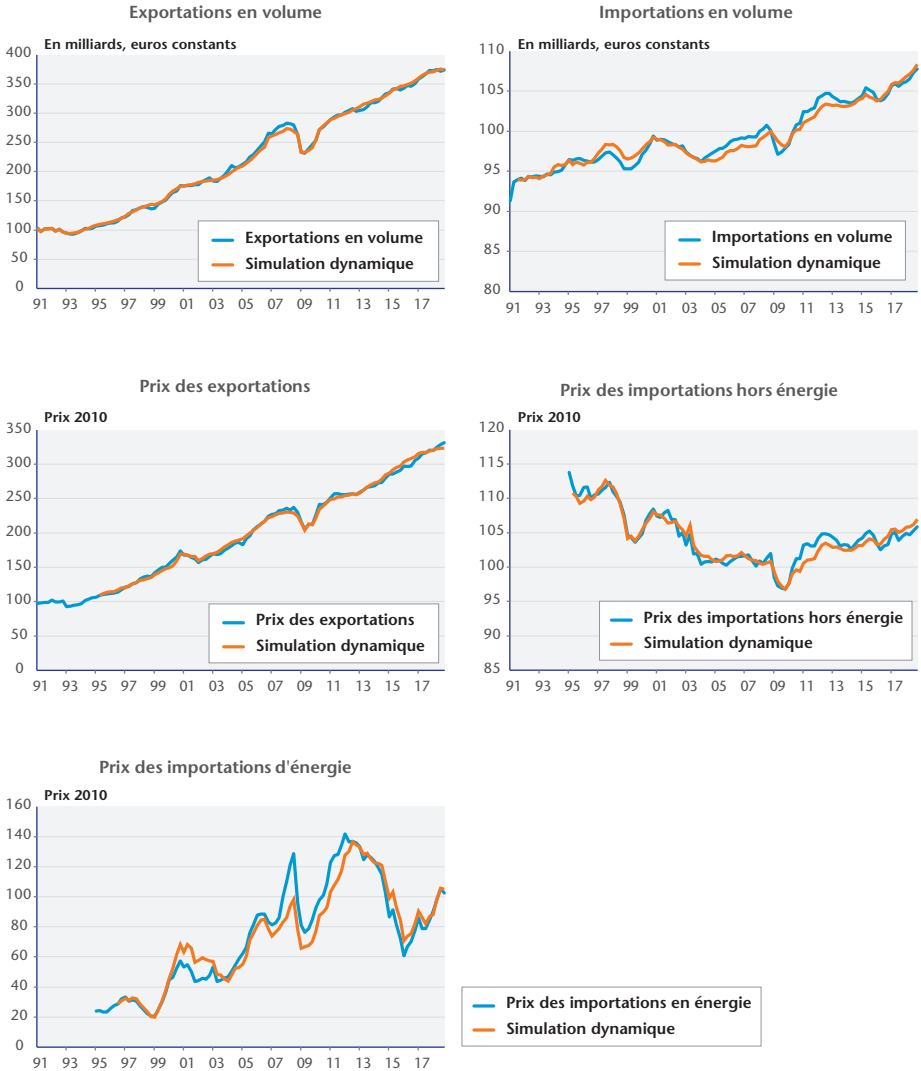
Références

- Arkolakis C., Costinot A., Rodriguez-Clare A., 2012, « New trade models, same old gains? », *American Economic Review* n° 102, pp. 94-130.
- Armington P. S., 1969, « A theory of demand for products distinguished by place of production », *IMF Staff Papers*, Palgrave Macmillan, vol. 16, n° 1, pp. 159-178, mars.
- Backus D. K., Kehoe P. J., Kydland F. E., 1994, « Dynamics of the Trade Balance and the Terms of Trade: The J-Curve? », *American Economic Review*, n° 84, pp. 84-103.
- Bas M., Mayer T., Thoenig M., 2017, « From micro to macro: Demand, supply, and heterogeneity in the trade elasticity », *Journal of International Economics*, 108, pp. 1-19.
- Berthou A., Fontagné L., 2016, « Variable trade costs, composition effects and the intensive margin of trade », *The World Economy*, vol. 39, n° 1, pp. 54-71.
- Bussière M., Delle Chiaie S., Peltonen T. A., 2014, « Exchange rate pass-through in the global economy: The role of emerging market economies », *IMF Economic Review*, n° 62, pp. 146-178.
- Bussière M., Gaulier G., Steingress W., 2016, « Global Trade Flows: Revisiting the Exchange Rate Elasticities », *Banque de France Document de Travail*, n° 608.
- Campa J. M., Goldberg L. S., 2005, « Exchange rate pass-through into import prices », *The Review of Economics and Statistics*, n° 87, pp. 679-690.
- Dieppe A., Pandiella A. G., Willman A., 2012, « The ECB's New Multi-Country Model for the euro area: NMCM-Simulated with rational expectations », *Economic Modelling*, n° 29, pp. 2597-2614.
- Ducoudré B., Heyer É., 2014, « Baisse de l'euro et désinflation compétitive: quel pays en profitera le plus ? », *Revue de l'OFCE*, n° 136, pp. 221-253.
- Ducoudré B., Timbeau X., Villemot S., 2018, « L'ampleur des désajustements en zone euro en 2017 », *Revue de l'OFCE*, n° 158, pp. 103-126.
- Feenstra R. C., Luck P., Obstfeld M., Russ K. N., 2018, « In search of the Armington elasticity », *The Review of Economics and Statistics*, n° 100, pp. 135-150.
- Fontagné L., Martin P., Orefice G., 2018, « The international elasticity puzzle is worse than you think », *Journal of International Economics*, n° 115, pp. 115-129.
- Head K., Mayer T., 2014, « Gravity equations: Workhorse, toolkit, and cookbook » in *Handbook of International Economics*, Elsevier, pp. 131-195.
- Héricourt J., Martin P., Orefice G., 2014, « Les exportateurs français face à l'euro », *La Lettre du Cepii*, n° 340.

- Leigh D., Lian W., Poplawski-Ribeiro M., Szymanski R., Tsyrennikov V., Yang H., 2017, « Exchange Rates and Trade: A Disconnect? », *IMF Working Paper*, n° 17/58.
- Lemoine M., Turunen H., Chahad M., Lepetit A., Zhutova A., Aldama P., Clerc P., Laffargue J.-P., 2019, « The FR-BDF Model and an Assessment of Monetary Policy Transmission in France », *Banque de France Document de Travail*, n° 736, octobre.
- Ludema R. D., Yu Z., 2016, « Tariff pass-through, firm heterogeneity and product quality », *Journal of International Economics*, n° 103, pp. 234-249.
- Menon J., 1995, « Exchange rate pass-through », *Journal of International Economics*, n° 9, pp. 197-231.
- Ossa R., 2015, « Why trade matters after all », *Journal of International Economics*, n° 97, pp. 266-277.
- Ruhl K. J., 2008, « The international elasticity puzzle », *New York University Working Paper*, n° 08-30, Leonard N. Stern School of Business, Department of Economics.
- Simonovska I., Waugh M. E., 2014, « The elasticity of trade: Estimates and evidence », *Journal of International Economics*, n° 92, pp. 34-50.

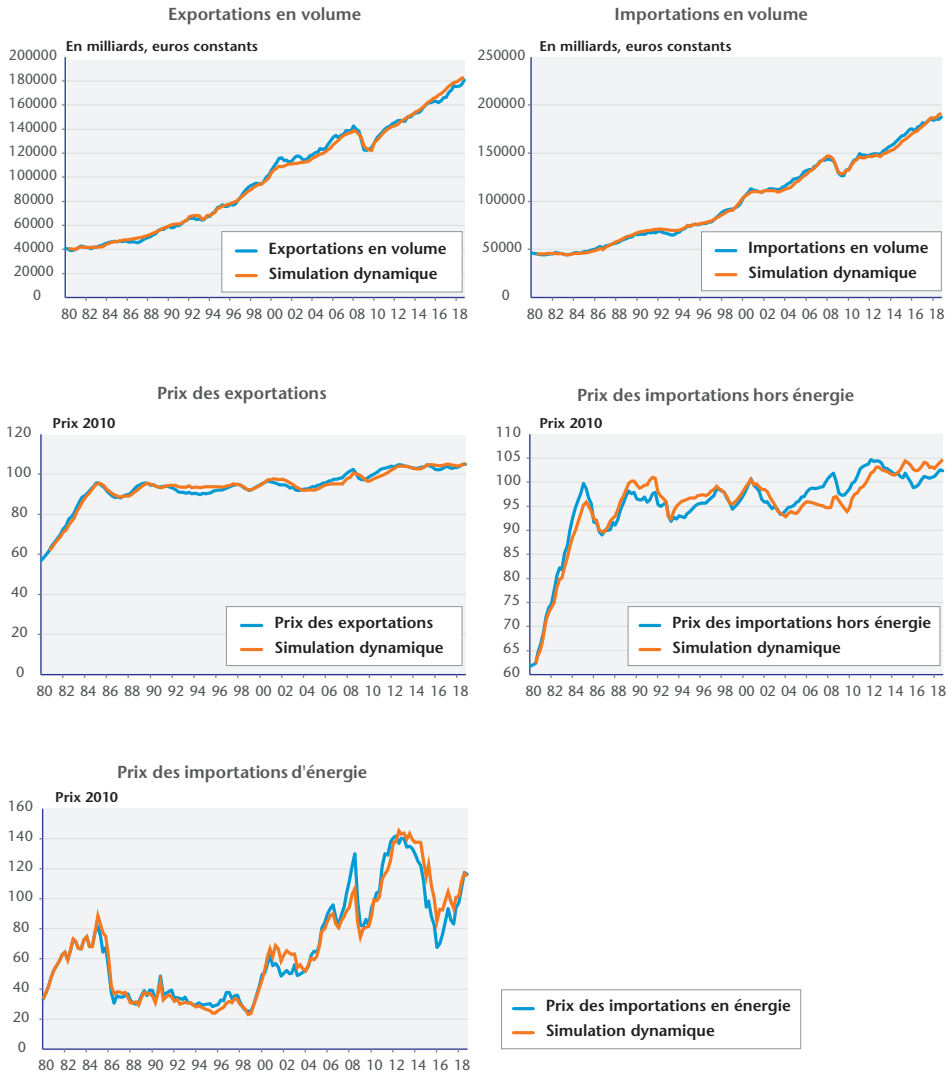
ANNEXE 1

Graphique A1-1. Allemagne

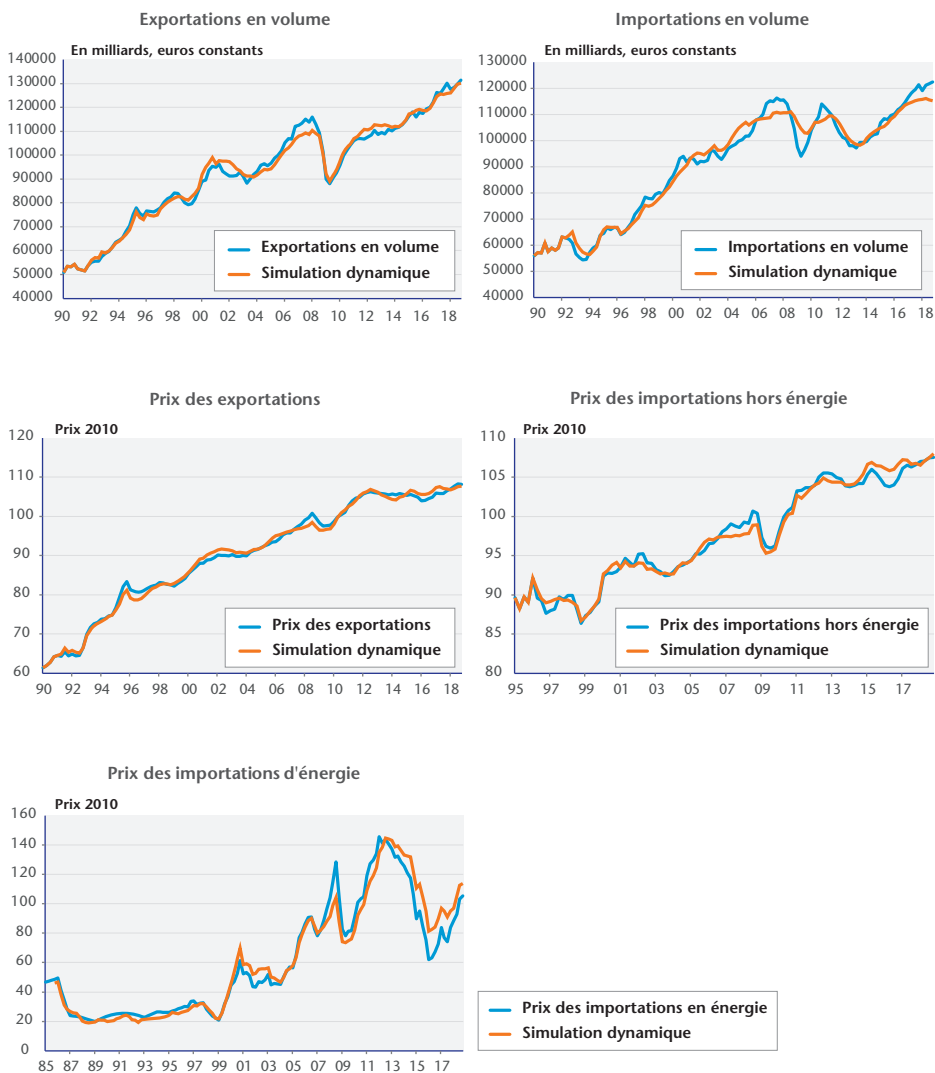


Source : calculs des auteurs.

Graphique A1-2. France

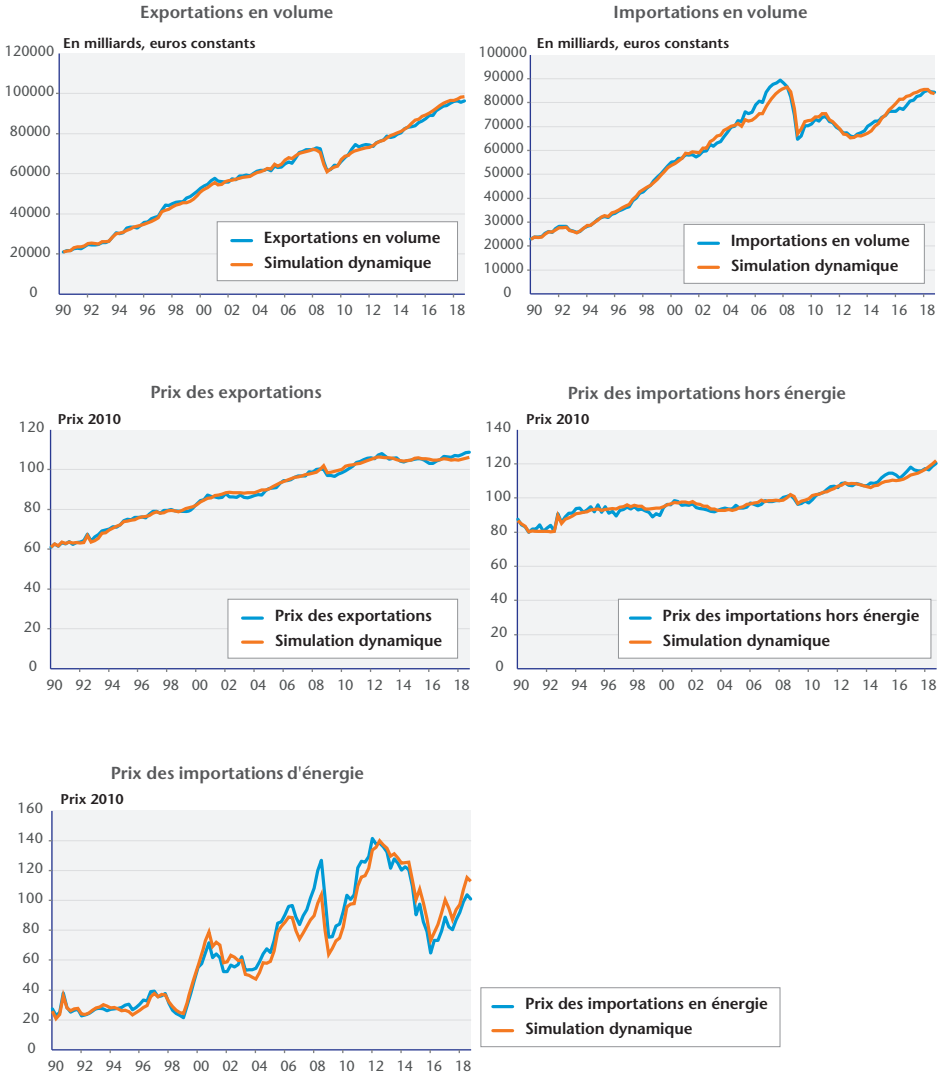


Graphique A1-3. Italie



Source : calculs des auteurs.

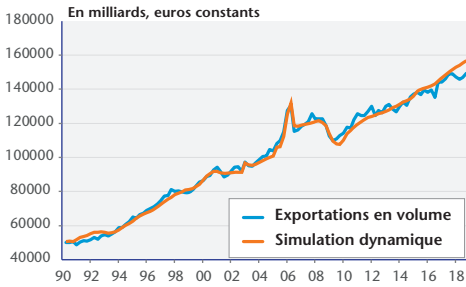
Graphique A1-4. Espagne



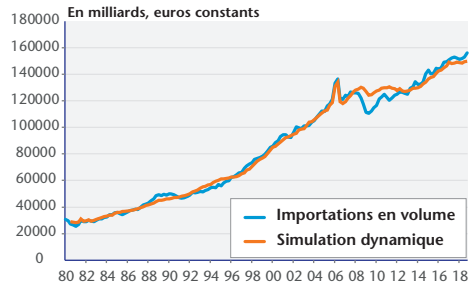
Source : calculs des auteurs.

Graphique A1-5. Royaume-Uni

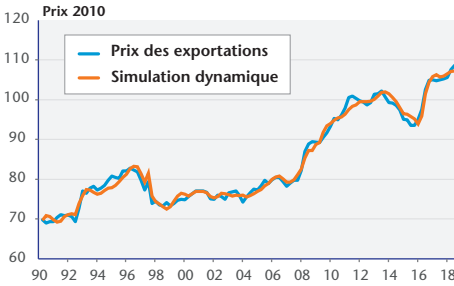
Exportations en volume



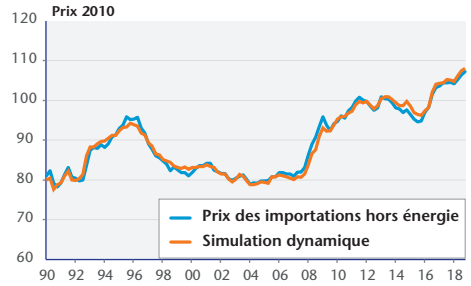
Importations en volume



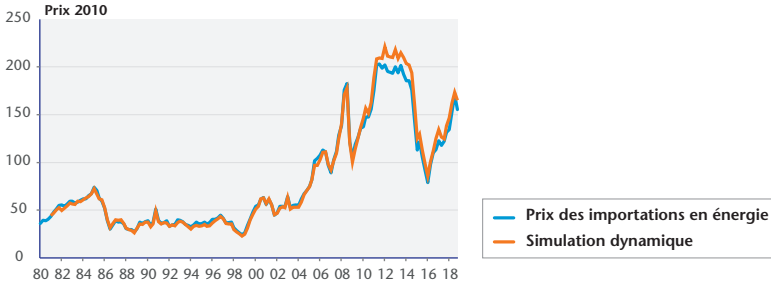
Prix des exportations



Prix des importations hors énergie



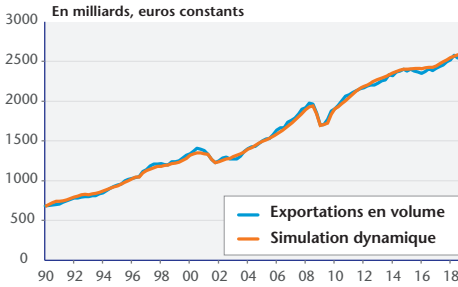
Prix des importations d'énergie



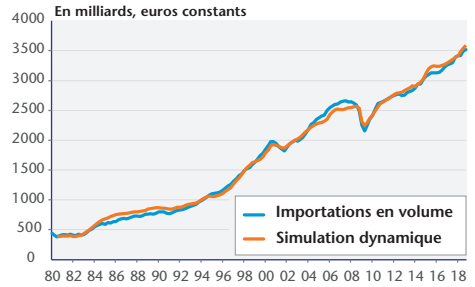
Source : calculs des auteurs.

Graphique A1-6. États-Unis

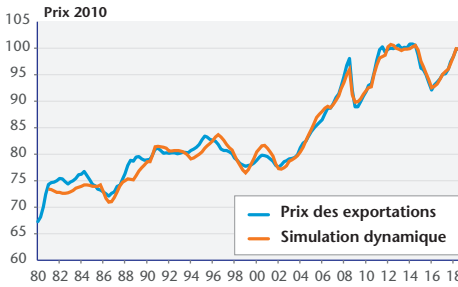
Exportations en volume



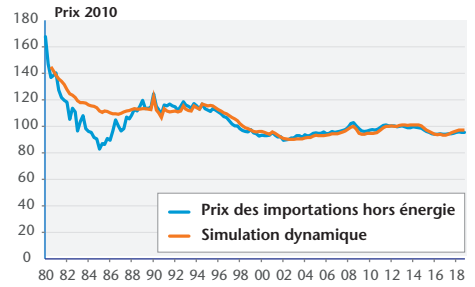
Importations en volume



Prix des exportations



Prix des importations hors énergie

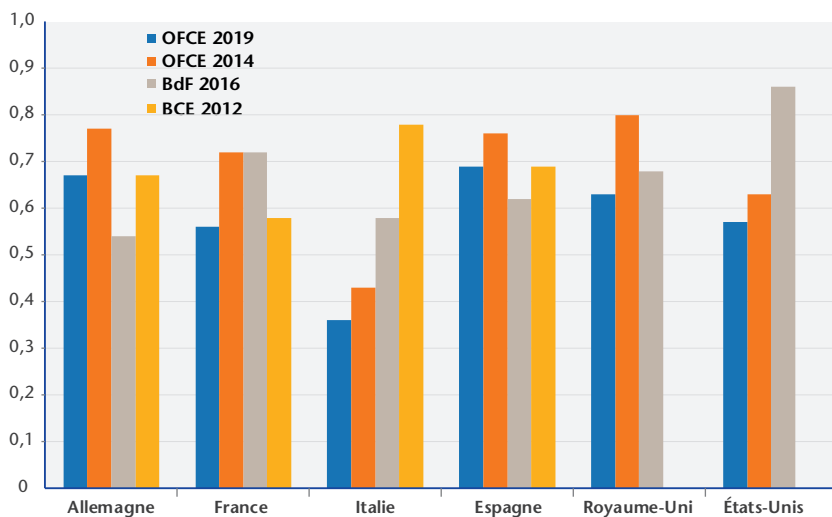


Prix des importations d'énergie



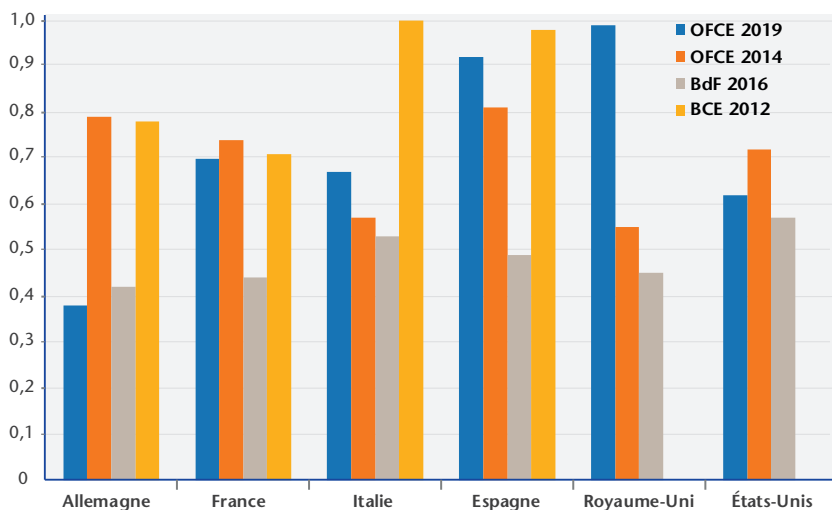
Source : calculs des auteurs.

Graphique A1-7. Comparaison des élasticités-prix du volume des importations



Sources : Bussière, Gaulier et Steingress (2016) et Dieppe, Gonzalez Padiella et Willman (2012), calculs des auteurs.

Graphique A1-8. Comparaison des élasticités-prix des prix d'importations



Sources : Bussière, Gaulier et Steingress (2016) et Dieppe, Gonzalez Padiella et Willman (2012), calculs des auteurs.

ANNEXE 2. Spécifications des tendances linéaires

Récapitulatif des spécifications des *trends* des équations du MCE

	Allemagne	France	Italie	Espagne	Royaume-Uni	États-Unis
Prix des exportations	1991T2 - 1995T4	1980T2 - 2009T1	—	1990T2 - 2013T1	1980T2- 2008T3	1990T1 - 2008T3
Exportations en volume	—	1999T2-2008T3	1991T1-2012T4	—	1998T1-2010T2	1999T4-2005T3
Prix des importations hors énergie	1991T2 – 2008T3	1980T2 - 2009T1	1993T1 – 2012T1	1990T2 - 2008T3 2014T1-2018T4	1980T2 - 2008T3	1990T1 - 2008T3
Importations en volume	1991T4-2005T4 et 1990T2-2011T4	2003T3 - 2008T3	1996T3 – 2001T4	1993T1 - 2007T4	—	1990T1 - 2008T3

Source : calculs des auteurs.