

**Economics School of Louvain - ESL
Economics School of Namur - ESN**

Déséquilibres monétaires à travers le taux de change effectif réel

Analyse empirique sur les pays de la zone euro

Auteur : Alice Letellier

Directeur : Vincent Bodart

Lecteur : Luca Pensieroso

Année académique 2018-2019

Master en sciences économiques – 120 crédits – Finalité : spécialisée

« La diversité de l'Europe avait fait sa force. Mais il n'est pas facile de faire fonctionner une monnaie unique dans une région où la diversité économique et politique est énorme. »

Joseph E. Stiglitz

J'aimerais remercier le Pr. Vincent Bodart pour avoir accepté de me superviser dans l'écriture de ce mémoire et pour ses précieux conseils ainsi que le Pr. Luca Pensieroso pour avoir pris le temps d'être le lecteur.

J'aimerais également remercier ma famille pour son appui inconditionnel tout au long de ces années d'études, et tout particulièrement ma mère, Marie-Laurence Barnavon, mon père Olivier Letellier, mon frère, Guillaume Letellier, ainsi que ma grand-mère, Monique Baumann.

Il est également indispensable pour moi de mentionner mes amis car ce mémoire marque la fin de mon parcours universitaire, qui n'aurait pas été le même sans eux. J'aimerais mentionner tout particulièrement Laure Denayer et Arnaud de Hennin pour avoir pris le temps de lire et commenter ce mémoire.

Table des matières

1. Introduction	4
2. Partie théorique	6
2.1 Le taux de change	6
2.1.1 Le taux de change nominal bilatéral	6
2.1.2 Le taux de change effectif	7
2.1.3 Le taux de change réel	8
2.1.4 Le cas de la zone euro	9
2.2 Le taux de change d'équilibre	9
2.2.1 La parité de pouvoir d'achat	10
2.2.2 Le taux de change d'équilibre comportemental	12
2.2.3 Le taux de change d'équilibre fondamental	17
2.2.4 Le taux de change d'équilibre naturel	19
2.2.5 Sur/sous-évaluations	20
3. Revue de la littérature	21
3.1 Les divergences économiques et le taux de change réel.....	21
3.2 Les divergences mondiales de taux de change réels	21
3.3 Les divergences européennes de taux de change réels.....	23
4. Aspects méthodologiques	25
4.1 Méthodologie empirique.....	25
4.2 Données utilisées	25
4.3 Tests de stationnarité et de cointégration	31
4.4 Stratégie d'estimation	37
5. Résultats	38
5.1 Résultats attendus.....	38
5.1.1 Résultats attendus concernant les coefficients des déterminants du taux de change d'équilibre	38
5.1.2 Résultats attendus concernant les mésalignements monétaires	39
5.2 Résultats d'estimation.....	41
5.3 Mésalignements.....	45
5.4 Tests de robustesse	54
5.5 Comparaison à Couharde et al. (2018).....	57
6. Conclusion	59
Bibliographie	61
Annexes	64

1. Introduction

Tous les membres de l'Union Européenne (UE) font partie de l'Union Économique Monétaire (UEM) dont le but est de coordonner l'élaboration de leur politique économique pour soutenir les objectifs économiques de l'UE¹. Cependant, certains membres de l'UE ont adopté une monnaie commune qui remplace leur monnaie nationale, l'euro. Ces États membres forment la zone monétaire européenne, adoptée en 1999. Les pays fondateurs étaient la Belgique, la France, l'Allemagne, l'Italie, le Luxembourg, les Pays-Bas, l'Autriche, l'Espagne, l'Irlande, la Finlande et le Portugal, rejoints ensuite par la Grèce, la Slovaquie, Chypre, Malte, la Slovaquie, l'Estonie, la Lettonie et la Lituanie. Plusieurs critères sont nécessaires pour rejoindre l'union monétaire : un déficit public inférieur à 3 % du PIB, une dette publique ne dépassant pas 60 % du PIB, une inflation maîtrisée, une indépendance de la banque centrale du pays et une devise nationale stable pendant au moins deux ans au sein du MCE II².

Malgré que la zone euro présente dans son ensemble un compte extérieur équilibré, cette situation cache de sévères déséquilibres entre les pays. Les performances en matière de commerce extérieur sont en effet très différentes entre l'Allemagne, qui accumule des excédents, et les pays du Sud comme l'Espagne, le Portugal, l'Italie et la Grèce, dont les déficits sont persistants. Les croyances des économistes étaient que l'union monétaire faciliterait le financement des pays déficitaires en supprimant le risque de change à l'intérieur de la zone. De plus, selon Mundell (1961), pour former une zone monétaire optimale, il est nécessaire de remplir le critère d'intégration financière, ce qui devrait être le cas grâce à l'intensification des mouvements de capitaux entre les pays membres.

Bien que les taux de change soient complètement fixes entre les pays membres depuis la création de l'euro, les taux de change effectifs réels continuent d'évoluer tant que l'inflation et/ou les fondamentaux diffèrent d'un pays à l'autre. En effet, le taux de change réel d'un pays peut donc devenir surévalué pour deux catégories de raisons : soit parce qu'il s'est apprécié, soit parce que le taux de change d'équilibre s'est déprécié suite à la dégradation des fondamentaux du pays³. La surévaluation de la monnaie d'un pays peut donc provenir de trois facteurs : soit (i) l'appréciation de l'euro contre les monnaies tierces, soit (ii) une inflation plus élevée dans les pays par rapport à ses partenaires, soit (iii) la dégradation des fondamentaux.

Selon diverses sources économiques, l'Allemagne aurait un taux de change effectif réel trop faible tandis que la Grèce aurait un taux de change effectif réel trop fort. Cela signifie que l'euro est sous-évalué pour l'Allemagne, et surévalué pour la Grèce. Sur quoi pouvons-nous nous baser pour calculer cela ? L'objectif de ce travail est ainsi d'utiliser des déterminants du taux de change réel afin de déterminer si certains pays de la zone euro voient leur monnaie être sur ou sous-évaluée par rapport à un taux de change d'équilibre.

¹ https://ec.europa.eu/info/business-economy-euro/euro-area/what-euro-area_fr

² Second mécanisme de taux de change européen.

³ Coudert et al. (2015)

Nous avons basé notre analyse sur le modèle du taux de change d'équilibre comportemental afin de calculer les mésalignements d'un échantillon des pays de la zone euro, d'abord avec des données en séries temporelles et ensuite avec des données de panel selon différentes spécifications. Ce modèle repose sur l'estimation de taux de change d'équilibre à l'aide d'une relation de long terme entre le taux de change effectif réel et un ensemble de déterminants fondamentaux, tels que la position extérieure nette, la productivité relative et les termes de l'échange. Nous avons ensuite calculé les mésalignements comme la différence entre les parités observées et les parités estimées par le modèle. Les données utilisées concernent la période allant de 1980 à 2017 pour sept pays de la zone euro : Belgique, France, Allemagne, Italie, Espagne, Portugal et Grèce. Nous avons choisi ces pays en raison de leur diversité géographique, permettant ainsi d'étudier l'hétérogénéité de la zone euro.

Nos résultats selon le type de données utilisées, ainsi que selon la spécification, sont similaires en apparence et exposent la même tendance. Nous observons que, même si les déséquilibres monétaires semblaient se résorber ces dernières années, l'hétérogénéité compétitive des pays de la zone euro est toujours présente. En effet, dû au fait que depuis la création de la zone monétaire, l'ajustement du taux de change nominal est identique pour les pays de la zone euro, que les pays ont assisté à une convergence de leur niveau d'inflation, et que les mouvements du taux de change effectif réel sont similaires entre les pays de la zone, les déséquilibres monétaires proviennent des différences de fondamentaux.

Ce travail est structuré de la manière suivante : la section 2 établit une base théorique concernant le taux de change réel, le taux de change d'équilibre et ses différentes théories ; la section 3 présente la revue de la littérature en rapport avec ce travail ; la section 4 concerne les aspects méthodologiques, c'est-à-dire la méthodologie empirique, les données utilisées, les différents tests préliminaires effectués et la stratégie d'estimation ; la section 5 expose les différents résultats obtenus ; la section 6 conclut le travail.

2. Partie théorique

Dans cette partie, nous allons définir et expliquer les fondements théoriques qui interviennent dans la compréhension de ce travail. Nous expliquerons les notions relatives à la question de recherche, en passant en revue les définitions des différents types de taux de change ainsi que les multiples manières de calculer le taux de change d'équilibre et les déséquilibres monétaires.

2.1 Le taux de change

Le taux de change d'une monnaie est le coût (le prix) de cette monnaie par rapport à une ou plusieurs autres. Il est constamment utilisé dans les relations économiques avec le reste du monde. Il est possible de distinguer deux types de régime de taux de change, dont le choix relève de la politique monétaire décidée par un pays ou une zone monétaire. Premièrement, le taux de change peut être fixe, autrement dit constant par rapport à une monnaie de référence (par exemple le dollar US). Le cours, qui a été fixé par la Banque centrale et qui s'appelle le « cours pivot », constitue le taux de change de référence autour duquel une certaine marge de fluctuation peut être autorisée. Les autorités monétaires doivent défendre ce cours pivot mais peuvent utiliser des modifications telles qu'une dévaluation ainsi qu'une réévaluation sous certaines conditions.

Deuxièmement, le taux de change peut être flottant, c'est-à-dire qu'il évolue librement en fonction de l'offre et de la demande sur le marché des changes. Théoriquement, les banques centrales ne doivent plus intervenir pour orienter le cours de leur monnaie, qui est déterminé sur le marché des changes. Cependant, on constate en pratique que celles-ci continuent dans certains pays d'influencer leur taux de change via des interventions ponctuelles et/ou coordonnées en informant les marchés sur la parité considérée comme souhaitable⁴. Cela s'appelle un « flottement administré ». Le but de ce flottement administré, également appelé « flottement impur », peut avoir plusieurs raisons, comme éviter des variations trop fortes du taux de change qui sont néfastes pour les transactions commerciales internationales ou limiter l'appréciation de la monnaie qui détériorerait la compétitivité des entreprises du pays.

Il convient également de distinguer trois taux de change différents : le taux de change nominal bilatéral, le taux de change effectif et le taux de change réel.

2.1.1 Le taux de change nominal bilatéral

Le taux de change nominal bilatéral d'une monnaie est le concept de taux de change le plus courant et correspond au cours d'une monnaie par rapport à une autre sans tenir compte des différences de pouvoir d'achat des deux devises. Il peut être défini de deux manières différentes. Premièrement, s'il est coté à l'incertain, on le définit comme étant le nombre d'unités de

⁴ Lahrière-Revil, A. 1999, « Régime de change », CEPPII, p.93-103

monnaie domestique qui est nécessaire pour obtenir une unité de monnaie étrangère. Par exemple, $S_{\$/\text{€}} = 0,88$ est le taux de change euro/dollar coté à l'incertain. Ainsi, une augmentation de la valeur du taux de change correspond à une dépréciation de l'euro par rapport au dollar. A l'inverse, une diminution de la valeur du taux de change indique une appréciation de l'euro par rapport au dollar.

Deuxièmement, s'il est coté au certain, on le définit comme étant le nombre d'unités de monnaie étrangère par unité de monnaie nationale. Par exemple, $S_{\$/\text{€}} = 1,14$ est le taux de change euro/dollar coté au certain. Ainsi, une augmentation de la valeur du taux de change correspond à une appréciation de l'euro par rapport au dollar. A l'inverse, une diminution de la valeur du taux de change indique une dépréciation de l'euro par rapport au dollar.

Nous avons donc : $S_{\text{€}/\$} = \frac{1}{S_{\$/\text{€}}}$.

2.1.2 Le taux de change effectif

S'intéresser uniquement au taux de change entre deux monnaies peut s'avérer dangereux. En effet, sur une période donnée, les différents taux de change bilatéraux d'une monnaie par rapport à d'autres peuvent varier dans des directions opposées ou dans des proportions différentes⁵. Ainsi, il est plus pertinent de s'intéresser simultanément à l'évolution des taux de change de cette même monnaie avec celle de ses principaux partenaires commerciaux. Il existe donc également le taux de change effectif qui correspond au taux de change d'un pays donné, nominal ou réel, mesuré comme une somme pondérée des taux de change avec les différents partenaires commerciaux et exprimé en indice pour une période de base donnée. Les taux de change effectifs sont construits à partir des taux de change bilatéraux cotés au certain :

$$EER_{i,t} = \prod_{j=1}^N ER_{ij,t}^{W_{ij,t}}$$

où $ER_{ij,t}$ est l'indice du taux de change bilatéral, nominal ou réel, entre la monnaie du pays i et la monnaie de ses partenaires commerciaux j à la période t , N est le nombre de partenaires commerciaux et $W_{ij,t}$ représente le poids commercial entre le pays i et son partenaire j .

Une augmentation de la valeur de l'indice du taux de change effectif indique une appréciation globale de la monnaie nationale, alors qu'une diminution indique une dépréciation de la monnaie nationale. Les taux de change effectifs sont exprimés en indice.

⁵ Bodart, V., 2017. « Chapitre 2 : Les concepts du taux de change et leur mesure », LECON2335 Relation monétaires internationales, année académique 2017-2018.

2.1.3 Le taux de change réel

Le taux de change réel correspond au taux de change nominal corrigé par l'évolution de l'inflation (ou différences de prix) dans chacun des pays. Il peut être bilatéral ou effectif. Les prix utilisés pour calculer les taux de change réels sont généralement mesurés pour un panier de biens donnés. Ainsi, le taux de change réel mesure la quantité du panier de biens domestiques qui est nécessaire pour obtenir une unité de biens similaires à l'étranger.

Le taux de change ainsi que les prix utilisés pour le calcul du taux de change réel sont exprimés en indice par rapport à une période de base. Par conséquent, le taux de change réel est également exprimé en indice.

Lorsque le taux de change est bilatéral, le taux de change réel est calculé comme suit :

- A l'incertain, le taux de change nominal (exprimé en indice) est multiplié par l'indice de prix étranger, divisé ensuite par l'indice de prix domestique. C'est-à-dire : $Q_{\$/\text{€}} = S_{\text{€}/\$} \times \left(\frac{P_{\$}}{P_{\text{€}}} \right)$
- Au certain, le taux de change nominal (exprimé en indice) est multiplié par l'indice de prix domestique, divisé ensuite par l'indice de prix étranger. C'est-à-dire : $Q_{\$/\text{€}} = S_{\text{€}/\$} \times \left(\frac{P_{\text{€}}}{P_{\$}} \right)$

où Q représente le taux de change réel, S le taux de change nominal et P le niveau général des prix.

Lorsque le taux de change est effectif, la méthode de calcul du taux de change réel est la même que celle s'appliquant au taux de change bilatéral coté au certain, sauf qu'il faut y remplacer le taux de change nominal bilatéral par le taux de change effectif nominal et l'indice des prix du pays étranger par une moyenne des indices de prix des pays étrangers (repris dans le calcul du taux de change effectif nominal). Les indices de taux de change effectif réel servent à évaluer l'évolution de la compétitivité d'un pays par rapport à ses concurrents étrangers. Une augmentation du taux de change réel indique que l'économie d'un pays connaît une appréciation réelle par rapport à ses concurrents étrangers. Cette appréciation correspond à une détérioration de sa compétitivité, qui provient soit d'une appréciation du taux de change nominal, soit d'une augmentation plus rapide des prix domestiques par rapport aux prix des concurrents étrangers. A l'inverse, une diminution du taux de change effectif réel correspond à une amélioration de la compétitivité de l'économie domestique.

2.1.4 Le cas de la zone euro

La zone euro est une zone monétaire constituée de 19 pays ayant adopté une monnaie commune : l'euro. Le régime de change de la zone euro peut être qualifié de double⁶ car les taux de change des différents pays membres ont été fixés irrévocablement en interne mais l'euro suit un taux de change flottant par rapport aux autres devises du monde, en particulier le dollar et le yen.

Cette parité fixe entre pays membres a une conséquence importante. En effet, les pays suivant un régime de change flottant ont la possibilité d'utiliser le taux de change afin de faire des ajustements pour améliorer par exemple la compétitivité, notamment en dévaluant la monnaie. Cette opportunité n'est plus disponible pour les pays membres de l'euro, car ils partagent la même monnaie et ne peuvent ainsi plus corriger leurs déséquilibres en utilisant le taux de change commun.

2.2 Le taux de change d'équilibre

Dans ce travail, nous nous intéressons aux divergences économiques des pays de la zone euro à travers le taux de change réel, qui peut être utilisé pour calculer les mésalignements économiques, qui sont interprétés en prenant l'écart entre la valeur observée du taux de change réel et sa valeur d'équilibre. Il existe un grand nombre de théories afin de définir la valeur d'équilibre des taux de change, dont quatre qui sont particulièrement utilisées et qui vont être expliquées ci-dessous : la parité de pouvoir d'achat, le taux de change d'équilibre comportemental (MacDonald 1997-1998), le taux de change d'équilibre fondamental (Williamson 1985) et le taux de change naturel (Stein, 1994).

En tenant compte du fait que le « moyen terme » correspond au moment où les prix et les salaires se sont ajustés, le « long terme » à une stabilisation des stocks de capital physique et de richesse tandis que le « très long terme » tient compte du rattrapage technologique, Bénassy-Quéré et Al. ont identifié dans leur article « Taux de change d'équilibre : une question d'horizon » les horizons temporels correspondant à trois théories du taux de change réel. Étant donné que le processus de convergence vers la parité de pouvoir d'achat est lent et que le rattrapage technologique doit conduire à l'égalisation des prix partout dans le monde, la référence pour la parité de pouvoir d'achat est le très long terme. En revanche, le taux de change d'équilibre comportemental correspond à un horizon à long terme tandis que le taux de change d'équilibre fondamental correspond à un horizon à moyen terme. Ils montrent également que comme les principales approches du taux de change d'équilibre correspondent à des horizons temporels différents d'un même cadre théorique, les trois approches ne doivent pas faire l'objet d'un choix. En effet, étant donné qu'elles renvoient à des différents horizons d'analyse, elles doivent être combinées pour fournir des points de repère à d'éventuelles politiques de change.

⁶ Créel, J., Laurent, E., Le Cacheux, J., 2007. « La politique de change de la zone euro ou le hold-up tranquille de la BCE », *Revue de l'OFCE*, 2007/1 (n°100).

2.2.1 La parité de pouvoir d'achat

La méthode de la parité de pouvoir d'achat est la plus simple et consiste à déterminer combien de biens et services il est possible d'acheter pour une quantité de monnaie dans un pays comparé à un autre. Ainsi, la parité de pouvoir d'achat est présente lorsque la quantité d'un panier de biens qu'une unité de monnaie donnée permet d'acquérir est la même dans tous les pays⁷. Par conséquent, le prix d'un même bien une fois exprimé en monnaie commune devrait être le même partout dans le monde, sinon cela signifie que la monnaie est sous ou surévaluée par rapport à une autre. Le concept de la parité de pouvoir d'achat peut être distingué en deux approches : la version absolue et la version relative.

Dans sa version absolue, la parité de pouvoir d'achat stipule que le taux de change réel est constant dans le temps et égal à 1 ($Q=1$), signifiant que le niveau du taux de change nominal est uniquement fonction du niveau relatif des prix entre deux pays.

$$S_t = \frac{P_t}{P_t^*}$$

où S_t est le taux de change nominal entre les deux pays, P_t est le prix du panier de référence à la période t dans le pays domestique et P_t^* est le prix du panier de référence à la période t dans le pays étranger.

Cette version généralise à un niveau agrégé la loi du prix unique, qui prétend qu'un bien échangé internationalement à un coût de transport négligeable devrait avoir un prix unique en monnaie commune. Cependant, la relation de la parité de pouvoir d'achat absolue n'est que rarement vérifiée empiriquement, à court terme comme à long terme. A court terme, cela se justifie simplement par le fait que les prix et les salaires sont rigides, la variabilité des taux de change nominaux étant donc plus importante que celle du niveau général des prix. Cette rigidité des prix et salaires à court terme implique que la loi du prix unique pour les biens commercés internationalement ne tient pas.

Pour ce qui est du long terme, nous pouvons souligner plusieurs raisons. Premièrement, la loi du prix unique ne tient pas empiriquement car les prix des biens et services varient tant à l'intérieur d'un pays, entre villes et campagnes, par exemple, qu'entre pays. Deuxièmement, les paniers de consommation entre pays sont différents, compte tenu des différentes habitudes de consommation, rendant ainsi la comparaison entre le niveau des prix étrangers et domestiques non pertinente et pouvant biaiser les résultats. Troisièmement, les différences de qualité entre pays pour deux produits sont complexes à évaluer. Quatrièmement, la parité de pouvoir d'achat est censée ne pas dépendre du taux de change, or les prix des produits importés tiennent compte de la variation du taux de change, faussant ainsi les résultats.

⁷ Bodart, V., 2017. « Chapitre 2 : Les concepts du taux de change et leur mesure », LECON2335 Relation monétaires internationales, année académique 2017-2018.

Dans sa version relative, une version moins stricte, l'hypothèse que Q soit égal à 1 est rejetée pour celle selon laquelle Q est simplement constant. La parité de pouvoir d'achat relative mesure la variation de la parité de pouvoir d'achat entre deux périodes :

$$\frac{S_t}{S_{t-1}} = \frac{\frac{P_t}{P_{t-1}}}{\frac{P_t^*}{P_{t-1}^*}}$$

Une variation de la parité de pouvoir d'achat relative permet de mettre en évidence une variation d'inflation entre deux pays. Selon cette version relative, le taux de dépréciation de la monnaie nationale est déterminé par la différence entre le taux d'inflation national et le taux d'inflation étranger, impliquant donc que le taux de change réel est constant dans le temps.

Cette approche bilatérale a été popularisée en 1986 par le magazine anglais *The Economist*⁸ avec son célèbre "Indice Big Mac" qui recense le prix du sandwich de Mac Donald's dans le monde entier⁹. Cet outil est actualisé tous les six mois et permet de comparer des devises. En pratique, cela consiste à établir un « taux de change implicite¹⁰ » en divisant le prix du Big Mac du pays concerné par le prix du sandwich aux États-Unis. Ce taux de change calculé est ensuite comparé au taux de change en vigueur. Si le taux de change calculé est supérieur au taux de change en vigueur entre le dollar américain et la devise du pays, le pays voit sa monnaie être surévaluée par rapport au dollar américain. Inversement, si le taux de change calculé est inférieur au taux de change en vigueur entre le dollar américain et la devise du pays, le pays voit sa monnaie être sous-évaluée par rapport au dollar américain. Par exemple, un Big Mac coûtait €4,05 dans la zone euro en janvier 2019 contre US\$5,58 aux États-Unis, correspondant à un taux de change de 0,73¹¹. Le taux de change en vigueur en janvier 2019 était de 0,87, impliquant que l'euro était sous-évalué par rapport au dollar américain de 16,8%.

Malgré le fait que cet indice soit considéré comme un indicateur sérieux pour comparer les monnaies entre elles et qu'il ait été l'objet d'une dizaine de travaux scientifiques, la précision de cet indicateur est soumise à plusieurs critiques. En effet, cette technique évalue le pouvoir d'achat uniquement entre deux pays par rapport à un seul bien et ne permet donc pas de conclure de la présence d'un systématique mésalignement. De plus, il ne prend pas en compte les différences de coûts du travail entre les pays les plus riches et les plus pauvres, ayant des niveaux de salaires drastiquement différents. Afin de réagir à ces critiques, *The Economist* met à disposition des lecteurs, depuis 2011, un indice corrigé prenant en compte le produit intérieur brut par habitant. Cet indice reste tout de même considéré comme fragile pour deux raisons : premièrement, tous les pays n'appliquent pas la même fiscalité à ce produit et, deuxièmement, le prix du Big Mac dépend de la politique commerciale de la multinationale américaine, qui peut décider d'une marge différente selon le pays où est implantée la franchise.

⁸ <https://www.economist.com/news/2019/01/10/the-big-mac-index>

⁹ La franchise américaine est présente dans plus de cent vingt pays.

¹⁰ https://www.lemonde.fr/les-decodeurs/article/2018/07/17/l-indice-big-mac-est-il-fiable-pour-comparer-le-cout-de-la-vie-a-travers-le-monde_5332706_4355770.html

¹¹ $4,05/5,58=0,73$

Les trois méthodes macroéconomiques, le taux de change d'équilibre comportemental (« BEER »), fondamental (« FEER ») et naturel (« NATREX ») ne sont plus bilatérales mais multilatérales et permettent ainsi de calculer les mésalignements non plus par rapport à une seule monnaie mais par rapport à un panier d'autres monnaies, sous la forme d'un index moyen. De plus, elles permettent de calculer les déséquilibres monétaires à partir d'une valeur d'équilibre du taux de change réel effectif, c'est-à-dire une valeur qui correspond aux balances macroéconomiques (interne et externe) en fonction des fondamentaux¹².

2.2.2 Le taux de change d'équilibre comportemental

L'approche du taux de change d'équilibre comportemental, « Behavioural Equilibrium Exchange Rate » (BEER) tend à expliquer le comportement du taux de change à l'aide de variables économiques pertinentes et repose ainsi sur l'estimation d'une relation de long terme entre le taux de change effectif réel et un ensemble de déterminants fondamentaux. Cette approche permet ainsi de calculer les mésalignements en mesurant la déviation entre le taux de change réel observé et sa valeur de long terme telle que calculée par le modèle.

Le modèle proposé par Clark et MacDonald (1998) a comme point de départ la condition de parité des taux d'intérêt ajustée pour le risque en logarithme¹³ :

$$E_t[\Delta n_{t+k}] = -(i_t - i_t^*) + \rho_t$$

où n représente le taux de change nominal (défini au certain), i_t et i_t^* les taux d'intérêt nominaux domestiques et étrangers respectivement, E l'opérateur d'espérance conditionnelle à la période t , Δ l'opérateur de première différence, $\rho_t = \lambda_t + k$ la prime de risque avec une composante qui varie dans le temps (λ_t) et $t+k$ l'horizon de maturité des obligations.

On peut réécrire l'équation en terme réel en soustrayant le différentiel d'inflation attendu, $E_t(\Delta p_{t+k} - \Delta p_{t+k}^*)$ de chaque côté de l'équation. Ainsi, après réarrangement :

$$q_t = E_t(q_{t+k}) + (r_t - r_t^*) - \rho_t$$

Cette dernière équation décrit le taux de change réel d'équilibre, étant déterminé par trois composantes : l'espérance du taux de change réel au temps $t+k$, le différentiel de taux d'intérêt réel domestique et étranger, ainsi que la prime de risque.

On suppose que l'attente inobservable du taux de change, $E_t(q_{t+k})$ est déterminée par les fondamentaux économiques de long terme, Z_1 . On nomme $\hat{q}_t$ comme le taux de change d'équilibre de long terme et on assume que $\hat{q}_t = E_t(q_{t+k}) = E_t(\beta_1' Z_{1t}) = \beta_1' Z_{1t}$, alors le modèle BEER a la forme réduite suivante :

¹² Couhard, C., Delatte, A-L., Grekou, C., Mignon, V., Morvillier, F., 2008, « A world database on actual and equilibrium effective exchange rates ».

¹³ La présentation du modèle qui suit respecte de manière fiable le travail de Clark et McDonald (1998).

$$q_t = \beta'_1 Z_{1t} + \beta'_2 Z_{2t} + \tau' T_t + \varepsilon_t$$

où :

Z_1 = un vecteur de fondamentaux économiques qui devrait avoir des effets persistants à long terme

Z_2 = un vecteur de fondamentaux économiques de moyen terme

β_1 et β_2 = vecteurs de coefficients à forme réduite

T = vecteurs de variables de court terme

τ = vecteur de coefficients à forme réduite

ε = terme d'erreur

Le taux de change effectif réel actuel observé est donc expliqué en termes de variables fondamentales Z_1 et Z_2 , de variables qui affectent le taux de change seulement dans le court terme, T , et d'un terme d'erreur ε . Il est utile de distinguer la valeur actuelle du taux de change réel, q_t , de son taux d'équilibre courant, q'_t , qui est le niveau du taux de change donné par les valeurs courantes des deux vecteurs de fondamentaux économiques :

$$q'_t = \beta'_1 Z_{1t} + \beta'_2 Z_{2t}$$

Ainsi, les mésalignements courants, cm_t , sont la différence entre le taux de change réel actuel et le taux de change réel étant donné les valeurs courantes des fondamentaux économiques :

$$cm_t \equiv q_t - q'_t = q_t - \beta'_1 Z_{1t} - \beta'_2 Z_{2t} = \tau' T_t + \varepsilon_t$$

Les mésalignements totaux, tm_t sont, quant à eux, la différence entre le taux de change réel actuel et le taux de change réel donné par les valeurs de long terme des fondamentaux économiques, notés $\bar{Z}_{1t}$ et $\bar{Z}_{2t}$:

$$tm_t \equiv q_t - \beta'_1 \bar{Z}_{1t} - \beta'_2 \bar{Z}_{2t} = q_t - q'_t + [\beta'_1 (Z_{1t} - \bar{Z}_{1t}) + \beta'_2 (Z_{2t} - \bar{Z}_{2t})]$$

Comme $q_t - q'_t = \tau' T_t + \varepsilon_t$ nous avons :

$$tm_t = \tau' T_t + \varepsilon_t + [\beta'_1 (Z_{1t} - \bar{Z}_{1t}) + \beta'_2 (Z_{2t} - \bar{Z}_{2t})]$$

Nous pouvons constater que les mésalignements totaux sont composés de deux éléments : le premier étant les mésalignements courants, le deuxième étant l'écart entre les fondamentaux courants et leurs valeurs de long terme ou valeurs soutenables. Dans l'approche BEER, les mésalignements de long terme du taux de change (soit l'écart du taux de change réel par rapport à sa valeur d'équilibre), à n'importe quel moment, peuvent donc être expliqués par des variables transitoires ($\tau' T_t$), le terme d'erreur (ε_t) et la mesure selon laquelle les fondamentaux économiques sont éloignés de leurs valeurs de long terme ($Z_{1t} - \bar{Z}_{1t}$) et ($Z_{2t} - \bar{Z}_{2t}$).

Le taux d'équilibre de long terme (déterminé par Z_1) est une fonction de trois variables :

$$\hat{q}_t = f(nfa_t, prod_t, tot_t)$$

Les variables de moyen terme (déterminé par Z_2) et de court terme (déterminé par T) ne sont pas utilisées car le modèle cherche à déterminer le taux de change réel d'équilibre de long terme.

Les fondamentaux les plus utilisés dans la littérature pour le calcul du taux de change d'équilibre comportemental sont les avoirs extérieurs nets (*nfa*), la productivité relative (*prod*) et les termes de l'échange (*tot*). Le choix de ces fondamentaux peut être expliqué théoriquement de la manière suivante.

Premièrement, les avoirs extérieurs nets, ou la position extérieure nette (calculée en pourcentage du PIB) désigne la valeur des actifs qu'un pays détient à l'étranger moins la valeur des actifs domestiques détenus par l'étranger. Elle permet de connaître le taux d'endettement net d'un pays. Une position extérieure nette positive (respectivement négative) correspond à un stock d'actifs à l'étranger supérieur (respectivement inférieur) au stock d'actifs domestiques détenus par les étrangers. Le pays est alors créditeur (respectivement débiteur) du reste du monde. Le lien entre le taux de change réel et la position extérieure nette vient de la contrainte budgétaire intertemporelle qui lie les avoirs extérieurs, le taux de change réel et la balance commerciale. Un pays qui enregistre un déficit courant doit, pour s'en sortir, créer des dettes envers le reste du monde. Afin d'être solvable, le pays doit disposer et être capable de générer suffisamment d'excédents du compte courant pour rembourser ce qu'il a emprunté pour financer les déficits du compte courant. Par conséquent, un pays en déficit courant peut avoir une monnaie surévaluée : il devrait en effet enregistrer un taux de change réel plus déprécié afin de rétablir l'équilibre extérieur. Inversement, les pays créanciers nets peuvent avoir une monnaie sous-évaluée et connaître une appréciation du taux de change réel : leur déficit commercial sera effectivement compensé par les revenus de placements sur leur position extérieure nette.

Deuxièmement, la productivité relative, introduite par Balassa et Samuelson (1964) à travers l'« effet Balassa-Samuelson », constitue un déterminant fondamental du taux de change réel. Cet effet, qui étudie l'impact du différentiel de productivité sur le taux de change réel, stipule qu'une augmentation plus importante de la productivité dans le secteur de biens échangés (T), comparativement au secteur de biens non échangés (NT) est associée à une appréciation réelle de la monnaie d'un pays. L'intuition derrière l'effet Balassa-Samuelson peut être formalisée de la manière suivante.

Considérons deux économies, l'économie domestique et l'économie étrangère, qui produisent des biens échangeables et des biens non échangeables en utilisant uniquement le facteur travail comme input. Supposons que¹⁴ :

$$P = \alpha P_T + (1 - \alpha) P_{NT} \text{ et } P^* = \beta P_T^* + (1 - \beta) P_{NT}^*$$

¹⁴ La démonstration suivante respecte de manière fiable le travail de Bodart V. (2017)

où P_T et P_{NT} sont les prix des biens échangés et non échangés respectivement, α et β sont les parts respectives des biens échangés dans l'indice général des prix des deux pays, $(1 - \alpha)$ et $(1 - \beta)$ sont les parts respectives des biens non échangés.

Dans le long terme, le travail est parfaitement mobile entre secteurs, de sorte que les salaires réels de long terme dans les deux secteurs sont égaux :

$$\frac{W_T}{P} = \frac{W_{NT}}{P} = \frac{W}{P}$$

où W_T et W_{NT} sont les salaires dans les secteurs échangeable et non échangeable respectivement.

En concurrence parfaite, les salaires nominaux sont égaux au produit marginal du travail :

$$w_T = P_T A_T = W \text{ et } w_{NT} = P_{NT} A_{NT} = W$$

où A_T et A_{NT} sont les produits marginaux du travail dans les secteurs échangeable et non échangeable, ou la productivité. On a donc :

$$\frac{P_{NT}}{P_T} = \frac{A_T}{A_{NT}}$$

En d'autres termes, cette relation signifie que les prix relatifs des biens non échangés dans un pays sont inversement proportionnels à la productivité relative dans les deux secteurs. En prenant en compte le fait que le taux de change réel Q soit défini comme :

$$Q = S \frac{P^*}{P}$$

et que la loi du prix unique vaut pour les biens échangés internationalement :

$$P_T = S \cdot P_T^*$$

Nous obtenons :

$$Q = \frac{\frac{P^*}{P_T^*}}{\frac{P}{P_T}}$$

Ainsi, en utilisant les relations précédentes, la définition du taux de change réel revient à :

$$Q = \frac{\beta + (1 - \beta) \frac{P_{NT}^*}{P_T^*}}{\alpha + (1 - \alpha) \frac{P_{NT}}{P_T}}$$

ou encore :

$$Q = \frac{\beta + (1 - \beta) \frac{A_T^*}{A_{NT}^*}}{\alpha + (1 - \alpha) \frac{A_T}{A_{NT}}}$$

Ces deux dernières relations reflètent que pour une productivité relative entre secteurs inchangée à l'étranger, le taux de change réel s'appréciera (se dépréciera) lorsque la productivité dans le secteur T augmente plus (moins) rapidement que dans le secteur NT.

En effet, si la productivité dans le secteur domestique T augmente, les salaires offerts dans ce secteur vont augmenter mais le prix du bien T reste inchangé du fait de l'application de la loi du prix unique. Étant donné la parfaite mobilité du travail entre secteurs, les salaires vont également augmenter dans le secteur NT mais la productivité du secteur NT étant inchangée, la hausse du coût salarial va se répercuter en une hausse du prix du bien NT, conduisant à l'augmentation du niveau général des prix P. P^* étant inchangé, le taux de change réel doit s'apprécier (Q diminue).

Troisièmement, les termes de l'échange désignent le rapport entre le prix des exportations et le prix des importations. Il est également possible de définir les termes de l'échange comme le pouvoir d'achat des exportations d'un pays en termes d'importations¹⁵. L'impact d'une variation des termes de l'échange sur le taux de change réel d'équilibre est théoriquement ambigu. D'une part, une amélioration des termes de l'échange (augmentation du prix relatif des exportations par rapport aux importations) est associée à un effet de substitution. La demande pour les produits importés augmente et, par conséquent, la monnaie nationale devient surévaluée : elle devra se déprécier pour rétablir l'équilibre extérieur. D'autre part, un effet de revenu est possible dû à l'amélioration du compte courant et pourrait mener à une demande accrue de biens non échangés. Ainsi, les prix dans le secteur des biens non échangés ont tendance à augmenter, de même que le niveau général des prix, entraînant à leur tour une appréciation du taux de change réel à l'équilibre. L'effet total de la variation des termes de l'échange sur le taux de change réel dépend de la vigueur des effets de revenu et de substitution. Toutefois, des études empiriques récentes ont montré que l'effet du revenu était prédominant. En conclusion, une augmentation du prix relatif des exportations par rapport aux importations conduit à une appréciation du taux de change réel à l'équilibre (Couharde et al. 2017).

Comme nous l'avons expliqué, la théorie économique prédit des coefficients positifs pour les trois déterminants du taux de change réel.

¹⁵ Bénassy-Quéré, A., Mignon, V., 2008, « Euro-dollar : le face à face », *La lettre du CEPII*, n°279, juin, p2.

La significativité de ces déterminants pour expliquer l'évolution du taux de change réel a été vérifiée empiriquement par plusieurs études (De Gregorio et Wolf, 1994), (Clark et MacDonald, 1998), (Lane et Milesi-Ferretti, 2004), (Bénassy-Quéré, Béréau et Mignon, 2009). De plus, il est important de noter que certaines études ont testé la significativité de ces variables dans des modèles plus parcimonieux, c'est-à-dire en testant le modèle avec d'abord la variable « avoirs extérieurs nets » seule, puis en y ajoutant la variable « productivité relative », et enfin la troisième variable « termes de l'échange » (Coudert, Couharde et Mignon, 2008), ou en testant seulement les variables « avoirs extérieurs nets » et « productivité relative » (Couharde et al., 2018). Il en ressort que les variables de productivité et de position extérieure nette sont plus significatives que les termes de l'échange, mais que cette dernière variable reste quand même un déterminant clé dans le calcul du taux de change réel, peu importe le type de pays étudié.

2.2.3 Le taux de change d'équilibre fondamental

Le taux de change d'équilibre fondamental, « Fundamental Equilibrium Exchange Rate » (FEER), correspond au taux de change effectif réel qui permet de réaliser l'ajustement de la position extérieure nette à son niveau d'équilibre, la production étant à son niveau potentiel. L'idée est de calculer le taux de change effectif réel, à savoir le taux de change d'équilibre fondamental, qui réduirait le compte courant sous-jacent à un "objectif" jugé durable. Cela suppose que le taux de change réel assure à moyen terme la réalisation simultanée de l'équilibre interne (l'économie est à son niveau potentiel) et de l'équilibre externe (son compte courant est soutenable à long terme). L'équilibre interne représente le niveau d'activité consistant avec le plein emploi et un taux faible et soutenable d'inflation. L'équilibre externe signifie que le compte courant du pays, c'est-à-dire ses exportations moins ses importations, n'est ni trop excédentaire ni trop déficitaire. Cela apparaît lorsque le niveau du compte courant est compatible avec le maintien des niveaux de consommation existants, de l'emploi et de la production nationale à long terme. L'approche « FEER » peut être caractérisée de normative car elle délivre un taux de change d'équilibre consistant avec les « conditions économiques idéales »¹⁶.

Dans le court terme, l'équilibre de la balance courante peut être obtenu par un changement de demande domestique (Y). Mais dans le moyen terme, pour que l'ajustement soit consistant avec un retour de l'activité à son potentiel, le taux de change effectif réel doit varier (q). Ces deux conditions sont données par¹⁷ :

$$\begin{array}{ll} Y = \bar{Y} & \text{Équilibre interne} \\ CA(Y, q) = CA^{target} & \text{Équilibre externe} \end{array}$$

¹⁶ Clark et McDonald (1998).

¹⁷ Carton et Hervé (2013).

Le niveau désiré de balance courante est appelé « target ». Le noyau de l'approche d'équilibre macroéconomique consiste à égaliser la balance courante (CA) à la (négative) balance des capitaux (KA)¹⁸ :

$$CA = -KA$$

Plutôt que de spécifier les facteurs comportementaux affectant le taux de change, comme dans l'approche BEER, l'attention dans l'approche FEER est tournée vers les déterminants de la balance courante, qui est expliquée par une fonction de la production globale domestique (Y) et étrangère (Y*), ainsi que du taux de change effectif réel, q :

$$CA = CA(q, Y, Y^*) \quad (1)$$

où $CA_q < 0, CA_Y < 0$ et $CA_{Y^*} > 0$

Toutes choses étant égales par ailleurs, une augmentation du taux de change effectif réel diminue le solde courant, une hausse de la production domestique diminue le solde courant et une augmentation de la production étrangère augmente le solde courant.

L'équation (1) peut être transformée en une relation d'équilibre entre la balance courante et la balance des capitaux, lorsqu'elles sont à des niveaux de plein emploi, où dans un but illustratif, la balance courante est exprimée en une fonction linéaire de ses principaux déterminants :

$$CA = b_0 + b_1 q + b_2 \bar{Y} + b_3 \bar{Y}^* = -\bar{KA} \quad (2)$$

où $b_1 < 0, b_2 < 0, b_3 > 0$.

En utilisant le modèle de la balance courante de la partie gauche de l'équation (2), le taux de change qui est consistant avec la balance macroéconomique – le FEER – est le taux de change effectif réel, q, qui va ramener la balance courante à égalité avec la balance des capitaux « soutenable ». En isolant le taux de change effectif réel (q), on obtient le FEER suivant, où les déterminants de la balance courante sont à des niveaux de plein emploi :

$$FEER = (-\bar{KA} - b_0 - b_2 \bar{Y} - b_3 \bar{Y}^*) / b_1 \quad (3)$$

Selon cette dernière équation, le FEER est « une méthode de calcul d'un taux de change réel qui est consistant avec l'équilibre macroéconomique du moyen terme »¹⁹. De cette manière, comme le FEER est une méthode de calcul, cette approche n'est pas une véritable théorie de détermination du taux de change réel. En revanche, l'hypothèse implicite selon laquelle le taux de change effectif réel actuel, q, va converger dans le temps vers le FEER, est assumée. Par conséquent, cette approche peut être comprise comme une théorie du compte courant à moyen terme de la détermination du taux de change. Il est assumé qu'une divergence de q du FEER mettra en mouvement des forces qui élimineront finalement cette divergence, mais étant donné

¹⁸ La présentation du modèle qui suit respecte de manière fiable le travail de Clark et McDonald (1998).

¹⁹ Wren-Lewis (1992).

que l'approche caractérise seulement une position d'équilibre, la nature des forces d'ajustement n'est pas spécifiée.

De manière à déterminer si le taux de change courant est sur ou sous-évalué selon l'approche FEER, il est nécessaire de comparer q_t avec $FEER_t$. Lorsque $q_t > FEER_t$, le taux de change courant est surévalué, et inversement sous-évalué lorsque $q_t < FEER_t$. Faire l'évaluation exige d'estimer ce que le compte courant serait si (1) q_t devait persister dans le moyen terme et (2) le pays et ses partenaires commerciaux étaient au plein emploi.

Afin de calculer le taux de change d'équilibre fondamental, il est nécessaire de disposer des paramètres d'estimation et de jugement suivants : (1) un modèle du compte courant, (2) des estimations de la production potentielle pour le pays concerné et ses principaux partenaires commerciaux et (3) une estimation ou un jugement concernant $\overline{KA}$.

Une extension de cette approche a été proposée en 1996 par Faruquee, Isard et Masson, dans laquelle les auteurs reconnaissent que l'équilibre du compte courant peut être vu comme la différence entre le niveau désiré agrégé de l'épargne et de l'investissement au plein emploi. Ainsi, le compte de capital net ($-\overline{KA}$) dans l'équation (2) est remplacé par $\bar{S} - \bar{I}$. Le FEER est donc calculé comme le taux de change effectif réel qui va générer un compte courant égal à $\bar{S} - \bar{I}$ lorsque les autres déterminants du compte courant sont à leur niveau de plein emploi. Par conséquent, l'équation (3) est utilisée pour calculer le FEER en remplaçant $-\overline{KA}$ par $\bar{S} - \bar{I}$. Grâce à cette extension, la méthode d'estimation du compte courant d'équilibre est plus plausible et recommande moins de jugement que l'implémentation initiale de l'approche FEER, qui dépend de notions abstraites et subjectives d'« équilibre externe durable » et d'« équilibre interne »²⁰.

2.2.4 Le taux de change d'équilibre naturel

Le modèle du taux de change d'équilibre naturel (Natural Real Exchange Rate, « NATREX ») de Jerome Stein (1994), tend à expliquer les mouvements du taux de change réel de moyen et long terme à l'aide de variables fondamentales. Bien que semblable au modèle BEER, le modèle NATREX est basé sur l'approche de la balance des paiements qui égalise la balance courante avec la balance des capitaux. Dans la spécification de Stein, les flux de capitaux nets sont déterminés par la différence entre l'épargne nationale, une fonction du taux de préférence temporelle, et l'investissement national, le q de Tobin. L'une des hypothèses de ce modèle est donc que le taux de change réel assure simultanément l'équilibre macroéconomique interne et externe de l'économie étudiée²¹.

²⁰ Siregar et Rajan (2006).

²¹ Nous avons décidé de ne pas développer ce modèle, en raison du manque d'explications et de développements sur le sujet, étant donné son manque de popularité.

2.2.5 Sur/sous-évaluations

Selon la théorie économique, une surévaluation de la monnaie d'un pays par rapport à la monnaie d'un autre pays survient lorsque l'on attribue une valeur à cette monnaie supérieure à sa valeur réelle. En effet, il apparaît souvent dans la littérature économique qu'un pays voit sa monnaie être sur ou sous-évaluée de $x\%$. Afin de déterminer ce pourcentage de sur ou sous-évaluation d'une monnaie, il convient de déterminer le taux de change d'équilibre en utilisant l'une des méthodes citées plus haut. Selon la méthode du taux de change d'équilibre comportemental, un mésalignement (écart entre taux de change effectif réel observé et d'équilibre) donne le pourcentage d'écart qui permettrait de restaurer l'équilibre. Ainsi, si le taux de change est mesuré « au certain », un pays verra sa monnaie être surévaluée si l'écart entre le taux de change observé et d'équilibre est positif (le taux de change réel doit se déprécier pour revenir à son niveau d'équilibre) et, inversement, sous-évaluée si l'écart est négatif (le taux de change réel doit s'apprécier pour revenir à son niveau d'équilibre).

3. Revue de la littérature

Dans cette partie, nous allons couvrir les articles se rapprochant de notre question de recherche, en commençant par citer les différents auteurs qui ont élaboré les modèles de détermination des taux de change réels d'équilibre, dont nous avons parlé dans la partie précédente. Ensuite, nous passerons en revue de manière la plus exhaustive possible les auteurs qui ont étudié les divergences monétaires ; d'abord au niveau mondial, puis au niveau européen, c'est-à-dire la littérature se rapprochant le plus de ce travail.

3.1 Les divergences économiques et le taux de change réel

De nombreux auteurs se sont intéressés à l'étude des taux de change d'équilibre, que ce soit selon l'approche de la parité de pouvoir d'achat, c'est-à-dire la théorie de référence en terme de détermination du taux de change d'équilibre, ou selon l'approche macroéconomique. Dans cette dernière approche, nous retrouvons la méthode du taux de change d'équilibre fondamental de Williamson (1985), la méthode du taux de change d'équilibre comportemental de MacDonald (1997) et de Clark et MacDonald (1998), ainsi que le modèle du taux de change naturel proposé par Stein (1994), pour ne citer que les plus utilisés. Ces différentes approches ont ensuite été utilisées à de nombreuses reprises par différents auteurs afin d'évaluer les déséquilibres monétaires, que ce soit au niveau mondial ou au niveau d'une zone monétaire. Certains auteurs se sont même attelés à comparer différentes approches, comme par exemple Bénassy-Quéré et al. (2008) qui ont comparé la PPA, le modèle FEER et le modèle BEER sur le taux de change euro-dollar, ou encore Clark et MacDonald (1998) qui ont établi une comparaison entre BEER et FEER.

Étant donné l'étendue d'articles disponibles sur le sujet, nous allons uniquement couvrir une sélection d'articles récents qui utilisent le modèle BEER pour étudier les divergences des taux de change réels, d'abord au niveau mondial, et ensuite au sein de la zone euro.

3.2 Les divergences mondiales de taux de change réels

Il existe une littérature foisonnante sur les déséquilibres monétaires mondiaux. Parmi ceux-ci, nous pouvons citer Ricci, Lee et Milesi-Ferretti, (2008), Couharde, Delatte, Grekou, Mignon, et Morvillier (2017) ainsi que Bouchoucha (2011).

Ricci, Lee et Milesi-Ferretti, (2008), dans leur papier « Real exchange rates and fundamentals : a cross-country perspective », utilisent des nouvelles mesures pour les différentiels de productivité, les déséquilibres externes et les termes de l'échange des produits de base, afin d'estimer une relation de cointégration de panel entre les taux de change effectifs réels et un ensemble de fondamentaux pour un échantillon de 48 pays industrialisés et marchés émergents. Ainsi, leur article explore le rôle de ces fondamentaux économiques dans l'explication des mouvements du taux de change réel. Leurs résultats montrent que leur choix de fondamentaux économiques, c'est-à-dire les mêmes que ceux que nous allons utiliser, - à savoir la productivité,

les avoirs extérieurs nets et les termes de l'échange - expliquent le comportement de long terme des taux de change effectifs réels. En effet, les résultats confirment une relation positive forte entre le taux de change réel basé sur l'indice des prix à la consommation et les termes de l'échange. De plus, l'impact estimé des écarts de croissance de la productivité entre les biens échangés et les biens non échangés, est faible. Enfin, l'augmentation des avoirs extérieurs nets tend à être associée à une appréciation des taux de change réels.

Afin de créer une ressource publique documentant les déséquilibres monétaires mondiaux sur un vaste horizon de temps, le CEPII²² a développé EQCHANGE, une base de données mondiale innovante sur les taux de change effectifs. Ainsi, l'objectif de ce papier, écrit par Couharde C., Delatte, A-L., Grekou, C., Mignon, V., Morvillier, F. (2017), est de présenter le design et l'implémentation de cette base de données. Celle-ci comporte deux ensembles de données, la première sur les taux de change effectifs réels et nominaux et, la deuxième, sur les taux de change réels effectifs d'équilibre et les déséquilibres monétaires correspondants. La première délivre les taux de change effectifs pour 187 pays, calculés selon trois pondérations différentes et deux panels de partenaires commerciaux (186 ou le top 30) sur la période 1973-2016. La deuxième fournit les estimations du taux de change d'équilibre pour 182 pays sur la période 1973-2016. Les taux de change d'équilibre sont calculés selon l'approche BEER mais les estimations sont testées selon trois équations réduites différentes du taux de change effectif réel et sur divers sous-échantillons d'économies, de manière à pouvoir déduire correctement l'impact de chaque variable. Ils ont par conséquent adopté une approche séquentielle en commençant par le modèle de régression le plus parcimonieux avec seulement la variable du différentiel de productivité, puis ont ensuite ajouté dans un deuxième modèle la position extérieure nette et, dans un troisième modèle, les termes de l'échange. Dans le but de montrer un aperçu de ce qu'il est possible de faire avec la base de données EQCHANGE, ils ont testé les déséquilibres monétaires mondiaux entre 2015 et 2016, et en particulier ceux de la zone euro. Ainsi, la dépréciation de l'euro a entraîné un mouvement généralisé de dépréciations réelles. Cette tendance générale a conduit les monnaies de la plupart des pays périphériques à être moins surévaluées et les monnaies des membres principaux (notamment la France, l'Allemagne et les Pays-Bas) plus sous-évaluées. Mais les auteurs montrent que la réduction des surévaluations dans les pays périphériques n'était pas due à des fondamentaux plus solides. Au lieu de cela, ils sont principalement dus à des taux de change réels dépréciés. En effet, comme nous l'expliquerons dans la partie suivante, les déséquilibres monétaires peuvent être expliqués soit par un changement de taux de change effectif réel soit par un changement de taux de change réel d'équilibre. Dans ce cas-ci, il s'agit donc de la première solution. Par conséquent, il est fort probable que cette correction ne sera pas durable à long terme.

Dans son article, Bouchoucha M. (2011) étudie les déterminants du taux de change effectif réel de plusieurs pays, sur la période 1980-2007, en fonction de leur régime de change (fixe, flottant ou l'union monétaire européenne). En se basant sur des cointégrations en données de panel, l'auteur estime la relation de long terme entre le taux de change et un certain nombre de variables fondamentales, telles que la productivité relative, les avoirs extérieurs nets et les

²² Centre d'études prospectives et d'informations internationales.

termes de l'échange. De manière théorique, l'auteur s'attendait à ce que les signes des trois déterminants soient positifs et significatifs, impliquant qu'une appréciation est associée à des gains de productivité, des termes de l'échange et de surplus dans la balance courante. Cependant, les résultats ne montrent pas cela pour les pays de l'Union Européenne mais pointent plutôt vers un signe négatif associé à la position extérieure nette. Les résultats montrent ainsi que le régime de change a un impact sur les déterminants du taux de change réel, et que le régime de change de la zone euro diffère des deux autres taux de change.

Nous pouvons également citer Holtemöller, O. et Mallick, S. (2013), qui examine l'effet des fondamentaux macroéconomiques sur les taux de change effectifs réels dans 89 pays.

3.3 Les divergences européennes de taux de change réels

A côté des divergences mondiales, les déséquilibres européens, que ce soit au niveau de l'Union Européenne ou de la zone euro, ont également été largement étudiés depuis de nombreuses années. Nous avons sélectionné trois articles dont la méthodologie se rapproche de notre travail.

Partant du constat que, malgré la création d'une monnaie unique au sein de certains pays de l'Union Européenne, les taux de change réels ont continué à diverger, Mignon V., Coudert V., Couharde C. (2013) ont voulu déterminer si les mésalignements des taux de change réels des pays membres se sont aggravés depuis l'union monétaire. Pour y répondre, elles ont évalué les taux de change d'équilibre pour l'ensemble des pays membres en recourant à l'approche du taux de change d'équilibre comportemental (BEER) sur la période 1980-2010, en utilisant l'approche des données de panel. Les mésalignements sont calculés comme la différence entre les parités observées et les parités estimées par le modèle. Les résultats montrent que les taux de change effectifs réels sont surévalués pour les pays périphériques (Grèce, Portugal, Irlande et Espagne) depuis la seconde moitié des années 2000 pour les raisons suivantes. Premièrement, l'inflation plus forte dans ces pays a provoqué une appréciation de leur taux de change réel. Deuxièmement, l'appréciation de l'euro contre les autres monnaies a aggravé les problèmes de compétitivité de ces pays. Troisièmement, leur position extérieure nette a continué à se dégrader, conduisant à une dépréciation de leur taux de change réel d'équilibre. Quatrièmement, leur productivité relative n'a pas progressé suffisamment pour empêcher cette dépréciation du taux de change d'équilibre. De plus, leurs estimations indiquent que l'ampleur des mésalignements a augmenté depuis l'adoption de l'euro et plus particulièrement pour les pays périphériques. En effet, les mésalignements sont plus élevés depuis l'union monétaire pour 8 pays sur 11, et sont plus grands en moyenne pour les pays dits périphériques et la Finlande dans les deux périodes étudiées (1980-1998 et 1999-2010), par rapport aux pays du cœur de la zone euro.

A l'aide du modèle Behavioural Equilibrium Exchange Rate (BEER), Fidora M. et al. (2017) ont utilisé un échantillon de 57 pays entre 1999 et 2016 à une fréquence trimestrielle, afin d'évaluer si l'adoption d'une monnaie unique a eu une incidence sur la taille et la persistance des mésalignements réels du taux de change effectif par rapport au niveau impliqué par les

fondamentaux économiques. Ainsi, ce papier contribue à étudier les effets d'un régime de change flexible par rapport à un régime de change fixe sur les mésalignements monétaires réels, en comparant les pays membres de la zone euro avec les autres. Leurs résultats d'estimation sont consistants avec la théorie économique : relation positive et significative entre le taux de change réel et le PIB par habitant d'une part et la productivité du travail d'autre part, confirmant l'effet Balassa-Samuelson. De plus, l'appréciation réelle était associée à des restrictions commerciales plus strictes, liées à une moindre ouverture des échanges, à des termes de l'échange plus élevés, à des dépenses plus élevées des pouvoirs publics et à des taux d'intérêt réels plus élevés à court terme. Leurs principales conclusions sont les suivantes. Premièrement, les mésalignements réels au sein de la zone euro sont moins importants que ceux d'autres pays avancés ou d'économies émergentes, ce qui suggère que supprimer la possibilité d'ajuster le taux de change nominal n'engendre pas nécessairement des disparités plus importantes. Cela peut, à l'inverse, protéger les taux de change effectifs réels de la volatilité provenant des marchés financiers, diminuant ainsi l'ampleur des déséquilibres réels. Deuxièmement, la réactivité des taux de change réels aux mésalignements antérieurs au sein de la zone euro a été plus faible que dans d'autres pays, ce qui laisse supposer des déséquilibres plus persistants. Depuis 2009, toutefois, la persistance des mésalignements réels dans les pays de la zone euro a diminué. Troisièmement, nous constatons que des réglementations et des institutions de meilleure qualité augmentent la sensibilité des taux de change effectifs réels aux déséquilibres passés, réduisant ainsi leur persistance, en particulier dans des pays de la zone euro qui ont abandonné la possibilité d'ajuster leur taux de change nominal.

Mariarosaria Communale (2015) s'est également intéressée aux déterminants et mésalignements européens des taux de change réels. Dans son article, l'auteur explore le rôle des fondamentaux économiques dans l'explication des mouvements à moyen et long terme des taux de change effectifs réels dans l'UE sur la période 1994-2012 en utilisant des cointégrations en données de panel. Le document fournit ainsi une analyse des mésalignements du taux de change effectif réel pour chaque État membre sur la base de la mesure «d'équilibre», calculée à partir de la composante permanente des fondamentaux (le taux de change effectif). L'auteur trouve que les coefficients des déterminants sont extrêmement différents selon les groupes et parfois également les signes et que la théorie du transfert ne s'applique pas aux pays périphériques et aux pays d'Europe centrale et orientale (PECO). L'importance relative de la variable de transfert et de la mesure de Balassa-Samuelson est cruciale pour les asymétries. Les mésalignements qui en résultent dans l'UE-28 sont énormes et les modèles divergent considérablement d'un groupe à l'autre. Les principaux pays ont été sous-évalués pendant presque toute la période, ce qui entraîne une augmentation importante de la compétitivité de ces pays. Au contraire, la périphérie a connu des taux élevés, en particulier au Portugal.

4. Aspects méthodologiques

Dans cette partie, nous aborderons les aspects méthodologiques avant de commencer l'analyse empirique. Nous commencerons par expliquer la méthodologie empirique choisie ainsi que la représentation de notre spécification complète. Ensuite, nous décrirons les données que nous avons utilisées ainsi que leur provenance et nous les représenterons graphiquement. Enfin, nous détaillerons les différents tests statistiques préliminaires effectués avant l'analyse empirique ainsi que la stratégie d'estimation.

4.1 Méthodologie empirique

Comme dit précédemment, afin de déterminer le pourcentage de sur/sous-évaluation de chaque pays de l'échantillon, il est nécessaire de calculer leur taux de change d'équilibre en estimant une relation de long terme entre leurs taux de change effectifs réels et les fondamentaux économiques cités plus haut. De cette manière, les mésalignements sont déduits en prenant l'écart entre les taux de change réels observés et leurs valeurs estimées par le modèle.

Dans la partie empirique de ce travail, nous avons estimé les déséquilibres monétaires à l'aide de deux techniques différentes : en séries temporelles, c'est-à-dire pays par pays, et en données de panel, c'est-à-dire avec tous les pays. La raison pour laquelle nous avons décidé d'utiliser ces deux approches est que nous avons un échantillon relativement petit (37 données par pays). Étant donné qu'un faible échantillon diminue la robustesse des résultats, nous avons trouvé intéressant de pouvoir comparer les deux approches économétriques. Nous étions en effet curieux d'observer comment se comportent les coefficients, que nous soyons en données de panel ou en séries temporelles.

Le modèle économétrique estimé repose sur l'approche comportementale du taux de change d'équilibre selon laquelle le taux de change effectif réel dépend de trois variables : la position extérieure nette, la productivité relative et les termes de l'échange. L'équation estimée avec la spécification complète est la suivante :

$$r_{it} = \beta_1 NFA_{it} + \beta_2 PROD_{it} + \beta_3 TOT_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4.1)$$

où r_{it} désigne le taux de change effectif réel du pays i à la période t , NFA_{it} la position extérieure nette, $PROD_{it}$ la productivité relative, TOT_{it} les termes de l'échange et ε_{it} le terme d'erreur de la régression. Toutes les variables sont exprimées en logarithme, sauf la position extérieure nette, car celle-ci comprend des valeurs négatives.

4.2 Données utilisées

Les données utilisées concernent la période allant de 1980 à 2017 pour sept pays de la zone euro : Belgique, France, Allemagne, Italie, Espagne, Portugal et Grèce. Nous avons choisi ces pays en raison de leur diversité géographique, composés de nations du centre et de la périphérie,

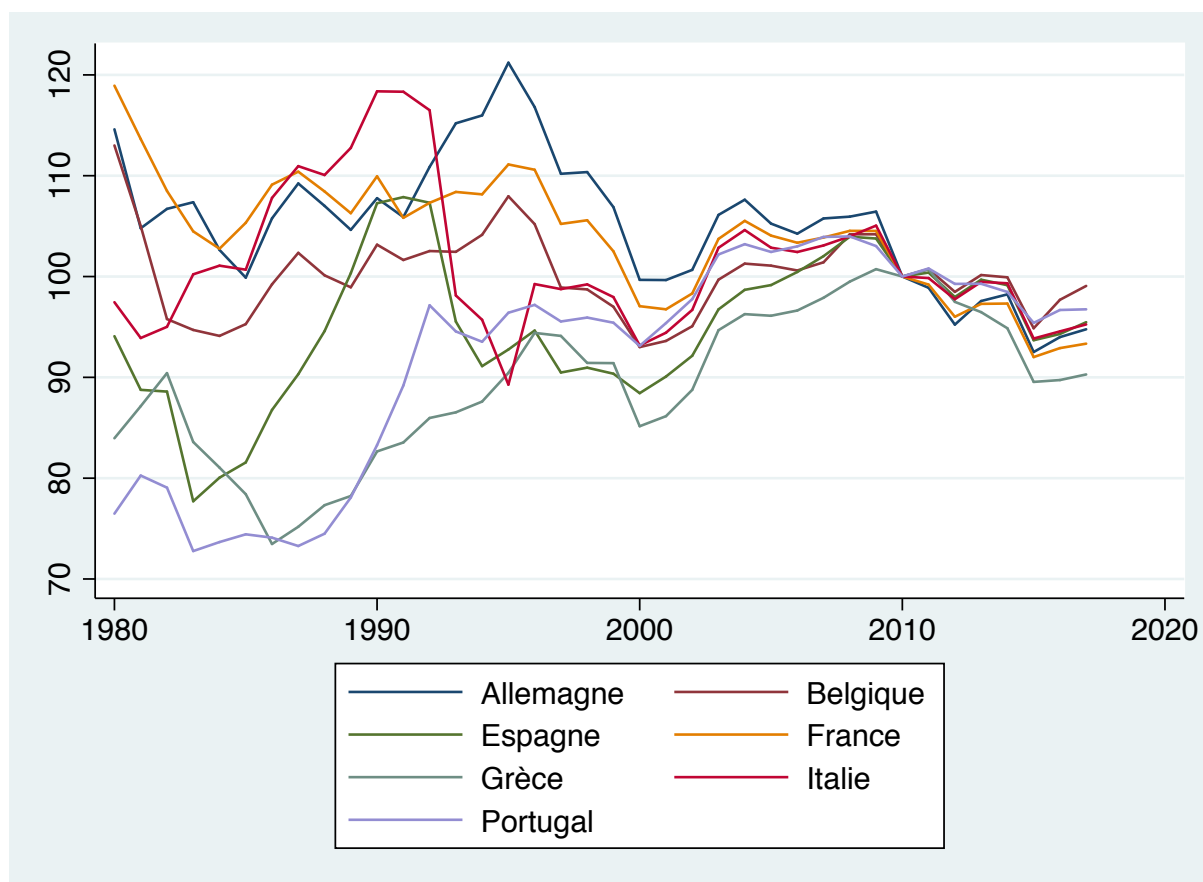
permettant ainsi d'étudier l'hétérogénéité de la zone euro. Les données ont été récoltées annuellement.

Le taux de change effectif réel est calculé en prenant l'indice du taux de change nominal bilatéral entre le pays i et ses partenaires commerciaux j (2010=100), déflaté par les indices des prix à la consommation des pays i et j (2010=100) et ajusté par le poids commercial du pays i avec ses principaux partenaires commerciaux. Toutes les données proviennent de la base de données *International Financial Statistics* (IFS) du Fonds Monétaire International.

$$REER_i = \prod_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^N \left[\frac{CPI_i * S_{ij}}{CPI_j} \right]^{W_{ij}}$$

où $REER_i$ représente le taux de change effectif réel du pays i , CPI l'indice des prix à la consommation, S_{ij} le taux de change nominal bilatéral entre le pays i et son partenaire j ²³, N le nombre de partenaires commerciaux et W_{ij} le poids commercial entre le pays i et son partenaire j ²⁴. Une augmentation (diminution) de l'index d'un pays indique une appréciation (dépréciation) effective réelle.

Graphique 4.2.1 : Taux de change effectif réel en indice (2010=100) [1980 – 2017]



²³ Le taux de change nominal est exprimé en nombre d'unités de devise étrangère par monnaie nationale. Une augmentation correspond donc à une appréciation de la monnaie nationale par rapport à la devise étrangère.

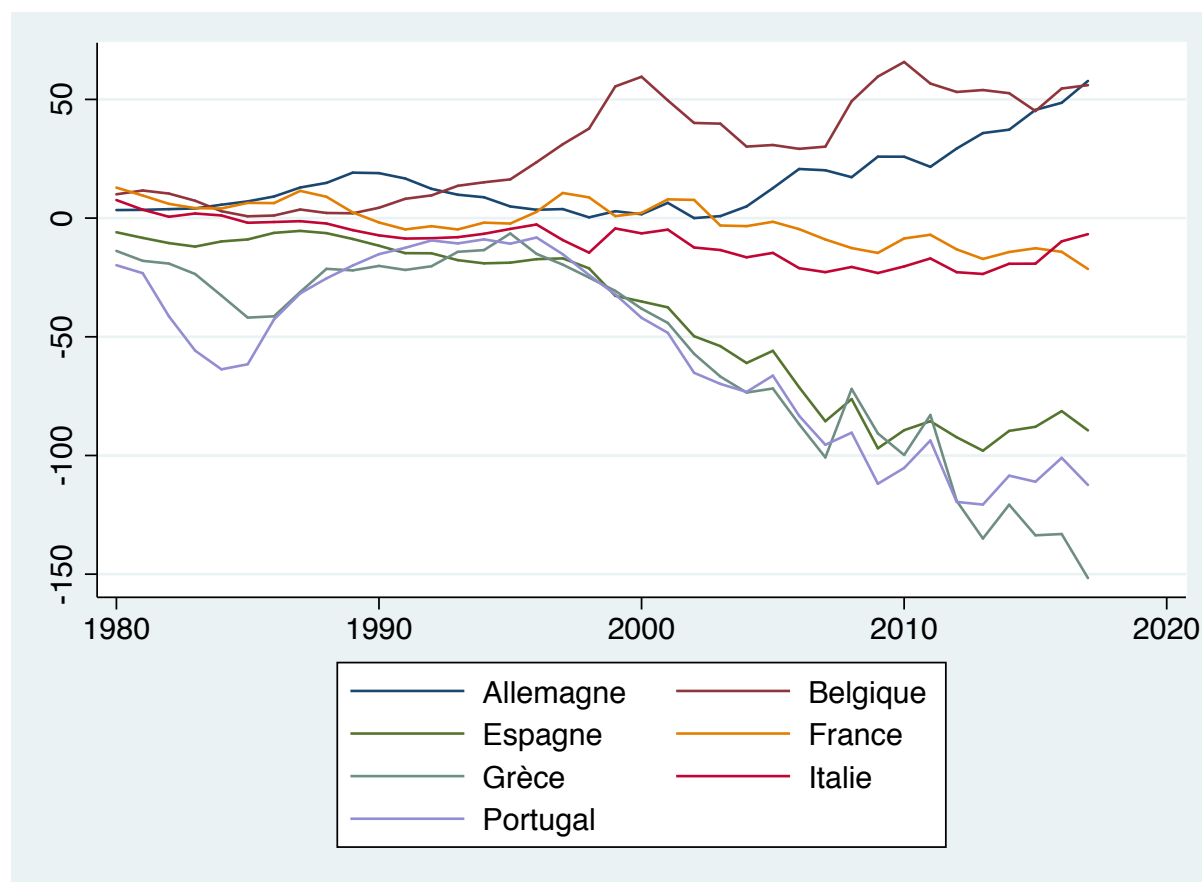
²⁴ Les poids sont normalisés de manière à ce que leur somme soit égale à 1, c'est-à-dire $\sum_{j=1}^N W_{ij} = 1$.

Sur ce graphique, nous pouvons observer des divergences du taux de change effectif réel entre les pays. Les pays de la périphérie, c'est-à-dire l'Espagne, le Portugal et la Grèce, ont des valeurs de REER inférieures à celles des pays du « centre », c'est-à-dire la France, la Belgique et l'Allemagne, sur une grande partie de l'échantillon. L'Italie, malgré le fait qu'elle fasse partie des pays de la périphérie, jouit de valeurs plus élevées que les pays centristes jusque dans le début des années 90, pour ensuite obtenir un REER proche de celui de la Belgique. Nous pouvons également noter que les valeurs du REER ont tendance à diminuer (se déprécier) pour la Belgique, l'Allemagne et la France sur la période, alors que la Grèce, le Portugal et l'Espagne jouissent d'une forte appréciation réelle entre 1980 et 2010. L'Italie a, quant à elle, alterné entre périodes d'appréciation (entre 1980 et 1990), et de dépréciation (entre 1990 et 1995) réelles, pour retrouver une valeur proche de sa valeur initiale en 2017. Il est également à noter que depuis 2000 (c'est-à-dire depuis la création de l'euro), les valeurs des REER de tous les pays se sont fortement rapprochées, alors qu'elles étaient éloignées précédemment. De plus, l'ensemble des pays a subi une appréciation réelle entre 2000 et 2010.

Les positions extérieures nettes, c'est-à-dire les différences entre les avoirs extérieurs et les engagements extérieurs des pays, sont calculées en pourcentage du PIB nominal et proviennent également de la base de données IFS du FMI. En revanche, les données n'étant disponibles qu'à partir de 1995 pour le Portugal et 1998 pour la Grèce, nous avons dû trouver ces données ailleurs. Dans la majorité des articles que nous avons lus²⁵, les positions extérieures nettes sont extraites de la base de données de Lane et Milesi-Ferretti (2007). Cette base de données, s'étendant de 1970 à 2004, a par la suite été actualisée jusqu'en 2011. Les données suivant la même tendance que celles du FMI, nous avons pu les utiliser pour compléter les années manquantes de la Grèce et du Portugal. Les données du PIB nominal proviennent de la Banque Mondiale.

²⁵ Parmi lesquels nous pouvons citer Couharde et al. (2018), Coudert et al. (2015), Bouchoucha (2011), Carrera et Restout (2008).

Graphique 4.2.2 : Position extérieure nette en % du PIB [1980 – 2017], en %

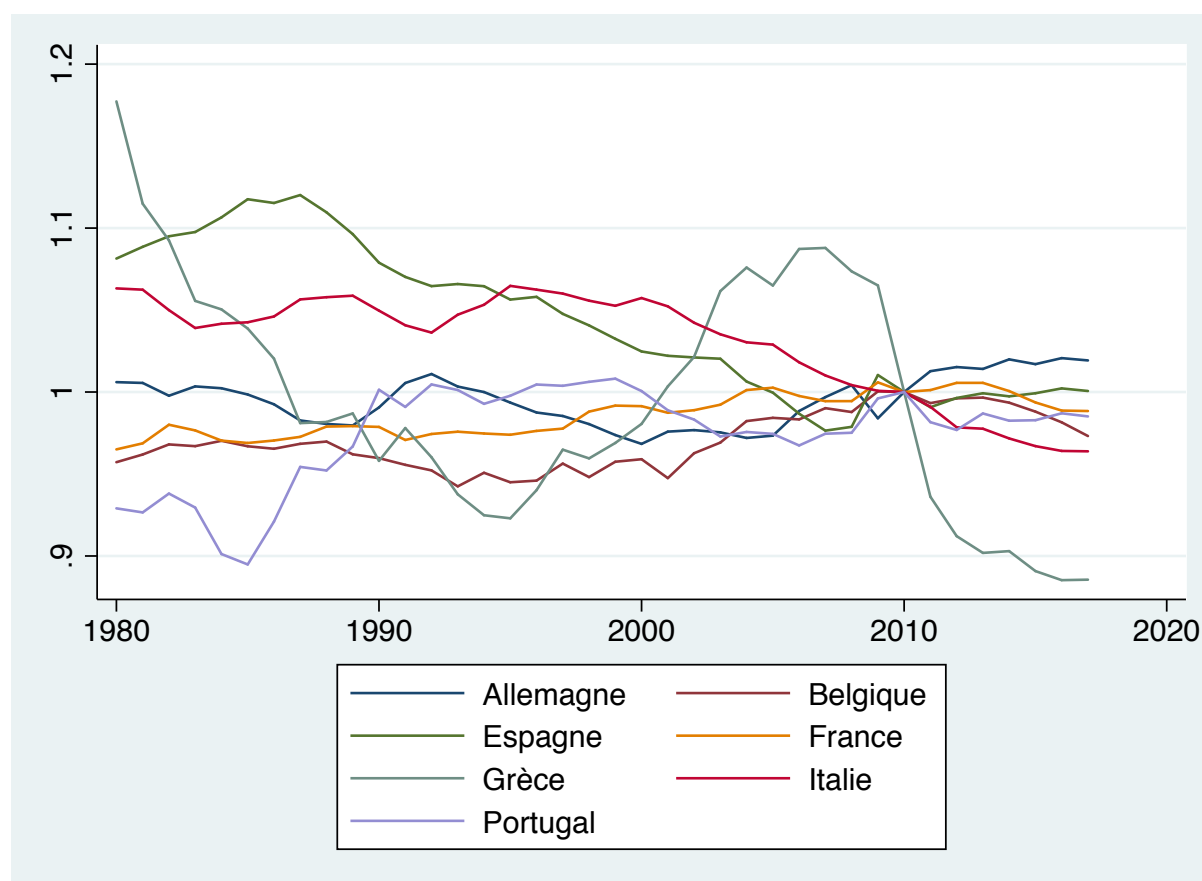


Sur ce graphique, nous pouvons observer trois groupes de pays qui ont subi la même tendance sur toute la longueur de l'échantillon. Premièrement, les pays du centre, c'est-à-dire la Belgique et l'Allemagne, ont vu leur position extérieure nette en pourcentage du PIB, augmenter sur la période, pour obtenir des valeurs largement supérieures aux autres pays depuis ces dernières années. Deuxièmement, la France et l'Italie ont eu des valeurs de la position extérieure nette qui sont restées stables sur toute la longueur de l'échantillon. Enfin, les pays de la périphérie, c'est-à-dire la Grèce, le Portugal et l'Espagne, ont subi une position extérieure nette en forte diminution depuis 1980 pour l'Espagne, et depuis le milieu des années 1990 pour la Grèce et le Portugal. Ces trois pays ont des valeurs largement inférieures aux autres pays.

Afin de tester empiriquement l'effet Balassa-Samuelson, des données de la productivité du secteur échangeable, ainsi que celles du secteur non-échangeable, sont nécessaires. En raison du manque de données disponibles sur la productivité sectorielle, différents proxys de la productivité ont été utilisés dans la littérature : le PIB par tête (ou par travailleur) divisé par celui d'une moyenne pondérée des partenaires commerciaux, la productivité manufacturière divisée par celle d'une moyenne pondérée des partenaires commerciaux, le rapport entre l'indice des prix à la consommation (IPC) et l'indice des prix à la production (IPP) ou la productivité totale des facteurs (TFP) divisée par celle d'une moyenne pondérée des partenaires commerciaux. La pondération par rapport aux principaux partenaires commerciaux est construite de la même manière que pour le calcul du taux de change effectif réel. Comme nous

devons disposer de données complètes sur l’horizon de temps de notre échantillon (1980-2017), nous avons utilisé le proxy de la productivité totale des facteurs (TFP), divisée par celle d’une moyenne pondérée des partenaires commerciaux pour le calcul de la productivité relative. Nous sommes conscients que ce proxy n’est pas le plus pertinent pour représenter de manière totalement fiable l’effet Balassa-Samuelson, mais nous avons privilégié la longueur de l’échantillon. Les données de la productivité totale des facteurs de toute l’économie ont été recueillies à partir de la base de données AMECO de la Commission Européenne. Pour calculer la productivité relative, nous avons divisé la productivité totale des facteurs de toute l’économie de chaque pays par celle mesurée au niveau de l’ensemble de la zone euro (comprenant 12 pays). Nous avons procédé de cette manière car les pondérations utilisées pour le calcul du taux de change effectif réel n’étaient pas disponibles. De plus, nous partons de l’hypothèse que les principaux partenaires commerciaux des pays de notre échantillon font partie de la zone euro. Ces données sont exprimées en indice (2010=100).

Graphique 4.2.3 : Productivité relative en indice (2010=1) [1980 – 2017]

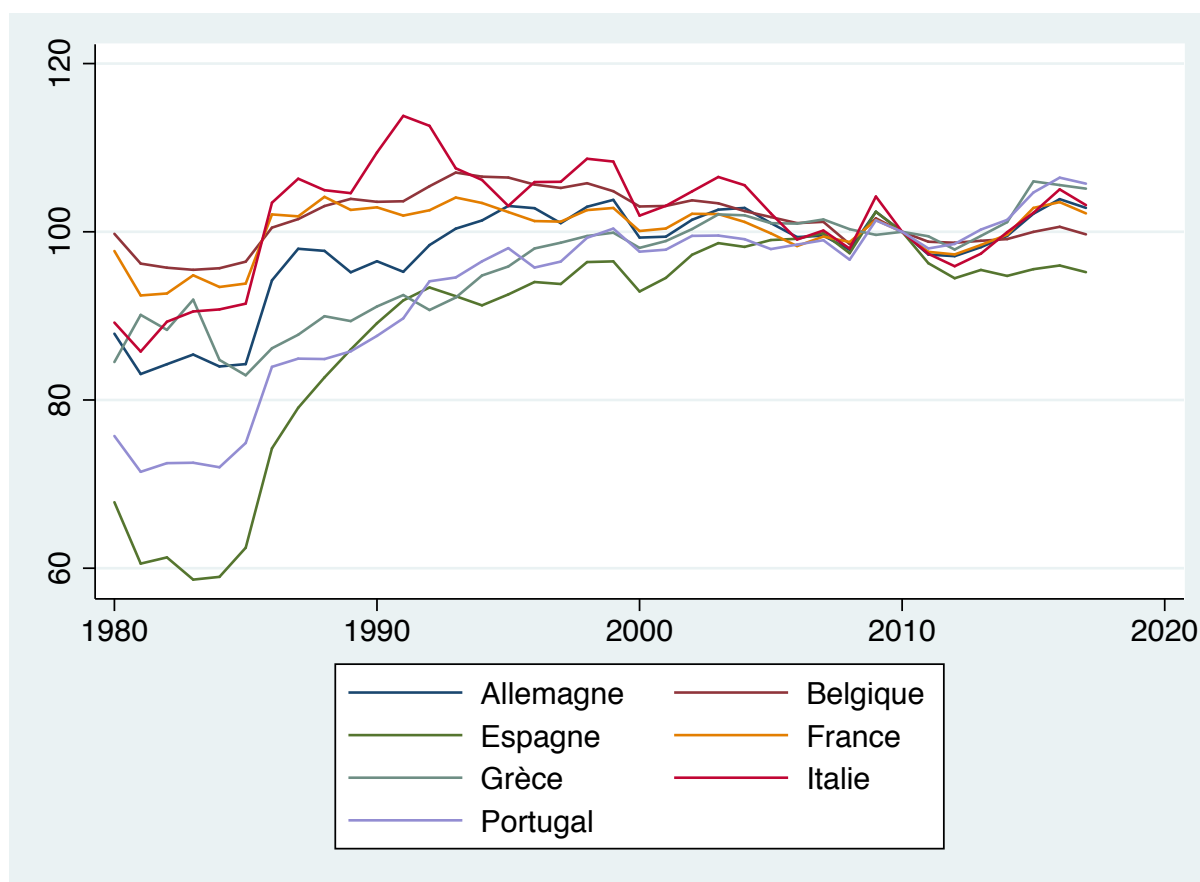


Sur ce graphique, nous pouvons observer que la productivité relative a évolué de manière différente pour certains pays de la zone euro. Premièrement, la productivité relative de l’Allemagne et du Portugal est en légère augmentation sur l’échantillon, avec l’Allemagne étant le pays qui possède la valeur la plus élevée depuis 2010. Deuxièmement, la France et l’Espagne voient leur productivité relative diminuer sur toute la période, tandis que la Belgique et l’Italie ont une productivité relative stable. Enfin, la Grèce quant à elle, subit une évolution de sa

productivité relative très fluctuante, avec des valeurs qui baissent drastiquement jusque dans les années 90, pour ensuite remonter jusqu'en 2008 (avec des valeurs supérieures aux autres pays) et, enfin, diminuer à nouveau pour obtenir des valeurs inférieures aux autres pays depuis 2010.

Les termes de l'échange, définis comme le ratio entre l'indice des prix des exportations et l'indice des prix des importations, proviennent de la base de données de l'OCDE, et sont exprimés en indice (2010=100).

Graphique 4.2.4 : Termes de l'échange en indice (2010=100) [1980 – 2017]



Sur ce graphique, nous pouvons observer que la tendance générale des termes de l'échange pour la plupart des pays est une augmentation. En effet, nous pouvons constater que les courbes de l'Espagne, du Portugal, de la France, de la Grèce, de l'Italie et de l'Allemagne sont en amélioration sur toute la longueur de l'échantillon. La Belgique, quant à elle, jouit d'une tendance de ses termes de l'échange stable sur la période, avec des valeurs qui augmentent dans les années 1990 pour ensuite se stabiliser autour de 100.

Nous avons résumé les sources des différentes variables dans le tableau 4.2.1 afin d'obtenir une vue d'ensemble. Les statistiques descriptives de nos variables sont également disponibles en annexes (cf. tableau A-1.2).

Tableau 4.2.1 : Résumé des sources des données utilisées

Variables	Banque de données
Taux de change effectif réel	IFS
Position extérieure nette	IFS, Lane et Milesi-Ferretti
PIB nominal	Banque Mondiale
Productivité totale des facteurs	AMECO
Termes de l'échange	OCDE

4.3 Tests de stationnarité et de cointégration

Dans cette section, nous allons tester la stationnarité et la cointégration des variables afin de connaître le type d'estimation que nous allons utiliser. En effet, en fonction des résultats que nous obtenons, la méthode d'estimation diffère. De plus, la littérature empirique qui étudie les déséquilibres monétaires obtient que le taux de change effectif réel et ses fondamentaux sont non-stationnaires et cointégrés, appuyant donc sur le fait que ces tests préliminaires sont très importants²⁶. La stationnarité est vérifiée avant la cointégration car pour qu'une relation de cointégration puisse exister, il faut que les variables soient non-stationnaires et intégrées du même ordre. Comme dit précédemment, nous avons estimé la relation entre le taux de change effectif réel et ses déterminants selon l'approche des données de panel et de séries temporelles. Nous avons par conséquent testé la stationnarité et la cointégration selon les deux approches.

Série temporelle

Une série temporelle Y_t ($t=1,2,\dots$) est dite stationnaire (ou intégrée d'ordre 0) lorsque ses propriétés statistiques ne varient pas dans le temps (espérance, variance, autocorrélation), c'est-à-dire lorsque les trois caractéristiques suivantes sont respectées :

$$\begin{aligned} E(Y_t) &= \mu \\ \text{var}(Y_t) &= \sigma^2 \\ \text{cov}(Y_t, Y_{t-s}) &= \gamma_s \end{aligned}$$

Si une de ces trois caractéristiques n'est pas vérifiée, alors la série est non-stationnaire (ou intégrée d'ordre d)²⁷. Il est important de tester la stationnarité des variables car la non-stationnarité a des conséquences fondamentales économétriquement. En présence de racines unitaires, on ne peut appliquer les méthodes classiques de régression de variables stationnaires, telle que la méthode simple des Moindres Carrés Ordinaires, sinon la régression effectuée est dite fallacieuse ou illusoire, c'est-à-dire caractérisée par un R^2 et des t de Student très élevés.

²⁶ Nous pouvons citer les travaux suivants : Carrera et Restout (2008), Bouchoucha (2011), Coudert et al. (2015), Fidora et al. (2017), Couharde et al. (2018).

²⁷ Une série est dite intégrée d'ordre d si elle est stationnaire après d différences. Par exemple, si nous avons une variable y_t non stationnaire et que $y_t - y_{t-1}$ est stationnaire, nous savons que y_t est intégrée d'ordre 1.

Une des solutions consiste à prendre les variables en différence première, de manière à les rendre stationnaires.

Il existe plusieurs tests de racines unitaires pour tester la non-stationnarité des variables en séries temporelles, dont le test de Dickey-Fuller augmenté (ADF), que nous avons utilisé afin de détecter l'ordre d'intégration du taux de change réel et de ses principaux déterminants. Le test de Dickey-Fuller augmenté teste l'hypothèse nulle selon laquelle la série suit un processus de racines unitaires contre l'hypothèse alternative de stationnarité.

Nous avons considéré trois modèles différents dans le test ADF²⁸ :

- 1) le modèle sans constante et sans tendance qui supprime le terme constant dans le modèle et indique que le processus sous l'hypothèse nulle est une marche aléatoire.
- 2) le modèle avec constante et sans tendance.
- 3) le modèle avec constante et tendance qui indique qu'un terme de tendance doit être inclus dans la régression associée et que le processus sous l'hypothèse nulle est une promenade aléatoire.

Ces modèles peuvent ensuite être modifiés pour tenir compte du nombre de retards appropriés. Le choix du nombre de retards a été choisi par la méthode du retard maximal significatif, c'est-à-dire que nous avons commencé par 0 retard, puis nous avons ajouté un retard, puis deux, et nous avons ensuite choisi le nombre de retards qui donne le plus haut taux de significativité.

Afin de déterminer quel modèle utiliser pour chaque variable, nous avons analysé les représentations graphiques des variables et procédé ensuite comme suit :

- si les séries semblaient tourner autour de 0, nous avons utilisé le test 1)
- si les séries semblaient tourner autour d'une constante différente de 0, nous avons utilisé le test 2)
- si les séries semblaient suivre une tendance linéaire, nous avons utilisé le test 3)

Après avoir choisi quel modèle utiliser pour chacune des variables, nous avons appliqué le test ADF sur Stata à chaque variable en niveau pour chaque pays séparément. Les résultats retenus sont présentés dans le tableau suivant²⁹ :

²⁸ <https://www.stata.com/manuals13/tsdfuller.pdf>

²⁹ Les résultats complets sont disponibles en annexes (cf. tableau A-1.3).

Tableau 4.3.1 : Tests de Dickey-Fuller augmenté (ADF) sur les variables en niveau du modèle en séries temporelles

	<i>Belgique</i>	<i>France</i>	<i>Allemagne</i>	<i>Grèce</i>	<i>Italie</i>	<i>Portugal</i>	<i>Espagne</i>
<i>LNREER</i>	-3.882 (C,1)	-1.941 (C,0)	-1.706 (C,0)	-1.843 (C,3)	-2.933 (C,2)	-1.815 (CT,3)	-3.391 (CT,1)
<i>NFAGDP</i>	-3.319 (CT,3)	-1.198 (C,1)	-0.432 (CT,0)	-1.367 (CT,0)	-2.188 (C,0)	-1.852 (CT,3)	-2.306 (CT,3)
<i>LNTFP</i>	-1.800 (C,3)	-1.821 (C,0)	-1.591 (/,1)	-1.915 (C,2)	-1.401 (CT,2)	-2.208 (C,3)	-2.085 (CT,1)
<i>LNTOT</i>	-2.542 (C,3)	-2.750 (CT,3)	-2.526 (CT,1)	-2.724 (CT,0)	-2.850 (CT,1)	-2.573 (CT,3)	-2.961 (CT,3)

- Les variables LNREER, LNTFP et LNTOT correspondent respectivement aux logarithmes du taux de change effectif réel, de la productivité relative et des termes de l'échange. La variable NFAGDP correspond à la position extérieure nette prise en pourcentage du PIB.
- Les informations entre parenthèses indiquent respectivement le modèle correspondant (C pour constante, CT pour constante et tendance, / pour ni l'un ni l'autre) et le nombre maximal de retards significatifs.
- Les valeurs critiques de Mackinnon, pour un échantillon de 37 observations, sont de -3.58 et -2.93 pour des niveaux de significativité de respectivement 1% et 5% pour les modèles sans tendance et de -4.15 et -3.50 pour des niveaux de significativité de respectivement 1% et 5% pour les modèles avec tendance.
- Les expérimentations avec plus ou moins de retards dans la régression augmentée concluent de manière identique.

Lorsque nous observons ce tableau, nous pouvons conclure que toutes les variables sont non-stationnaires à 1% (car les t-statistiques sont inférieures en valeur absolue à la valeur critique 3.58) sauf le logarithme du taux de change effectif réel pour la Belgique qui est stationnaire à 1%, 5% et 10%³⁰. Étant donné que la variable LNREER est stationnaire uniquement pour la Belgique, nous avons pris comme hypothèse que toutes nos variables sont non-stationnaires. Ces résultats sont donc identiques aux travaux réalisés sur le même sujet que nous avons pu lire. De plus, nous avons également testé la stationnarité de ces variables en différence première à l'aide du test ADF, et le résultats obtenu est que nous sommes en présence de variables stationnaires³¹. Nos variables sont par conséquent intégrées d'ordre 1 car ils faut les différencier une fois pour les rendre stationnaires.

Après avoir testé la stationnarité des variables, nous pouvons tester la présence de relations de cointégration de long terme entre deux ou plusieurs variables non stationnaires et intégrées du même ordre. Afin de vérifier si la régression effectuée sur des variables non-stationnaires ne sera pas fallacieuse, il faut d'abord réaliser un test de cointégration. En effet, nous n'avons pas de régression fallacieuse lorsque les variables sont cointégrées. De manière formelle, si deux variables sont non-stationnaires (intégrées d'ordre 1) et qu'une combinaison linéaire de ces variables est stationnaire (intégrées d'ordre 0), alors ces deux variables sont cointégrées. Cela

³⁰ Car $3.882 > 3.58$, par conséquent nous pouvons rejeter l'hypothèse nulle de racine unitaire pour accepter l'hypothèse alternative de stationnarité.

³¹ Ces résultats ne sont pas reportés.

signifie que, si ces variables s'écartent l'une de l'autre à court terme, les forces économiques vont avoir tendance à restaurer l'équilibre entre les deux variables à long terme. La cointégration signifie donc que deux séries varient ensemble dans un équilibre de long terme. Pour qu'une relation de cointégration puisse exister, il faut que le résidu issu de la régression soit stationnaire. Pour tester l'existence de relations de cointégration, nous avons appliqué le test de Dickey-Fuller augmenté sur les résidus de la régression MCO (équation 4.1) pour chaque pays afin de déterminer s'ils sont stationnaires. Il est normalement important d'également utiliser la méthode du maximum de vraisemblance afin de déterminer le nombre exact de vecteurs de cointégration. Cependant, comme notre échantillon est relativement petit et que les tests manquent de robustesse, nous avons décidé de ne pas utiliser cette méthode. Les résultats sont disponibles dans le tableau 4.3.2.

Tableau 4.3.2 : Tests de Dickey-Fuller augmenté sur les résidus de l'équation MCO (4.1) en séries temporelles

	<i>Belgique</i>	<i>France</i>	<i>Allemagne</i>	<i>Grèce</i>	<i>Italie</i>	<i>Portugal</i>	<i>Espagne</i>
<i>Res</i>	-4.654*	-2.750*	-2.916*	-2.427**	-1.978**	-2.145**	-2.537**

* Variables significatives à 1%, ** à 5%, *** à 10%.

- Les valeurs critiques de Mackinnon pour un échantillon de 37 observations et un modèle sans constante sont de -2.641, -1.950 et -1.605 à des niveaux de significativité de 1%, 5% et 10% respectivement.
- *Res* correspond aux résidus obtenus par la régression MCO sur l'ensemble des variables non-stationnaires de notre modèle.
- Le test ADF a été appliqué pour tous les pays avec un modèle sans constante et sans retard.

Les résultats que nous obtenons dans ce tableau nous indiquent que les résidus sont stationnaires à 1% pour la Belgique, la France et l'Allemagne, et à 5% pour la Grèce, l'Italie, le Portugal et l'Espagne. En effet, les t-statistiques sont toutes supérieures en valeur absolue aux valeurs critiques des niveaux de significativité correspondant. Nous pouvons donc conclure à l'aide de ce tableau qu'il existe au moins une relation de cointégration entre nos variables non-stationnaires, signifiant qu'elles sont cointégrées et que notre régression ne sera pas fallacieuse avec l'estimateur des MCO.

Étant donné que notre échantillon est composé d'un petit nombre d'observations, les tests de stationnarité et de cointégration manquent de robustesse comme nous l'avons déjà mentionné. Par souci de justesse, nous avons décidé de tester les variables par la méthode des MCO en niveau, ainsi qu'en différence première afin de pouvoir comparer les différents résultats.

Données de panel

Il existe plusieurs tests afin de détecter la présence de racines unitaires dans les variables en données de panel, parmi lesquels le test de Im-Pesaran-Shin (IPS) que nous avons choisi. Celui-ci teste l'hypothèse nulle que toutes les séries des variables suivent un processus unitaire, contre l'hypothèse alternative que les séries sont stationnaires pour au moins un membre du panel. L'hypothèse nulle de non-stationnarité du test IPS est donc testée contre l'hypothèse alternative que certaines séries (pas nécessairement toutes) sont stationnaires. Les résultats sont disponibles dans le tableau 4.3.3.

Tableau 4.3.3 : P-valeurs du test IPS sur les variables du modèle en données de panel

VARIABLES	P-VALEURS TEST IPS
LNREER	0.0838
NFAGDP	0.9998
LNTFP	0.9096
LNTOT	0.3508

Notes : les p-valeurs sont calculées avec le modèle du test IPS standard, c'est-à-dire sans tendance et sans retard. Lorsque nous ajoutons la tendance et des retards, les résultats concluent de manière identique.

Les résultats que nous obtenons dans ce tableau nous indiquent que les quatre variables sont non-stationnaires car la p-valeur de la variable LNREER est supérieure à 5% et les p-valeurs des trois autres variables sont largement supérieures à 10%.

Afin de tester la cointégration des variables, nous avons utilisé le test de Pedroni (1995, 1997, 1999, 2003) et le test de Kao (1999). Tous les deux testent l'hypothèse nulle d'absence de cointégration, contre l'hypothèse alternative que tous les panels sont cointégrés. Pedroni propose trois tests : Phillips-Perron Modifié, Phillips-Perron et Dickey-Fuller Augmenté. Les résultats des différents tests de Pedroni sont disponibles dans le tableau 4.3.4.

Tableau 4.3.4 : Tests de cointégration de Pedroni sur les variables du modèle en données de panel

TESTS DE PEDRONI	P-VALEURS
MODIFIED PHILLIPS-PERRON	0.0529
PHILLIPS-PERRON	0.4903
AUGMENTED DICKEY-FULLER	0.4089

- Les trois tests sont les différents tests proposés par Pedroni.
- Le test de Pedroni a été appliqué avec un modèle sans tendance et sans retard. Cependant, les résultats restent identiques lorsque l'on ajoute la tendance et des retards.

Les résultats de ce tableau nous permettent de conclure que les variables ne sont pas cointégrées car les p-valeurs sont toutes supérieures à 1% et 5%.

Kao propose cinq tests : Dickey-Fuller Modifié, Dickey-Fuller, Dickey-Fuller Augmenté, Dickey-Fuller Modifié non ajusté et Dickey-Fuller non ajusté. Les résultats des différents tests de Kao sont disponibles dans le tableau 4.3.5.

Tableau 4.3.5 : Tests de cointégration de Kao sur les variables du modèle en données de panel

TESTS DE KAO	P-VALEURS
MODIFIED DICKEY-FULLER	0.0029
DICKEY-FULLER	0.0246
AUGMENTED DICKEY-FULLER	0.0082
UNADJUSTED MODIFIED DICKEY-FULLER	0.0036
UNADJUSTED DICKEY-FULLER	0.0260

- Les cinq tests sont les différents tests proposés par Kao.
- Le test de Kao a été appliqué avec un modèle sans tendance et sans retard. Cependant, les résultats restent identiques lorsque l'on ajoute la tendance et des retards.

Les résultats de ce tableau nous permettent de conclure que les variables sont cointégrées car les p-valeurs sont toutes inférieures à 5%. Les résultats des deux tests sont donc opposés. En revanche, comme nous avons obtenu que nos variables sont cointégrées en séries temporelles, nous avons pris comme hypothèse que les variables sont également cointégrées en données de panel. Par conséquent, il existe une relation de long terme entre les différentes variables du modèle.

En cas de présence de cointégration en données de panel, l'estimateur simple des Moindres Carrées Ordinaires ne peut normalement pas être utilisé car il pourrait générer des coefficients biaisés. Pour pallier ce problème, les estimateurs populaires utilisés pour estimer la relation de long terme entre les variables intégrées dans un panel hétérogène sont premièrement les MCO dynamiques (DOLS), qui est un modèle d'estimation qui ajoute des valeurs avancées et des retards de première différence afin d'absorber les effets de rétroaction endogènes de la variable dépendante aux régresseurs, et deuxièmement les MCO complètement modifiés (FMOLS), qui consistent à modifier les moindres carrés pour tenir compte des effets de corrélation en série et de l'endogénéité des régresseurs résultant de l'existence d'une relation de cointégration. Cependant, il existe un estimateur récent, le Pooled Mean Group (PMG), que nous avons choisi d'utiliser et qui peut être considéré comme un modèle intermédiaire permettant un plus grand degré d'hétérogénéité dans lequel les effets fixes, les coefficients de court terme et les variances d'erreur peuvent différer entre les groupes (Bouchoucha, 2012)³².

Pour la même raison qu'en séries temporelles et parce que les deux tests de cointégration concluent de manière opposée, nous avons testé notre modèle avec l'estimation des MCO en niveau et en différence première, ainsi qu'à l'aide de l'estimateur Pooled Mean Group.

³² Cet estimateur a également été choisi par les auteurs dans l'article Couharde et al. (2018).

4.4 Stratégie d'estimation

La dernière étape consiste à combiner les séries de taux de change effectif réel avec les séries de taux de change d'équilibre afin de déduire les déséquilibres monétaires pour chaque pays. Nous calculons donc, pour chaque pays i , la différence entre le taux de change effectif réel observé ($reer_{i,t}$) et son niveau d'équilibre ($erer_{i,t}$) tel que donné par la valeur estimée issue du modèle (4.1), à la période t ³³ :

$$Més_{i,t} = reer_{i,t} - erer_{i,t} \quad (4.2)$$

où $erér = reer_{bar} + reer_{hat}$

avec $reer_{bar}$ la moyenne du REER sur la période d'estimation; $reer_{hat}$ la valeur prédite du REER à partir des valeurs estimées de l'équation (4.1). En effet, afin d'obtenir le taux de change effectif réel d'équilibre, nous devons rajouter la moyenne du REER sur toute la période à la valeur prédite du REER³⁴.

Les valeurs des mésalignements donnent l'ajustement que doit effectuer le taux de change réel pour restaurer l'équilibre. Si le mésalignement a un signe négatif ($reer_{i,t} < erer_{i,t}$), nous sommes en présence d'une sous-évaluation, car le taux de change doit s'apprécier pour retrouver sa valeur d'équilibre de long terme. Si le mésalignement a un signe positif ($reer_{i,t} > erer_{i,t}$), nous sommes en présence d'une surévaluation, car le taux de change doit se déprécier pour retrouver sa valeur d'équilibre de long terme. Pour obtenir les pourcentages de déséquilibres monétaires, il suffit de multiplier la valeur des mésalignements par 100 étant donné que nos variables sont en logarithme.

Ainsi, les déséquilibres monétaires peuvent être expliqués soit par un changement de REERs soit par un changement de ERERs. Le taux de change réel d'un pays peut donc devenir surévalué pour deux catégories de raisons : soit parce qu'il s'est apprécié, soit parce que le taux de change d'équilibre s'est déprécié suite à la dégradation des fondamentaux du pays.³⁵ La surévaluation de la monnaie d'un pays peut donc provenir de cinq facteurs : soit (i) l'appréciation de l'euro contre les monnaies tierces ou (ii) une inflation plus élevée dans les pays par rapport à ses partenaires, soit (iii) une baisse de sa productivité relative, (iv) ou une dégradation de sa position extérieure nette, (v) ou encore d'un changement négatif des termes de l'échange.

³³ Couharde et al. (2018).

³⁴ Ces explications nous ont été amicalement apportées par Carl Grekou (CEPII).

³⁵ Coudert et al. (2015)

5. Résultats

Dans cette partie, nous discuterons premièrement des résultats attendus concernant les coefficients des variables ainsi que les mésalignements monétaires. Deuxièmement, nous analyserons les résultats d'estimation que nous obtenons. Troisièmement, nous considérerons les déséquilibres monétaires calculés. Quatrièmement, nous effectuerons des tests de robustesse. Enfin, nous comparerons nos résultats à ceux de Couharde et al. (2018), c'est-à-dire le papier ayant les résultats de mésalignements de la zone euro les plus récents à notre connaissance.

5.1 Résultats attendus

Nous allons discuter des résultats que nous nous attendons à obtenir suite à l'estimation de l'équation (4.1) compte tenu de la théorie économique et des données que nous avons. Nous allons commencer par les résultats attendus concernant les coefficients des déterminants du taux de change effectif réel, à savoir la position extérieure nette, la productivité relative et les termes de l'échange. Nous terminerons par les résultats attendus concernant les mésalignements monétaires, c'est-à-dire si nous nous attendons à voir les monnaies des différents pays être sur, sous ou correctement évaluées. Pour cela, nous allons examiner si les fondamentaux suivent la même tendance que celle du taux de change effectif réel observé.

5.1.1 Résultats attendus concernant les coefficients des déterminants du taux de change d'équilibre

Théoriquement, nous nous attendions à ce que la détérioration de la position extérieure nette conduise à une dépréciation du taux de change effectif réel dans le long terme, et inversement. En effet, un déficit du compte extérieur courant crée une augmentation de la dette extérieure nette d'un pays, qui doit être financée par emprunts auprès du reste du monde. Afin d'être solvable, le pays doit disposer et être capable de générer suffisamment d'excédents du compte courant pour rembourser ce qu'il a emprunté et réduire le déficit, ce qui nécessite une dépréciation du taux de change réel, et inversement dans le cas d'une amélioration de la position extérieure nette.

Ensuite, l'effet Balassa-Samuelson, représenté par la productivité relative, montre qu'une productivité élevée devrait conduire à une réduction du coût relatif de la production et donc à une réduction du prix relatif des biens échangés par rapport au prix des biens non échangés, et par conséquent à une appréciation du taux de change effectif réel.

Enfin, une augmentation des termes de l'échange conduit à deux effets différents : un effet revenu et un effet de substitution. Comme nous l'avons expliqué dans la partie théorique, les études empiriques ont montré que l'effet revenu domine. Par conséquent, lorsque les termes de l'échange s'améliorent, le compte courant s'améliore, conduisant à une demande accrue des biens non échangés. Les prix dans le secteur des biens non échangés ont alors tendance à

augmenter, de même que le niveau général des prix, entraînant à leur tour une appréciation du taux de change réel à l'équilibre.

Selon la théorie économique, nous nous attendions par conséquent à ce que les coefficients de ces trois variables soient associés à un signe positif.

5.1.2 Résultats attendus concernant les mésalignements monétaires (cf. graphiques 4.2.1 à 4.2.4)

Belgique

La position extérieure nette de la Belgique est positive et en augmentation sur toute la longueur de l'échantillon, avec les valeurs les plus élevées en moyenne. La productivité relative est plutôt faible par rapport aux autres pays et se situe en dessous de 1, mais est stable. Les termes de l'échange sont relativement élevés par rapport aux autres pays jusqu'en 2010 et baissent légèrement depuis lors. Au début de la période, nous estimions que la monnaie belge est correctement évaluée. Etant donné qu'à partir du milieu des années 90 les REER commencent à diminuer et que la position extérieure nette est en constante augmentation avec des termes de l'échange élevés, nous nous attendions à ce que la Belgique ait une monnaie sous-évaluée jusque dans les années 2000, pour ensuite s'apprécier légèrement et être sous-évaluée depuis 2010.

France

La position extérieure nette de la France est en légère baisse sur toute la période et négative depuis le début des années 2000. La productivité relative est plutôt faible et se situe en dessous de 1. Les termes de l'échange sont relativement élevés par rapport aux autres pays et stables dans le temps. Étant donné que les REER de la France alternent entre périodes d'appréciation et de dépréciation avec des valeurs plutôt élevées jusque dans les années 90 et que ses fondamentaux sont moyennement élevés, nous nous attendions à ce que la France ait une monnaie surévaluée jusque dans les années 90. Ensuite, nous nous attendions à ce que la monnaie française soit légèrement sous-évaluée depuis les années 2000.

Allemagne

La position extérieure nette allemande est positive et en augmentation sur toute la longueur de l'échantillon, avec la valeur la plus élevée en 2017. La productivité relative est stable dans le temps, proche de 1, et atteint la valeur la plus élevée depuis 2010. Les termes de l'échange sont en augmentation sur toute la période, et la valeur la plus élevée depuis 2010. Etant donné que les REER de l'Allemagne sont très élevés jusque dans le milieu des années 1990 et que ses fondamentaux n'étaient pas encore très élevés à l'époque, nous nous attendions à ce que l'Allemagne ait une monnaie surévaluée jusqu'en 1995. Ensuite, puisque les REER diminuent drastiquement alors que ses fondamentaux augmentent, nous nous attendions à ce que l'Allemagne ait une monnaie sous-évaluée jusqu'en 2017.

Grèce

La position extérieure nette de la Grèce est négative et en baisse sur toute la longueur de l'échantillon, avec la valeur la plus faible depuis quelques années. La productivité relative, qui était la valeur la plus élevée en 2007, est en diminution depuis lors, avec des valeurs plus faibles que celles des autres pays depuis 2010. Les termes de l'échange, quant à eux, sont en légère augmentation sur toute la longueur de l'échantillon. Etant donné que les fondamentaux de la Grèce sont en détérioration sur la majeure partie de l'échantillon alors que ses REER sont en augmentation (à l'exception du creux au début des années 2000), nous nous attendions à ce que la Grèce ait une monnaie surévaluée la plupart du temps, avec des périodes de sous-évaluations uniquement au début des années 80 et au début des années 2000.

Italie

La position extérieure nette de l'Italie est négative mais constante sur toute la longueur de l'échantillon, avec une légère augmentation depuis 2016. La productivité relative est également en baisse sur toute la période et inférieure à 1 depuis 2010. Les termes de l'échange, quant à eux, sont en légère augmentation sur toute la période. Etant donné que la position extérieure nette et la productivité relative de l'Italie sont stables jusqu'en 2000, et que les termes de l'échange ainsi que les REER augmentent fortement jusque dans le début des années 90, nous nous attendions à ce que la monnaie de l'Italie soit correctement évaluée jusqu'en 1990. Ensuite, étant donné que le REER diminue drastiquement jusqu'en 1995 alors que les termes de l'échange continuent d'augmenter, la monnaie italienne devrait être sous-évaluée, avant de connaître une légère surévaluation fin des années 90. Enfin, puisque la productivité relative diminue et que les autres fondamentaux restent stables alors que les REER augmentent, nous nous attendions à ce que la monnaie italienne soit légèrement surévaluée.

Portugal

La position extérieure nette du Portugal est négative et en baisse sur toute la longueur de l'échantillon, avec des valeurs très faibles ces dernières années. La productivité relative est quant à elle en légère augmentation depuis quelques années, mais avec des valeurs inférieures à 1. Les termes de l'échange, quant à eux, sont en augmentation sur toute la longueur de l'échantillon. Entre 1980 et 1990, les REER du Portugal sont plus faibles que ses fondamentaux, pointant donc vers une monnaie sous-évaluée. Ensuite, étant donné que les REER du Portugal sont en augmentation alors que la position extérieure nette diminue drastiquement et que les deux autres fondamentaux n'augmentent que légèrement, nous nous attendions à ce que la monnaie du Portugal soit surévaluée depuis le début des années 90.

Espagne

La position extérieure nette de l'Espagne est négative et en baisse sur toute la longueur de l'échantillon, avec des valeurs très faibles ces dernières années. La productivité relative est également en diminution depuis quelques années, mais avec des valeurs supérieures à 1 depuis

2012. Les termes de l'échange, quant à eux, étaient en augmentation jusqu'en 2011 et baissent depuis lors. Étant donné que les REER de l'Espagne augmentent jusqu'en 1990, diminuent ensuite jusqu'en 2000 et augmentent à nouveau par la suite pour se stabiliser dans les années 2010, nous nous attendions à ce que la monnaie espagnole soit surévaluée jusqu'au début des années 90, puis devienne sous-évaluée jusqu'au début des années 2000 pour se stabiliser par la suite.

5.2 Résultats d'estimation

Dans cette partie, nous allons reporter les résultats d'estimations économétriques de l'équation (4.1) que nous avons obtenu avec le logiciel Stata. Nous allons commencer par reporter les estimations économétriques en séries temporelles, et par la suite les estimations économétriques en données de panel.

Séries temporelles

Étant donné que notre échantillon est composé d'un petit nombre d'observations (38 par pays), les tests de stationnarité et de cointégration appliqués précédemment manquent de robustesse. De ce fait, même si nos résultats indiquent que les variables sont non-stationnaires et cointégrées (selon le test de Pedroni), nous avons décidé de premièrement tout de même utiliser les Moindres Carrés Ordinaires (MCO) simples, et de par la suite réestimer les équations en prenant les variables en différence première. Les résultats d'estimation du modèle en utilisant l'estimateur des MCO en niveau par l'approche des séries temporelles entre l'année 1980 et 2017 sont disponibles dans le tableau 5.2.1.

Tableau 5.2.1 : Résultats d'estimation du modèle avec l'estimateur des MCO en niveau sur séries temporelles entre 1980 et 2017

	<i>Belgique</i>	<i>France</i>	<i>Allemagne</i>	<i>Grèce</i>	<i>Italie</i>	<i>Portugal</i>	<i>Espagne</i>
<i>Variable dépendante</i>	LNREER						
<i>NFAGDP</i>	-0.07715** (0.03799)	0.21162*** (0.10583)	-0.45507* (0.08122)	-0.01378 (0.02765)	-0.04014 (0.18054)	-0.0729*** (0.03739)	-0.06099 (0.0677)
<i>LNTEP</i>	0.87185 (0.55626)	-1.99239** (0.75535)	1.70359** (0.74423)	0.32481** (0.12932)	0.34372 (0.47077)	1.28164*** (0.72874)	0.57875 (0.6496)
<i>LNTOT</i>	0.59461** (0.25858)	-0.00528 (0.22258)	0.38777* (0.14069)	1.02897* (0.18037)	0.39814** (0.16868)	0.52955** (0.21362)	0.35544* (0.0885)
<i>Constante</i>	1.90082 (1.17943)	4.64166* (1.02475)	2.95608* (0.63481)	-0.21028 (0.81308)	2.76303* (0.76839)	2.10916** (0.96894)	2.91088* (0.4231)
<i>R² ajusté</i>	0.1012	0.4355	0.5054	0.6088	0.1226	0.7744	0.4539
<i>Obs</i>	38	38	38	38	38	38	38

Notes : (.) écart-type du coefficient estimé ; *, **, *** : statistiquement significatif à 1%, 5% et 10% respectivement.

Plusieurs constats ressortent de ce tableau. Premièrement, la variable NFAGDP, correspondant à la position extérieure nette prise en pourcentage du PIB, génère des coefficients négatifs (exception faite pour la France). Cela signifie qu'une augmentation en pourcentage de la position extérieure nette diminue la variable dépendante, c'est-à-dire le logarithme du taux de change effectif réel, impliquant une dépréciation de celui-ci. Or, cela va à l'encontre de la théorie économique comme nous l'avons expliqué dans la sous-partie 5.1.1. De plus, le coefficient estimé de la variable NFAGDP pour l'Allemagne est largement supérieur à celui des autres pays et significatif à 1%.

Deuxièmement, les variables LNTFP et LNTOT génèrent tous deux des coefficients positifs pour tous les pays sauf pour la France (respectivement -1,992 et -0,005). La variable LNTOT est la plus significative, avec un taux de 1% pour l'Allemagne, la Grèce et l'Espagne, et de 5% pour la Belgique, l'Italie et le Portugal. Seul le coefficient de la France associé à la variable LNTOT n'est pas significatif. La variable LNTFP est quant à elle significative à 5% pour la France, l'Allemagne et la Grèce, à 10% pour le Portugal, et non significative pour les pays restants.

Troisièmement, le R^2 ajusté varie beaucoup d'un pays à l'autre, avec des valeurs très faibles pour la Belgique et l'Italie (respectivement 10,12% et 12,26%) impliquant un faible pouvoir de prédiction, et des valeurs très élevées pour la Grèce et le Portugal (respectivement 60,88% et 77,44%) indiquant une haute adéquation entre le modèle et les données observées de ces deux pays. Les trois pays restants, la France, l'Allemagne et l'Espagne ont des R^2 ajustés proche de 50%. Cette variation dans les R^2 indique que le modèle est très ajusté aux données pour certains pays (qui ont un R^2 ajusté élevé) et beaucoup moins pour d'autres (qui ont un R^2 ajusté faible).

Quatrièmement, nous pouvons constater que les coefficients et leur significativité varient d'un pays à l'autre. En effet, chacune des variables génèrent des coefficients très significatifs pour certains pays (par exemple, tous les coefficients de l'Allemagne sont significatifs à 5%), et peu significatifs pour d'autres (par exemple, l'Italie et l'Espagne n'ont qu'un coefficient significatif, les termes de l'échange). De plus, les signes des coefficients de la France sont surprenants et opposés à ceux des autres pays, avec un coefficient positif pour la position extérieure nette, et des coefficients négatifs pour la productivité relative et les termes de l'échange.

Nous avons ensuite testé à nouveau le modèle avec l'estimateur des MCO non plus en niveau mais en prenant la différence première de chaque variable. Les résultats d'estimation du modèle en utilisant l'estimateur des Moindres Carrés Ordinaires (MCO) en différence première par la technique des séries temporelles ne sont pas publiés car nous les estimions non pertinents. En effet, le R^2 ajusté de la plupart des pays est très faible, et négatif dans le cas du Portugal, et les signes des coefficients varient fortement d'un pays à l'autre. Nous avons ensuite testé la stationnarité des variables en différence première pour chaque pays de manière à savoir si elles sont stationnaires. Les résultats concluent que les variables en différence première sont stationnaires, ne nécessitant pas de tester à nouveau le modèle avec une deuxième différence.

Données de panel

Comme expliqué précédemment, lorsque les variables du modèle en données de panel sont non-stationnaires et cointégrées, nous ne pouvons normalement pas utiliser l'estimateur simple des MCO sous peine d'obtenir des coefficients biaisés mais plutôt une approche de long terme qui se focalise sur les coefficients de long terme. L'approche de long terme que nous avons choisie concerne l'estimateur Pooled Mean Group (PMG). En revanche, de manière à pouvoir comparer directement les résultats d'estimation avec ceux en séries temporelles, nous avons quand même testé notre modèle en données de panel avec l'estimateur des MCO en niveau³⁶. Pour tenir compte de la possible présence de facteurs non observés, stables dans le temps, susceptibles d'être corrélés avec certaines variables explicatives, nous avons également testé le modèle à l'aide de l'estimateur à effets fixes. Ainsi, cet estimateur supprime les effets non observés constants dans le temps avant l'estimation. De plus, nous avons estimé le modèle en divisant l'échantillon entre pays du nord (Belgique, Allemagne, France) et pays du sud (Espagne, Portugal, Grèce, Italie). Les résultats d'estimation du modèle en utilisant l'estimateur des MCO en niveau, l'estimateur avec effets fixes ainsi que l'estimateur PMG par l'approche des données de panel sur la période 1980 et 2017 sont disponibles dans le tableau 5.2.3.

Tableau 5.2.3 : Résultats d'estimation du modèle avec l'estimateur des MCO en niveau, avec l'estimateur à effets fixes ainsi qu'avec l'estimateur PMG sur données de panel entre 1980 et 2017

	<i>MCO</i>	<i>Effets fixes</i>	<i>PMG</i>
<i>Variable dépendante</i>	LNREER		
NFAGDP	0.04272* (0.01118)	-0.07038* (0.01599)	-0.05301*** (0.03163)
LNTFP	0.31584* (0.10824)	0.44112* (0.10869)	0.99249* (0.32911)
LNTOT	0.56576* (0.04695)	0.43265* (0.04553)	0.66481* (0.12554)
Constante	2.00453* (0.21464)	2.59336* (0.20706)	0.31625 (0.09647)
R² ajusté	0.3812	0.3906	/
Nombre d'observations	266	266	259

Notes : (.) écart-type du coefficient estimé ; *, **, *** : statistiquement significatif à 1%, 5% et 10% respectivement.

Nous pouvons émettre plusieurs commentaires suite aux résultats de ce tableau. Premièrement, les R² ajustés sont de 38,12% et 39,06% pour les régressions avec l'estimateur MCO et l'estimateur à effets fixes respectivement. Ces valeurs ne sont pas très élevées mais reflètent tout de même que l'équation de régression est partiellement adaptée pour décrire la distribution des points. De plus, toutes les variables selon les trois estimateurs sont significatives à 1%, sauf

³⁶ Etant donné les résultats peu concluants obtenus en différence première avec l'estimateur des MCO avec des données en séries temporelles, nous n'allons pas réestimer le modèle avec des données de panel en différence première.

celui de la variable NFAGDP avec l'estimateur PMG qui ne l'est qu'à 10%, indiquant que les résultats sont fiables.

Deuxièmement, la variable NFAGDP génère des coefficients négatifs avec l'estimateur à effets fixes et l'estimateur PMG, ce qui est opposé à la théorie économique, mais identiques aux résultats que nous avons obtenus en séries temporelles. Ce coefficient est cependant positif lorsque la régression est effectuée avec l'estimateur des MCO. De plus, l'impact de la variable NFAGDP est très similaire en valeur absolue selon les trois estimateurs.

Troisièmement, la variable de la productivité relative génère des coefficients positifs, ce qui confirme la théorie économique. De plus, la valeur des coefficients est différente selon chaque estimateur, avec une valeur de 0,32 avec l'estimateur des MCO, 0,44 avec l'estimateur à effets fixes et 0,99 avec l'estimateur PMG.

Quatrièmement, la variable LNTOT génère également des coefficients positifs, ce qui confirme à nouveau la théorie économique. De plus, la valeur des coefficients est plutôt similaire entre les trois estimateurs, avec une valeur de 0,57 avec l'estimateur des MCO, 0,43 avec l'estimateur à effets fixes et 0,66 avec l'estimateur PMG.

Partant du constat que les pays du nord (Belgique, Allemagne, France) et les pays du sud (Espagne, Portugal, Grèce, Italie) ont des fondamentaux très différents, il serait intéressant de tester les mésalignements de ces pays non plus dans une unique estimation, mais dans deux estimations, une pour chaque groupe, afin d'examiner si les coefficients se comportent différemment. Nous avons donc réestimé le modèle en utilisant à nouveau l'estimateur PMG, en divisant l'échantillon en deux, le premier avec les pays du nord et le second avec les pays du sud. Les résultats de l'estimation du modèle avec l'estimateur PMG sur données de panel avec les pays du nord et les pays du sud sont disponibles dans le tableau 5.2.6.

Tableau 5.2.6 : Résultats d'estimation du modèle avec l'estimateur PMG sur données de panel avec les pays du nord et les pays du sud entre 1980 et 2017

	<i>Pays du nord</i>	<i>Pays du sud</i>
<i>Variable dépendante</i>	LNREER	
NFAGDP	-0.12774* (0.03903)	0.03852 (0.06796)
LNTFP	1.92985* (0.57717)	0.82722** (0.49888)
LNTOT	1.12464* (0.27981)	0.73605* (0.19106)
Constante	-0.12822 (0.08288)	0.19339* (0.03079)
Nombre d'observations	111	148

Notes : (.) écart-type du coefficient estimé ; *, **, *** : statistiquement significatif à 1%, 5% et 10% respectivement.

Plusieurs constats ressortent de ce tableau. Premièrement, les coefficients des trois variables sont significatifs à 1% pour les pays du nord, alors que seul le coefficient de la variable LNTOT est significatif à 1% pour les pays du sud. Le coefficient de la variable de la productivité relative est significatif à 5%, tandis que celui de la variable NFA GDP ne l'est pas du tout.

Deuxièmement, le coefficient de la position extérieure nette est à nouveau négatif pour les pays du nord, avec une valeur de -0,13. Cette valeur est plus élevée que les résultats précédents en données de panel. Ainsi, une augmentation de la position extérieure nette prise en pourcentage du PIB de la Belgique, de l'Allemagne et de la France de 1 point de pourcentage du PIB diminue le taux de change effectif réel de 0,13%. En revanche, ce coefficient est positif pour les pays du sud, avec une valeur (0,04) similaire à nos résultats précédents en données de panel, et par conséquent trois fois plus petite que pour les pays du nord. Il est surprenant de voir que le coefficient de cette variable est faiblement positif lorsque le panel comprend tous les pays, fortement négatif avec uniquement les pays du nord et faiblement positif avec les pays du sud. Cela reflète que des pays avec des fondamentaux élevés ne se comportent pas de la même manière que des pays avec de plus faibles fondamentaux.

Troisièmement, les coefficients des variables LNTFP et LNTOT avec les pays du nord sont largement supérieurs à ceux obtenus précédemment. En effet, une augmentation de 1% de la productivité relative et des termes de l'échange augmente le taux de change effectif réel de 1,93% et 1,12% respectivement. Lorsque nous réestimons le modèle avec les pays du sud uniquement, nous obtenons des coefficients plus faibles. En effet, une augmentation de 1% de la productivité relative et des termes de l'échange augmente le taux de change effectif réel de 0,83% et 0,74% respectivement.

Nous observons par conséquent des différences significatives entre les deux groupes, en termes de signes et d'intensité des coefficients, nous permettant de conclure que le modèle rend compte des variables différemment en fonction des diversités en termes de fondamentaux.

5.3 Mésalignements

Dans cette partie, nous allons représenter graphiquement et commenter les mésalignements que nous obtenons selon les spécifications choisies. Nous avons décidé de comparer les résultats selon que nous travaillons avec des données de panel ou avec des données en séries temporelles. Puisque nos résultats sont plus significatifs et pertinents en données de panel, et qu'il semble plus robuste de tenir compte de tous les pays dans un même échantillon, nous allons nous concentrer dans cette partie sur les résultats des mésalignements des données de panel. Par conséquent, nous allons uniquement reporter les résultats avec l'estimateur des MCO en séries temporelles. Pour ce qui concerne les données de panel, nous allons d'abord reporter les résultats avec l'estimateur des MCO ainsi qu'avec l'estimateur PMG.³⁷ Nous allons également

³⁷ Les résultats de nos calculs de déséquilibres monétaires avec effets fixes ainsi qu'avec l'estimateur PMG lorsque nous séparons l'échantillon entre les pays du nord et du sud sont disponibles en annexes (cf. graphiques A-2.1, A-2.2 et A-2.3).

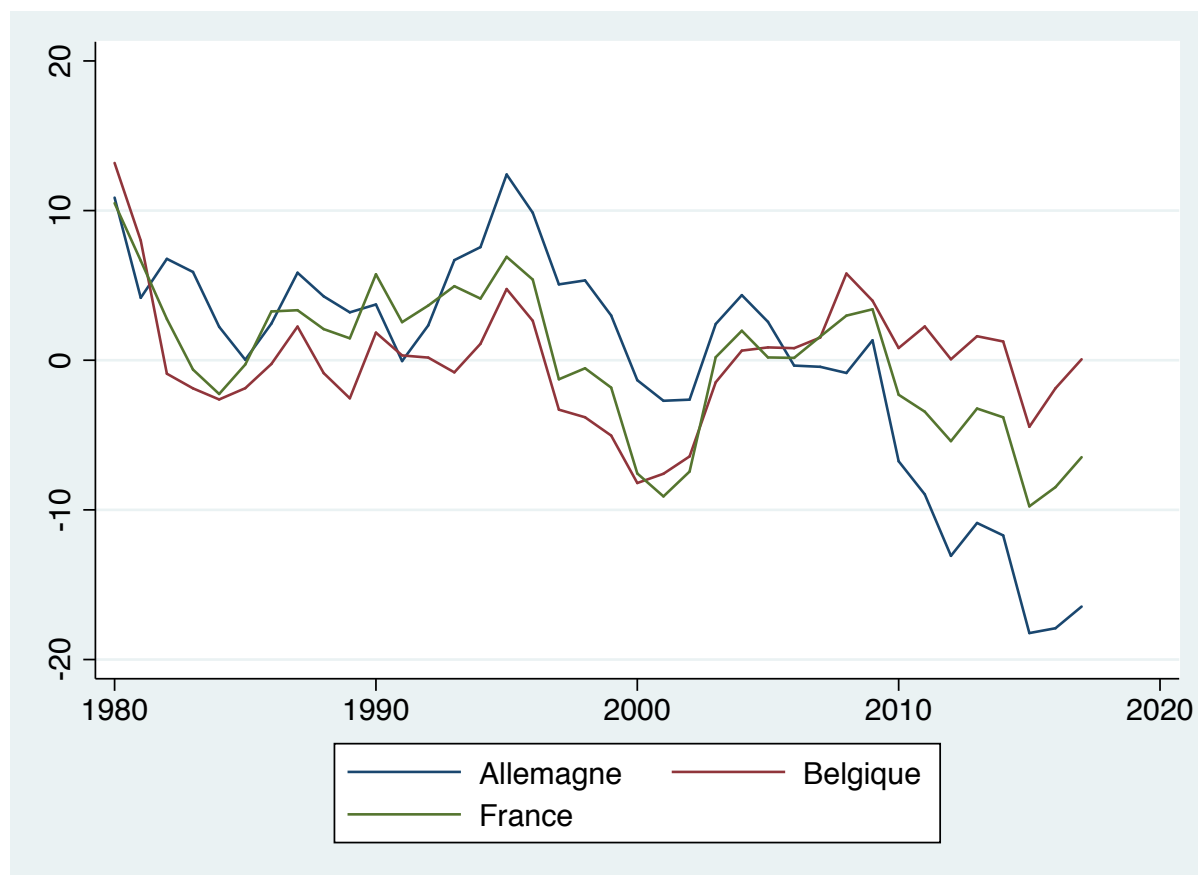
représenter les mésalignements de l'année 2017 ainsi qu'une moyenne des mésalignements sur toute la période³⁸.

Séries temporelles

Les résultats de nos calculs de mésalignements en séries temporelles avec l'estimateur des MCO sont représentés dans le graphique 5.3.1.

Graphique 5.3.1 Mésalignements des taux de change effectifs réels des pays de la zone euro en séries temporelles avec l'estimateur des MCO en niveau, en %

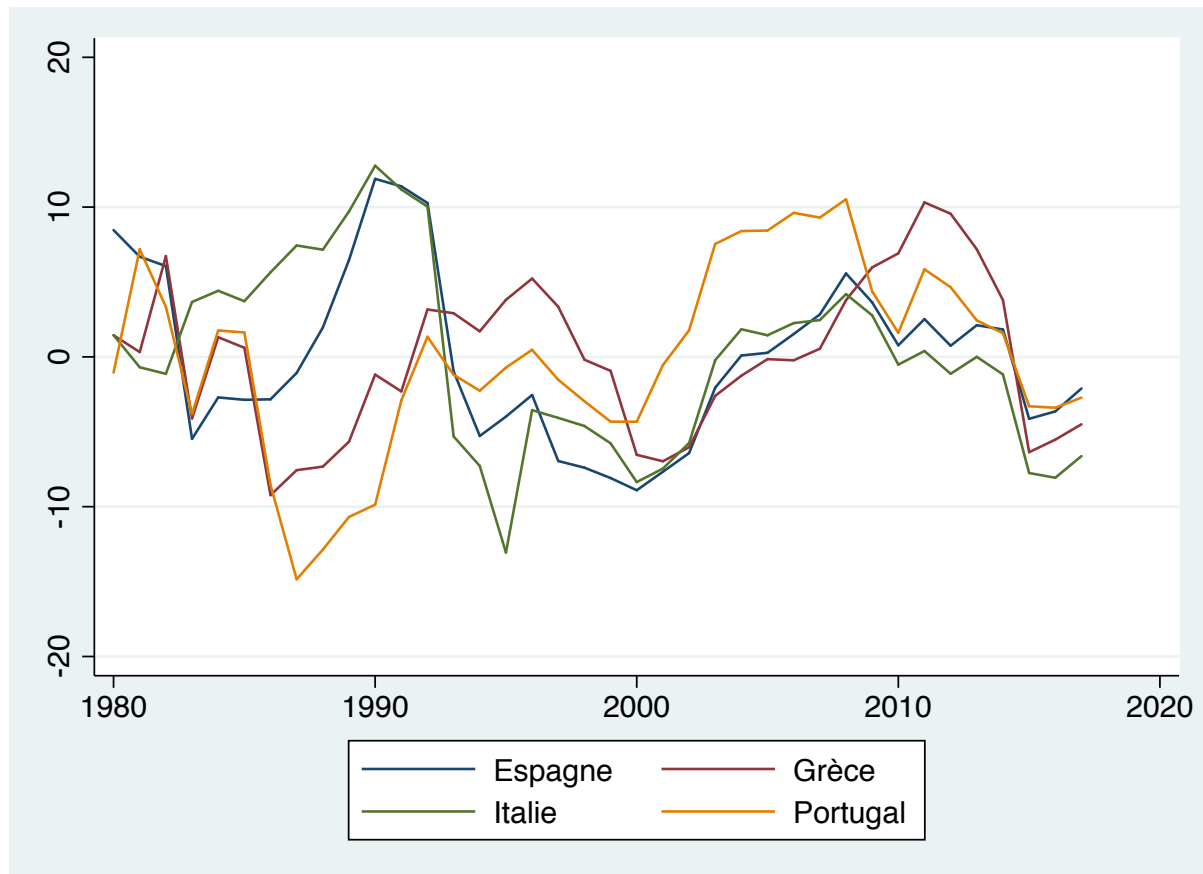
A.



Notes : un mésalignement positif indique une surévaluation, un mésalignement négatif indique une sous-évaluation.

³⁸ Tous nos graphiques ont été divisés en deux parties afin d'obtenir une meilleure visibilité.

B.



Notes : un mésalignement positif indique une surévaluation, un mésalignement négatif indique une sous-évaluation.

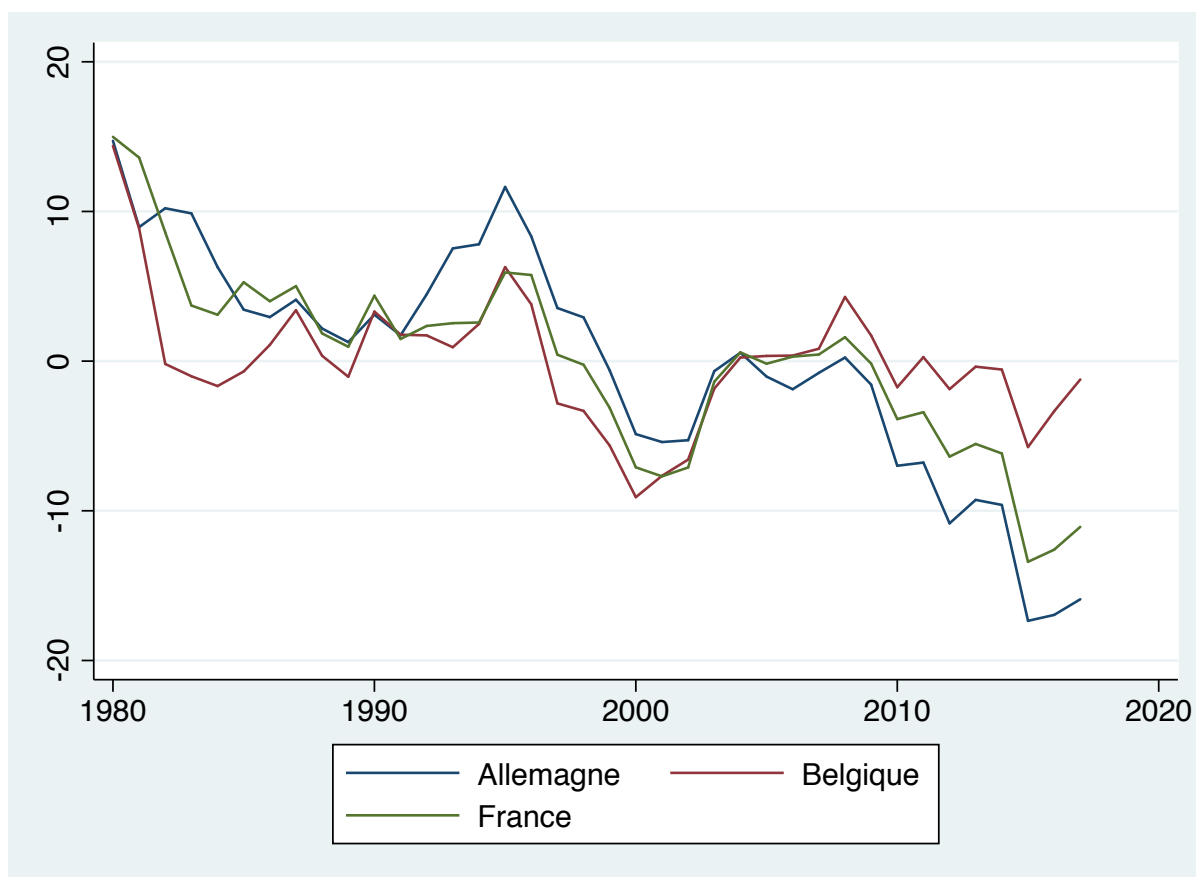
Nous verrons dans la suite de cette partie que la tendance des mésalignements en séries temporelles est semblable à celle avec des données de panel. La différence réside dans la valeur des déséquilibres, due à la divergence des coefficients.

Données de panel

Les résultats de nos calculs de mésalignement en données de panel sont représentés dans les graphiques 5.3.2 avec l'estimateur des MCO et 5.3.3 avec l'estimateur PMG. Comme nous allons le constater en observant les graphiques ci-dessous, la tendance des mésalignements est très similaire entre chaque spécification. Outre des différences en terme de magnitude, les graphiques reportent des tendances très similaires. Cela est également le cas pour les estimations avec effets fixes ainsi qu'en séparant l'échantillon entre pays du nord et du sud (cf. graphiques en annexes A-2.1, A.2.2 et A.2.3). Par conséquent, nous allons commenter les graphiques conjointement.

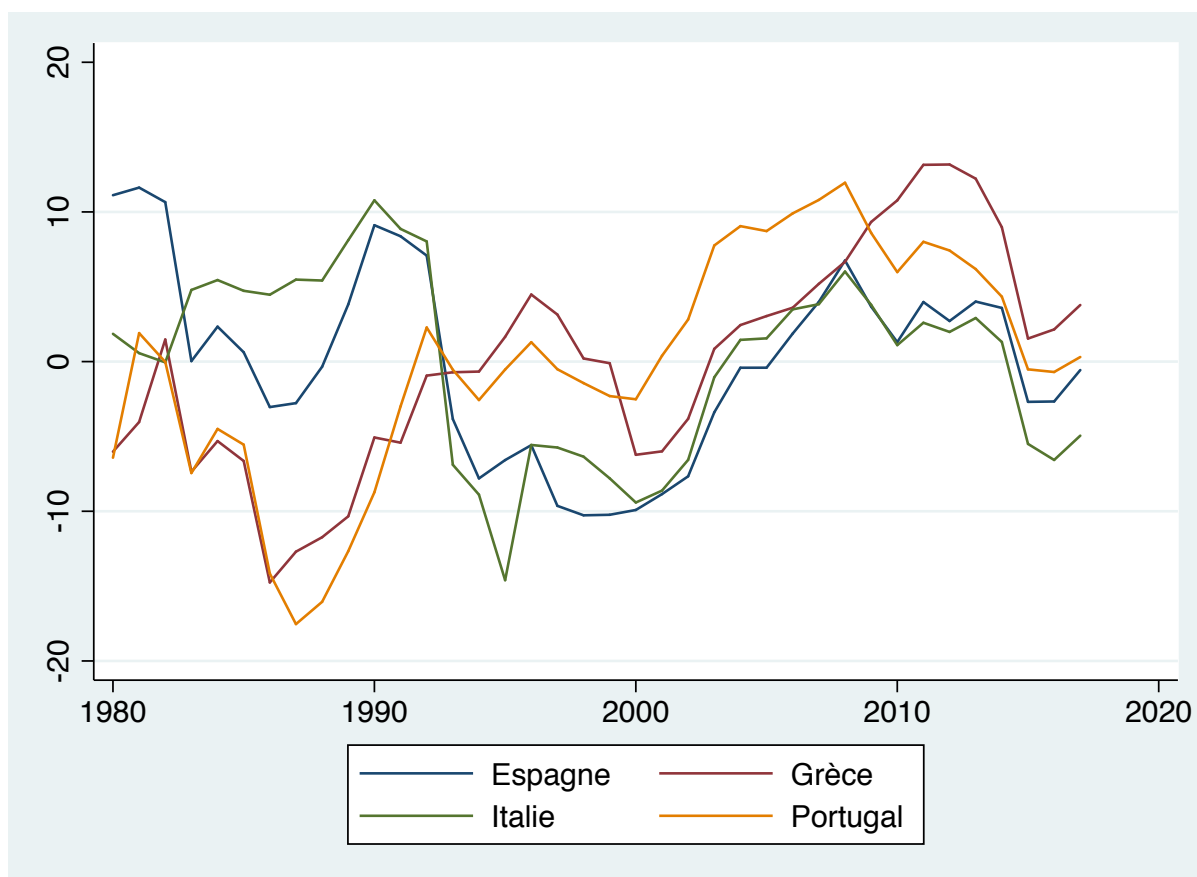
Graphique 5.3.2 Mésalignements des taux de change effectifs réels des pays de la zone euro en données de panel avec l'estimateur des MCO en niveau, en %

A.



Notes : un mésalignement positif indique une surévaluation, un mésalignement négatif indique une sous-évaluation.

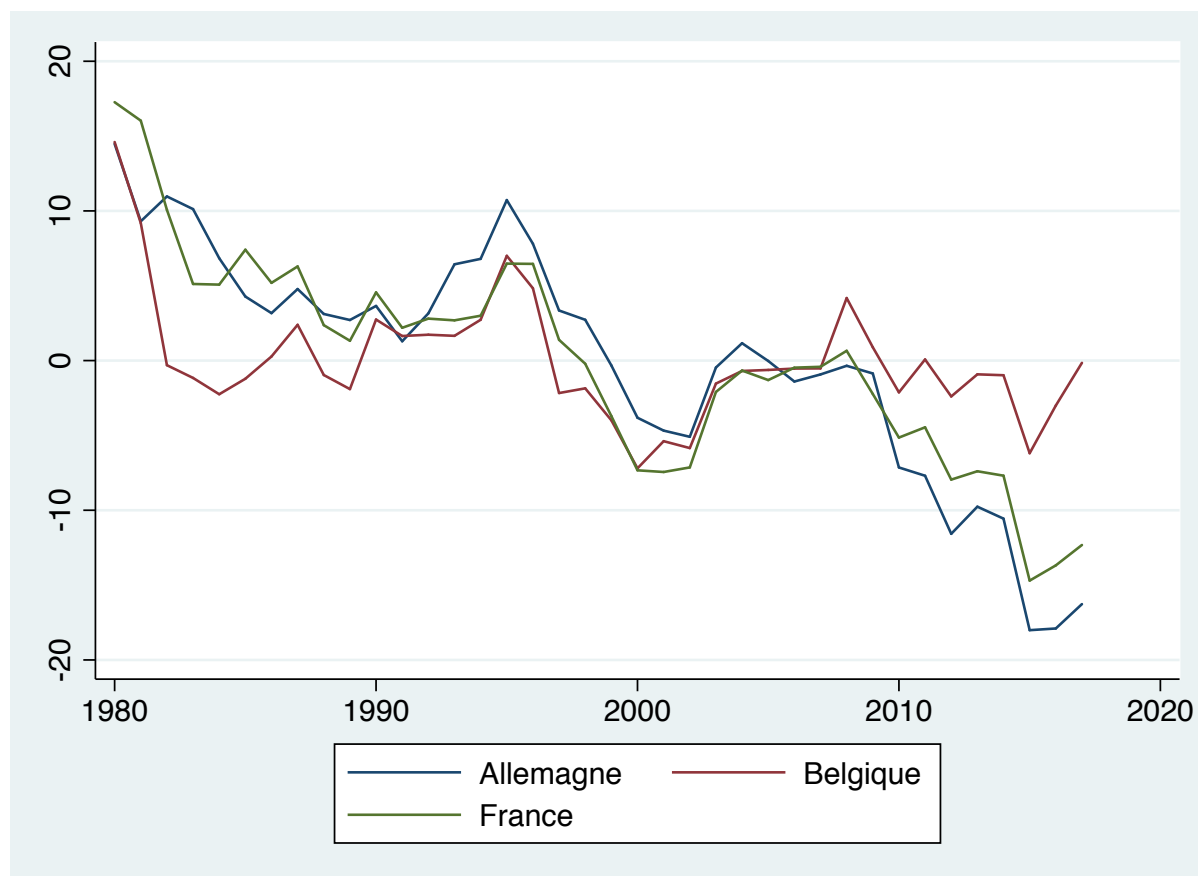
B.



Notes : un mésalignement positif indique une surévaluation, un mésalignement négatif indique une sous-évaluation.

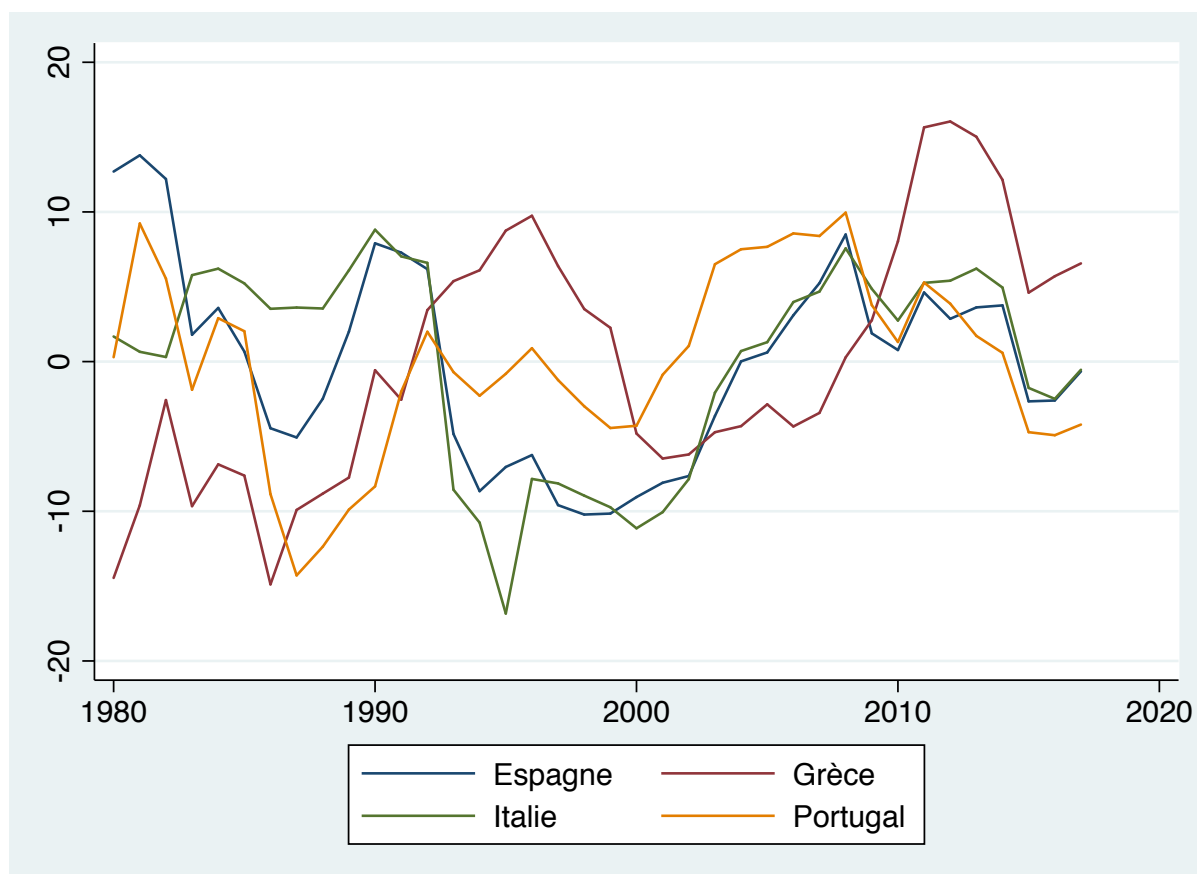
Graphique 5.3.3 Mésalignements des taux de change effectifs réels des pays de la zone euro en données de panel avec l'estimateur PMG, en %

A.



Notes : un mésalignement positif indique une surévaluation, un mésalignement négatif indique une sous-évaluation.

B.



Notes : un mésalignement positif indique une surévaluation, un mésalignement négatif indique une sous-évaluation.

Ces graphiques nous permettent d'observer que la tendance est flagrante pour l'Allemagne, la Belgique et la France. En effet, au début des années 80, les monnaies des trois pays étaient très surévaluées, tandis qu'en 2017, l'Allemagne et la France ont des taux de change effectifs réels très sous-évalués, et la Belgique correctement évalués. Nous pouvons donc conclure que les mésalignements de ces trois pays se sont creusés négativement sur la période en direction d'une sous-évaluation de leurs taux de change effectifs réels. La trajectoire est différente pour l'Espagne, l'Italie, la Grèce et le Portugal qui ont subi une surévaluation croissante entre le début des années 2000 et le début des années 2010.

Nous pouvons observer dans le milieu des années 90, et à partir de 1995 pour la plupart des pays, un mouvement général de diminution de la courbe des mésalignements : les monnaies ont bénéficié d'un mésalignement négatif. En effet, à partir de 1995, les courbes de tous les pays ont commencé à diminuer. Cela est plus flagrant pour les graphiques A car l'Allemagne, la Belgique et la France pâtissaient d'une surévaluation importante dans le milieu des années 90, alors que seule la Grèce endurait également une surévaluation élevée pour les graphiques B. De plus, le mouvement négatif s'est produit en même temps pour ces trois pays, alors qu'il a été légèrement décalé pour les pays des graphiques B. En revanche, les mésalignements italiens et espagnols ont commencé à devenir négatifs dès le début des années 90. En 2000, les monnaies des sept pays étaient sous-évaluées.

La situation s'est ensuite inversée entre les années 2000 et 2010, lorsque l'euro s'est fortement apprécié et que la crise mondiale a touché l'Europe : toutes les courbes repartent à la hausse. La Grèce a été particulièrement touchée, avec une surévaluation de plus de 15% au début des années 2010, alors que ce pays bénéficiait d'une monnaie très sous-évaluée en début de période. Le Portugal, l'Espagne et l'Italie voient également leurs taux de change réels devenir fortement surévalués. La trajectoire du taux de change réel de l'Espagne et de l'Italie est également à noter : ces pays pâtaient déjà d'une surévaluation au début des années 90 (proche de 10%). Ensuite, leurs monnaies ont évolué vers une sous-évaluation jusqu'en 1994-1995 (avec une sous-évaluation très forte pour l'Italie), ce qui leur a permis de rentrer dans l'union monétaire européenne avec des taux de change réels sous-évalués (cf. graphique 4.2.1). Cependant, les courbes des mésalignements sont par la suite reparties à nouveau à la hausse jusqu'au début des années 2010.

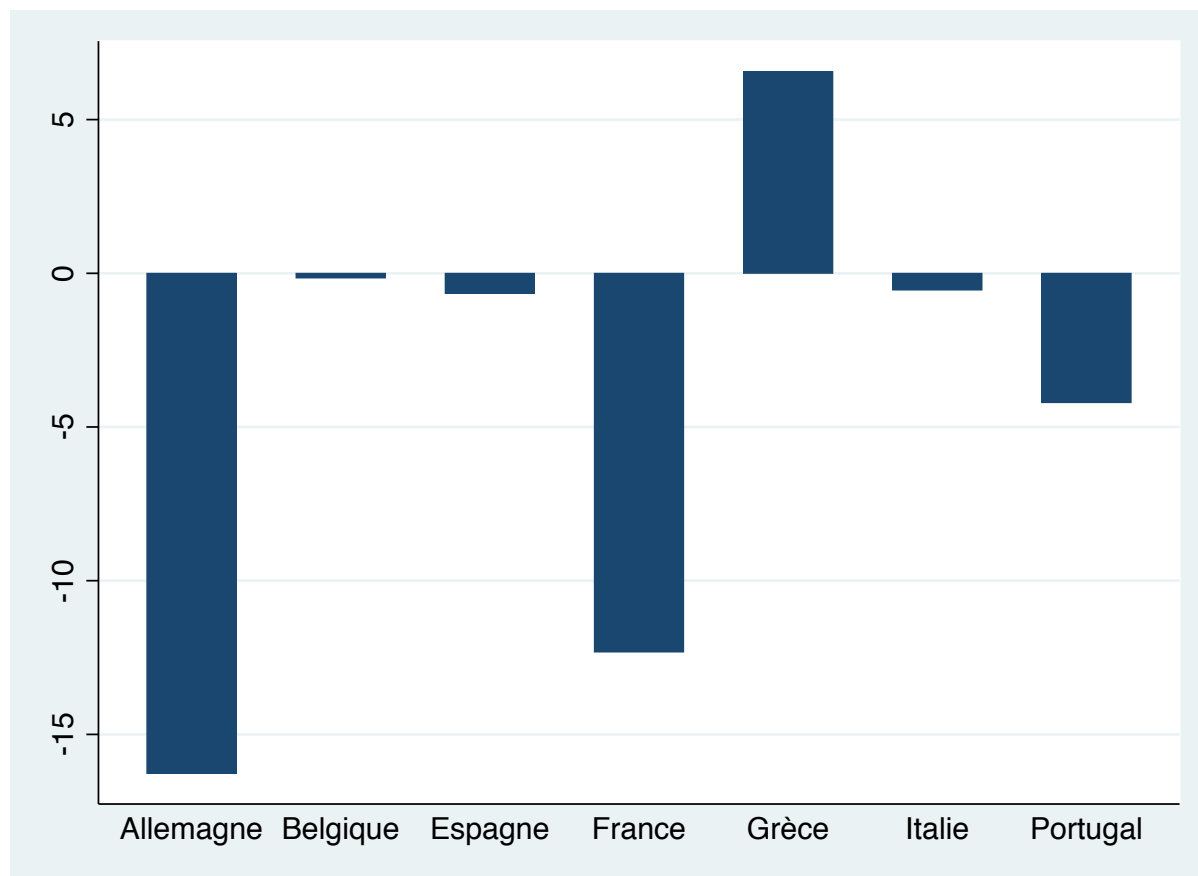
En revanche, la Belgique, l'Allemagne et la France n'en ont pas été fortement affectées car plutôt que d'avoir une monnaie sous-évaluée comme dans le milieu des années 90, les taux de change effectifs réels sont à peu près à l'équilibre en France et en Allemagne, tandis que la Belgique fait face à une faible surévaluation. Par la suite, la France et l'Allemagne ont bénéficié d'un mouvement négatif de leurs mésalignements, avec des monnaies largement sous-évaluées en 2017, 12% pour la France et 16% pour l'Allemagne. La Belgique quant à elle jouit d'une monnaie correctement évaluée en 2017, après avoir bénéficié d'une sous-évaluation autour de 5% en 2015.

Depuis le début des années 2010, la surévaluation des taux de change dans les pays périphériques est corrigée petit à petit, avec des monnaies légèrement sous-évaluées dans le milieu des années 2010 pour l'Italie, le Portugal et l'Espagne. Le seul pays à conserver une monnaie surévaluée est la Grèce, avec un taux de change réel proche de 7% en 2017 (cf. graphique 5.3.4). Il est cependant à noter que les courbes des mésalignements de tous les pays repartent légèrement à la hausse depuis 2015.

Pour conclure, depuis la création de la zone monétaire européenne, l'ajustement du taux de change nominal est identique pour les pays de la zone euro et les pays ont assisté à une convergence de leur niveau d'inflation³⁹. Depuis 2000, nous pouvons également constater que les mouvements du taux de change effectif réel sont similaires entre les pays de la zone euro (cf. graphique 4.2.1). Par conséquent, les déséquilibres monétaires proviennent des différences de fondamentaux, qui ont un rôle accru dans la détermination des mésalignements. La dégradation des fondamentaux, et plus spécifiquement de la position extérieure nette (cf. graphique 4.2.2), est un des facteurs à l'origine des différentes surévaluations des pays périphériques survenues depuis la création monétaire. Afin de réduire l'hétérogénéité européenne persistante, il est en conséquence nécessaire de réduire les disparités au niveau des fondamentaux.

³⁹ Graphique de l'inflation des pays de notre échantillon en annexe A-2.4.

Graphique 5.3.4 : Mésalignements des taux de change effectifs réels des pays de la zone euro en données de panel avec l'estimateur PMG en 2017, en %

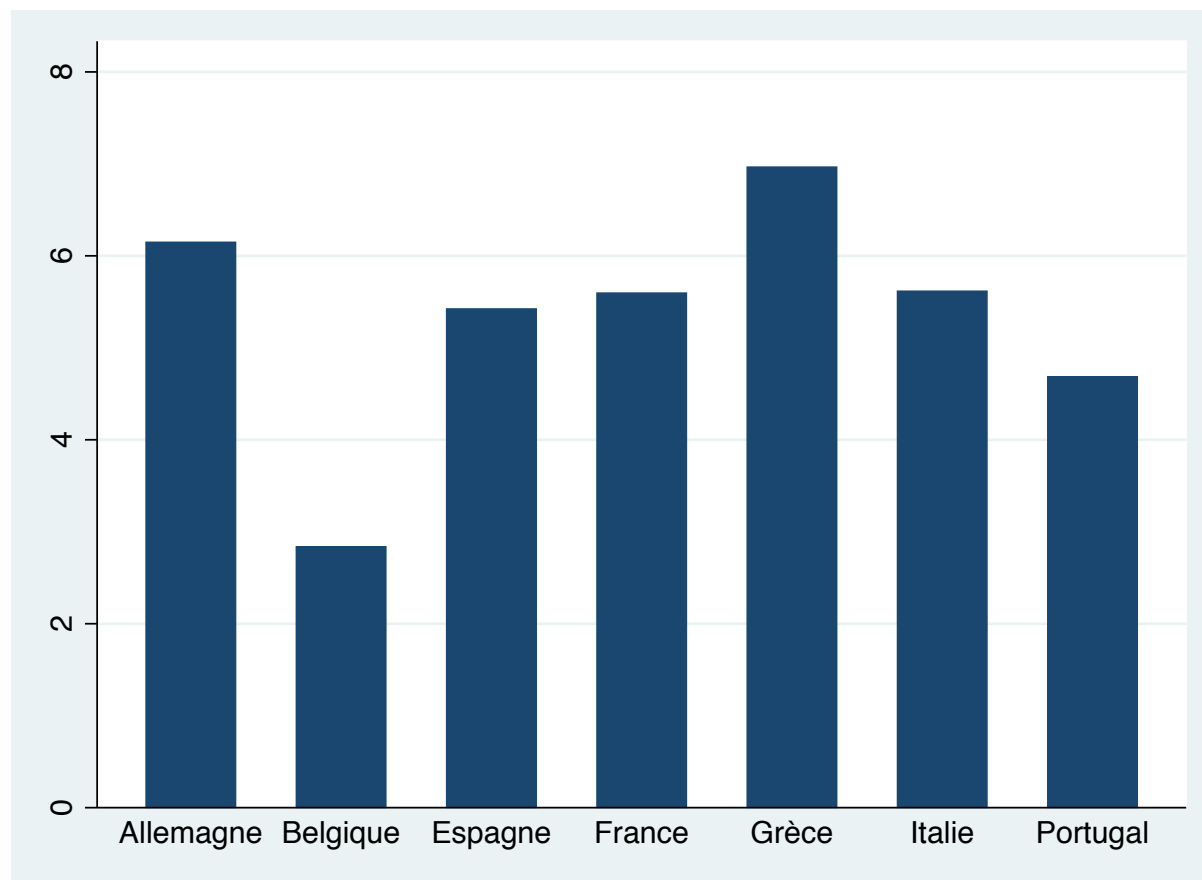


Notes : un mésalignement positif indique une surévaluation, un mésalignement négatif indique une sous-évaluation.

Lorsque nous comparons nos résultats de mésalignements avec les résultats attendus de la sous-partie 5.1.2, nous pouvons observer qu'ils sont très similaires. De plus, sur le graphique 4.2.1 du taux de change effectif réel, nous pouvons constater que l'appréciation de l'euro y est représentée au début des années 2000, ayant eu pour conséquence la hausse de toutes les courbes des mésalignements monétaires durant la même période.

Nous allons maintenant examiner la valeur moyenne des mésalignements sur la période 1980-2017 exprimée en valeur absolue des taux de change effectifs réels des pays de la zone euro en données de panel avec l'estimateur PMG afin de déterminer quels sont les pays qui ont le plus grand pourcentage de mésalignements sur la période.

Graphique 5.3.5 : Valeur moyenne des mésalignements exprimée en valeur absolue des taux de change effectifs réels en données de panel avec l'estimateur PMG, en % [1980 – 2017]



Les résultats ne sont pas surprenants, les deux pays possédant le plus haut pourcentage de mésalignement sur la période, positif ou négatif, sont l'Allemagne et la Grèce. Les autres pays ne sont pas loin, exception faite pour la Belgique qui obtient un mésalignement moyen de seulement 3%.

5.4 Tests de robustesse

Dans cette partie, nous allons effectuer des tests de robustesse afin de vérifier la stabilité des coefficients. Premièrement, nous avons réestimé l'équation (4.1) en coupant l'échantillon en deux : entre 1980 et 1999, et entre 2000 et 2017. La raison pour laquelle nous avons décidé de diviser l'échantillon en deux périodes est que la zone euro a été créée en 1999. Par conséquent, nous souhaitons analyser si les coefficients se sont comportés différemment entre la période précédant la création de la zone euro, et la période qui suit celle-ci.

Tableau 5.4.1 : Comparaison entre les déterminants du taux de change effectif réel entre la période précédant la création de la zone euro [1980 – 1999] et la période suivante [2000 – 2017]

	<i>[1980 – 2017]</i>	<i>[1980 – 1999]</i>	<i>[2000 – 2017]</i>
<i>NFAGDP</i>	-0.05301*** (0.03163)	0.78743* (0.14889)	0.08562 (0.05839)
<i>LNTFP</i>	0.99249* (0.32911)	-0.08776 (0.27375)	0.47657*** (0.29604)
<i>LNTOT</i>	0.66481* (0.12554)	0.29736* (0.11612)	0.36628 (0.40093)

Notes : (.) écart-type du coefficient estimé ; *, **, *** : statistiquement significatif à 1%, 5% et 10% respectivement.

Ces résultats indiquent premièrement que le signe du coefficient de la productivité relative est négatif sur la période précédant la création de la zone monétaire, alors qu'il devient positif sur la période suivante. De plus, la valeur du coefficient devient beaucoup plus élevée entre 2000 et 2017. Deuxièmement, le signe du coefficient de la position extérieure nette est positif pour chaque période lorsque l'on sépare l'échantillon en deux, alors qu'il est négatif lorsque l'on effectue les estimations sur l'entièreté de l'échantillon. De plus, ce coefficient est très élevé entre 1980 et 1999, alors qu'il diminue drastiquement sur la période suivante. Ces résultats nous montrent que la création de la zone euro a eu un impact sur la contribution relative des fondamentaux après 2000. En revanche, les coefficients des termes de l'échange n'évoluent pratiquement pas entre les deux périodes lorsque l'on divise l'échantillon. Par contre, il double lorsque l'on effectue les estimations sur l'entièreté de l'échantillon.

Deuxièmement, nous avons vérifié la stabilité des coefficients dans le temps en réestimant l'équation (4.1) sur 15 ans, c'est-à-dire entre 1980 et 1995, puis sur 16 ans, 17 ans,..., jusqu'à 37 ans. Nous voulons en effet nous assurer de l'absence de rupture brusque dans la valeur des coefficients.

Tableau 5.4.2 : Résultats d'estimation du modèle avec l'estimateur PMG sur données de panel

	<i>NFAGDP</i>	<i>LNTFP</i>	<i>LNTOT</i>
<i>[1980 – 1995]</i>	0.49539* (0.08204)	0.09918 (0.19649)	0.48054* (0.11706)
<i>[1980 – 1996]</i>	0.49318* (0.08125)	-0.01154 (0.19003)	0.52132* (0.10624)
<i>[1980 – 1997]</i>	0.62992* (-0.07587)	-0.07587 (0.22438)	0.37228* (0.11111)
<i>[1980 – 1998]</i>	0.77351* (0.13678)	-0.07107 (0.23301)	0.28244** (0.12954)
<i>[1980 – 1999]</i>	0.78743* (0.14889)	-0.08776 (0.27375)	0.29736** (0.11613)
<i>[1980 – 2000]</i>	0.88547* (0.16829)	0.00567 (0.28377)	0.32987** (0.13071)

<i>[1980 – 2001]</i>	0.67004* (0.1313)	0.17265 (0.27033)	0.47519* (0.12536)
<i>[1980 – 2002]</i>	0.38883* (0.07601)	0.14088 (0.20614)	0.82076* (0.15125)
<i>[1980 – 2003]</i>	0.24873* (0.08219)	0.41706 (0.26144)	1.08095* (0.21295)
<i>[1980 – 2004]</i>	-0.18382* (0.03826)	0.39806 (0.62225)	1.08308* (0.19446)
<i>[1980 – 2005]</i>	-0.17099* (0.03803)	0.58710 (0.54151)	1.04672* (0.18148)
<i>[1980 – 2006]</i>	-0.16801* (0.03753)	0.71963 (0.49806)	1.05046* (0.18029)
<i>[1980 – 2007]</i>	-0.15997* (0.03799)	0.94329** (0.47482)	1.04067* (0.18215)
<i>[1980 – 2008]</i>	-0.13432* (0.03749)	1.20485* (0.41571)	0.85209* (0.14239)
<i>[1980 – 2009]</i>	-0.09856** (0.03916)	1.39989* (0.42941)	0.78359* (0.13652)
<i>[1980 – 2010]</i>	-0.08148** (0.03638)	1.11421* (0.38105)	0.73967* (1.12845)
<i>[1980 – 2011]</i>	-0.07392** (0.03554)	1.16833* (0.37516)	0.73153* (0.12573)
<i>[1980 – 2012]</i>	-0.07189** (0.03475)	1.11622* (0.37235)	0.75272* (0.13104)
<i>[1980 – 2013]</i>	-0.06544*** (0.03351)	1.11254* (0.35518)	0.73478* (0.12539)
<i>[1980 – 2014]</i>	-0.05353*** (0.03261)	1.03396* (0.33933)	0.73138* (0.12257)
<i>[1980 – 2015]</i>	-0.05877*** (0.03224)	1.07946* (0.34120)	0.67972* (0.12639)
<i>[1980 – 2016]</i>	-0.05872*** (0.03184)	1.07534* (0.33567)	0.67529* (0.12542)
<i>[1980 – 2017]</i>	-0.05308*** (0.03163)	0.99249* (0.66481)	0.66481* (0.12554)

Nos résultats révèlent un changement brutal de signe du coefficient de la position extérieure nette, qui est positif jusqu'à la période 1980-2003 et négatif sur toutes les périodes suivantes. De plus, le coefficient décroît sur la période, en commençant avec une valeur proche de 0.49 sur l'intervalle 1980-1995⁴⁰, et en terminant avec une valeur proche de -0.05 sur l'intervalle 1980-2017. Il est aussi à noter que la significativité du coefficient diminue également, passant de 1% à 10% entre le premier et le dernier intervalle de temps. En ce qui concerne la productivité relative, la tendance est inverse à celle de la position extérieure nette, avec une significativité qui augmente sur toute la période. La valeur des coefficients augmente également jusque sur l'intervalle 1980-2009, et diminue très légèrement sur les intervalles suivants. Quant

⁴⁰ Toutefois, le coefficient obtient sa valeur la plus élevée sur l'intervalle 1980-2000. Par la suite, la valeur du coefficient diminue fortement.

aux coefficients des termes de l'échange, ils fluctuent en douceur et ne pâtissent pas de rupture soudaine.

5.5 Comparaison à Couharde et al. (2018)

Dans cette partie, nous allons procéder à une comparaison de nos résultats avec ceux de l'article et base de données EQCHANGE⁴¹, c'est-à-dire l'article qui, à notre connaissance, obtient les résultats les plus récents (jusque 2017) concernant la zone euro. Nous avons choisi de comparer nos résultats de l'estimateur PMG car nous estimons qu'il s'agit de notre meilleure spécification en terme de robustesse. Puisque notre échantillon s'étale sur une période de 37 ans (1980-2017) et pour une raison pratique, nous avons décidé de ne représenter dans cette partie que les résultats depuis 2015. Les résultats complets des 37 années sont disponibles en annexes.

Tableau 5.5.1. Comparaison des mésalignements avec la base de données EQCHANGE, en %

Pays	Année	EQCHANGE	
Allemagne	2015	-0.1801	-0.1607
	2016	-0.179	-0.1381
	2017	-0.1627	-0.1159
Belgique	2015	-0.0619	-0.0097
	2016	-0.0301	-0.0072
	2017	-0.0015	0.004
Espagne	2015	-0.0266	0.0278
	2016	-0.026	0.0313
	2017	-0.0065	0.0497
France	2015	-0.147	-0.0541
	2016	-0.1368	-0.0358
	2017	-0.1232	-0.059
Grèce	2015	0.0461	0.165
	2016	0.057	0.2019
	2017	0.0656	0.1905
Italie	2015	-0.0176	-0.0009
	2016	-0.0249	-0.0032
	2017	-0.0054	0.0199
Portugal	2015	-0.0472	0.1284
	2016	-0.0492	0.1194
	2017	-0.0421	0.1076

Lorsque nous comparons nos résultats concernant les mésalignements des taux de change effectifs réels à ceux des auteurs de l'article et base de données EQCHANGE, nous pouvons observer des divergences ainsi que des similarités. Les déséquilibres monétaires de l'Allemagne entre 2015 et 2017 sont très semblables, avec des signes identiques pour les trois années ainsi que des valeurs proches. Concernant la Belgique, les résultats sont moins homogènes, avec des signes différents pour l'année 2017 et des valeurs différentes pour les années 2015 et 2016. En effet, nous obtenons dans nos résultats que la Belgique présentait une sous-évaluation de sa

⁴¹ Couharde et al. (2018).

monnaie de 6,19% et de 3,01% en 2015 et 2016 respectivement, alors que les auteurs d'EQCHANGE obtiennent une sous-évaluation de seulement 0,97% et 0,72% pour les mêmes années. Concernant l'Espagne, les résultats sont complètement différents en termes de signes, car nous obtenons des sous-évaluations pour les trois années alors que les résultats d'EQCHANGE pointent vers des surévaluations. Les mésalignements de la France sont assez similaires. En effet, nous obtenons, tout comme les auteurs d'EQCHANGE, des sous-évaluations pour les trois années. Par contre, nous obtenons des valeurs plus fortes en magnitude, avec des sous-évaluations de 14,7%, 13,68% et 12,32% en 2015, 2016 et 2017 respectivement, alors que les auteurs d'EQCHANGE obtiennent des sous-évaluations de 5,41%, 3,58% et 5,9% pour les mêmes années. Concernant la Grèce, nous assistons au phénomène inverse, c'est-à-dire que nous obtenons, tout comme les auteurs d'EQCHANGE, des surévaluations pour les trois années. Par contre, nous obtenons des valeurs plus faibles en magnitude, avec des surévaluations de 4,61%, 5,7% et 6,56% en 2015, 2016 et 2017 respectivement, alors que les auteurs d'EQCHANGE obtiennent des sous-évaluations de 16,5%, 20,19% et 19,05% pour les mêmes années. Concernant l'Italie, les résultats sont moins homogènes, avec des signes différents pour l'année 2017 et des valeurs différentes pour les trois années. Concernant le Portugal, les résultats sont complètement différents en termes de signes et de magnitude, car nous obtenons des sous-évaluations autour de 4% pour les trois années alors que les résultats d'EQCHANGE pointent vers des surévaluations autour de 11%.

Nous pouvons ainsi constater que nous obtenons des résultats très similaires pour l'Allemagne, un peu moins similaires pour la France et la Grèce, mitigés pour la Belgique et l'Italie ainsi que complètement différents pour le Portugal et l'Espagne. Cela vient du fait que, même si nous nous sommes servis du même estimateur (Pooled Mean Group), nous avons employé des données différentes, une période différente et des pays différents.

6. Conclusion

Dans le cadre de ce mémoire, nous avons étudié les déterminants du taux de change effectif réel afin d'estimer les déséquilibres monétaires des pays de la zone euro entre 1980 et 2017. Nous avons basé notre analyse sur le modèle du taux de change d'équilibre comportemental (BEER) afin de calculer les mésalignements de sept pays de la zone euro, d'abord avec des données en séries temporelles et ensuite avec des données de panel.

Théoriquement, nous nous attendions à ce que les signes des coefficients associés à la position extérieure nette, à la productivité relative et aux termes de l'échange soient positifs, impliquant qu'une appréciation est liée à des gains de productivité, de termes de l'échange et à l'amélioration de la position extérieure nette. Cependant, nos résultats montrent que cela n'est pas le cas pour les pays de la zone euro lorsque nous effectuons les estimations avec des données de panel. En effet, nous obtenons qu'une amélioration de la position extérieure nette des pays de la zone euro est associée à une dépréciation du taux de change effectif réel. Par conséquent, cela suppose que le taux de change de la monnaie unique se comporte d'une manière qui ne reflète pas les fondamentaux de tous les pays de la zone monétaire.

Nos résultats selon le type de données utilisées ainsi que selon la spécification sont similaires en apparence et exposent la même tendance. Selon nos estimations, les courbes des mésalignements de l'Allemagne, de la Belgique et de la France sont décroissantes sur la période, et tendent vers une sous-évaluation des monnaies sur la majeure partie de l'échantillon, avec de légères augmentations de courbes uniquement dans le milieu des années 90 ainsi qu'au début des années 2000. Les résultats concernant la Grèce, l'Italie, le Portugal et l'Espagne témoignent des surévaluations du taux de change effectif réel plus marquées, avec des courbes de mésalignements croissantes entre le début des années 2000 et le début des années 2010. Cependant, l'ensemble des pays a connu un mouvement de diminution de la courbe des mésalignements dans le milieu des années 90, et à partir de 1995 pour la plupart des pays, avant que la situation ne s'inverse ensuite entre les années 2000 et 2010, lorsque l'euro s'est fortement apprécié et que la crise mondiale a touché l'Europe. Les pays périphériques ont été particulièrement touchés, avec des taux de surévaluation proches de 10% fin des années 2000, alors que l'Allemagne, la Belgique et la France n'ont été que faiblement impactés et maintiennent des taux de change effectifs réels correctement évalués pour l'Allemagne et la France, et légèrement surévalués pour la Belgique fin des années 2000. Depuis le début des années 2010, la surévaluation des taux de change dans les pays périphériques est corrigée petit à petit. Le seul pays à conserver une monnaie surévaluée est la Grèce, avec un taux de change réel proche de 7% en 2017. Les pays avec le plus haut pourcentage de mésalignement moyen sur toute la période exprimée en valeur absolue sont l'Allemagne et la Grèce.

Nous observons que même si les déséquilibres monétaires semblaient se résorber ces dernières années, et plus spécifiquement entre 2010 et 2015, l'hétérogénéité compétitive des pays de la zone euro est toujours présente. En effet, étant donné que depuis la création de la zone monétaire, l'ajustement du taux de change nominal est identique pour les pays de la zone euro,

que les pays ont assisté à une convergence de leur niveau d'inflation, et que les mouvements du taux de change effectif réel sont similaires entre les pays de la zone, les déséquilibres monétaires proviennent des différences de fondamentaux. De plus, les pays de la zone euro assistent à une légère augmentation des courbes de mésalignements des taux de change effectif réels depuis 2015.

La zone euro est par conséquent face au défi de devoir réduire l'hétérogénéité compétitive des pays à travers les fondamentaux. En effet, comme nous l'avons noté, les courbes du taux de change effectif réel se rapprochent depuis la fin des années 90, alors que celles des fondamentaux s'éloignent, et plus spécifiquement celles de la position extérieure nette, qui est un des facteurs à l'origine des différentes surévaluations des pays périphériques survenues depuis la création monétaire.

Finalement, il serait pertinent de se demander si les variables fondamentales précédentes sont les seuls déterminants⁴² du taux de change réel des membres de la zone euro, ou si nous devrions prendre en considération d'autres facteurs ignorés jusqu'à présent dans la littérature. Nous estimons que cette question est importante et mérite plus d'attention.

⁴² Dans notre modèle, nous avons utilisé les mêmes variables que celles proposées par Clark et MacDonald (1998), à savoir la position extérieure nette, la productivité relative et les termes de l'échange. D'autres auteurs ont rajouté d'autres variables, comme le ratio entre la dette gouvernementale domestique et étrangère (Siregar et Rajan, 2006).

Bibliographie

Alberola, E., Cervero, S.G., Lopez, H., Ubide A. 1999, « Global equilibrium exchange rates: Euro, dollar, “ins”, “outs” and other major currencies in a panel cointegration framework », *Working Paper*, International Monetary Fund, n° 99/175.

Balassa, B. 1964, « The purchasing power parity: A reappraisal », *Journal of Political Economy*, n°6, 72, 584-596.

Bénassy-Quéré, A., Béréau, S., Mignon, V. 2009, « Taux de change d'équilibre: une question d'horizon », *Revue Économique*, n°3, 60, 657-666.

Bénassy-Quéré, A., Mignon, V., 2008, « Euro-dollar : le face à face », *La lettre du CEPII*, n°279.

Blackburne III, E., Frank, M., 2007, « Estimation of nonstationary heterogeneous panel », *The Stata Journal*, n°2, 7, pages 197-2008.

Bodart, V., 2017, « Chapitre 2 : Les concepts du taux de change et leur mesure », LECON2335 Relation monétaires internationales, année académique 2017-2018.

Bouchoucha, M. 2011, « The transfer effect: A comparative perspective between the European monetary union regime and fixed and floating regimes », *Economie internationale*, n°125, pages 105-131.

Carrera, J., Restout, R. 2008, « Long Run Determinants of Real Exchange Rates in Latin America », *Working paper*, GATE 08-11.

Carton, B., Hervé, K. 2013, « Is there any rebalancing in the Euro area? », *CEPII Working Paper*, n° 2013-32.

Clark, P.B., MacDonald, R. 1998, « Exchange Rates and Economic Fundamentals - A Methodological Comparison of BEERs and FEERs », *IMF Working Papers*, International Monetary Fund, WP/98/67.

Commission Européenne, « Entreprises, Économie et Euro » [en ligne], disponible sur : https://ec.europa.eu/info/business-economy-euro/euro-area/what-euro-area_fr/ (Consulté le 13/07/2019).

Comunale, M. 2014, « Long-run determinants and misalignments of the real effective exchange rate in the EU », *Working Paper Series*, Bank of Lithuania, n°18.

Coudert V., Couharde C., Mignon V. 2013, « Les mésalignements de taux de change réels à l'intérieur de la zone euro », *Revue de l'OFCE*, n°127, pages 35-56.

Couharde C., Delatte, A-L., Grekou, C., Mignon, V., Morvillier, F. 2017, « EQCHANGE: a world database on actual and equilibrium effective exchange rates », *Working Paper CEPII*, 2017-14.

Cr  el, J., Laurent, E., Le Cacheux, J., 2007, « La politique de change de la zone euro ou le hold-up tranquille de la BCE », *Revue de l'OFCE*, n  100, 2007/1.

De Gregorio, J., Wolf, H. 1994, « Terms of Trade, Productivity and the Real Exchange Rate », *NBER Working Papers*, 4807.

Dejemeppe, M. 2017, « Partie 5 : M  thodes d'estimation sur donn  es de panel », LECON2033 Micro  conom  trie, ann  e acad  mique 2017-2018.

Fidora, M., Giordano, C., Schmitz, M., 2017, « Real exchange rate misalignments in the euro area », *Working Paper Series*, European Central Bank, n  2108.

Holtem  ller, O., Mallick, S., 2013, « Exchange rate regime, real misalignment and currency crises », *Economic Modelling*, Elsevier, 34, pages 5-14.

Hurlin, C., Mignon, V., 2005, « Une synth  se des tests de racine unitaire sur donn  es de panel », *  conomie et Pr  vision*, Programme National Pers  e, 169(3), pages 253-294.

Hurlin, C., Mignon, V., 2006, « Une synth  se des tests de coint  gration sur donn  es de panel », *LEO Working Paper Series*, Orleans Economics Laboratory, Universit   d'Orl  ans.

Kao, C. 1999, « Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data », *Journal of Econometrics*, n  90, pages 1-44.

Lahr  che-Revil, A. 1999, « R  gime de change », CEPII, pages 93-103.

Lane, P., Milesi-Ferretti, GM. 2007, « The external wealth of nations mark II : revised and extended estimates of foreign assets and liabilities, 1970-2004 », *Journal of International Economics*, vol 73, pages 223-250.

Lopez Villavicencio, A., 2006, « Real equilibrium exchange rates: a panel data approach for advanced and emerging economies », *Economie Internationale*, CEPII research center, issue 108, page 59-81.

MacDonad, R., 1997, « What determines real exchange rates : the long and short of it », *IMF Working Paper*, International Monetary Fund, n  97/21.

Maeso-Fernandez, F., Osbat, C., Schnatz, B., 2001, « Determinants of the exchange-rate: A BEER/ PEER approach », *Working Paper*, European Central Bank, n  85.

Mundell, R., 1961, « A Theory of optimum currency areas », *The American Economic Review*, n° 4, 51, pages 657-665.

Pedroni, P., 1995, « Panel cointegration, asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis », *Working Paper in Economics*, Indiana University, pages 92-013.

Pesaran, H., Shin, Y., Smith, R. 2004, « Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels », *Discussion Paper*, School of Economics, University of Edinburgh, n°16.

Phillips, P.C.B. 1993, « Fully Modified Least Squares and vector autoregression », *Econometrica*, vol 63, n°5, pages 1023-1078.

Rajan, R.S., Siregar, R.Y., 2006, « Models of equilibrium real exchange rates revisited : a selective review of the literature », *Centre for Economic Studies Working Papers*, University of Adelaide, 2006-04.

Ricci, L.A., Lee, J., Milesi-Ferretti, G.M., 2008, « Real exchange-rates and fundamentals, a cross-country perspective », *IMF Working Paper*, International Monetary Fund, n° 08/13.

Stein, Jerome L., 1994, « The Natural Real Exchange Rate of the US Dollar and determinants of capital flows », Chapter 2 in *Fundamental determinants of exchange rate*, Oxford University Press, pages 38-84.

Williamson, J., 1985, « The Exchange-rate system », *Institute for International Economics*, Washington DC, 9 (2), pages 333-333.

Wren-Lewis, S., 1992, « On the analytical foundations of the fundamental equilibrium exchange rate », dans *Macroeconomic Modeling of the Long Run*, edition Colin P. Hargreaves, Edward Elgar.

Zhang, Z., 2010, « Understanding the behavioral equilibrium exchange rate model via its application to the valuation of Chinese renminbi », *MPRA Paper*, University Library of Munich, Germany, 40648.

Annexes

Tableau A-1.1 : Tests complets de Dickey-Fuller augmenté (ADF) sur les variables du modèle en séries temporelles

<i>Variables</i>	<i>Retards</i>	<i>Belgique</i>	<i>France</i>	<i>Allemagne</i>	<i>Grèce</i>	<i>Italie</i>	<i>Portugal</i>	<i>Espagne</i>
LNREER	0	-3.822 (C)	-1.941 (C)	-1.706 (C)	-1.284 (C)	-2.038 (C)	-0.845 (CT)	-1.495 (CT)
	1	-3.882 (C)	-1.758 (C)	-1.389 (C)	-1.544 (C)	-2.476 (C)	-1.598 (CT)	-2.530 (CT)
	2	-2.836 (C)	-1.201 (C)	-1.117 (C)	-1.533 (C)	-2.933 (C)	-1.182 (CT)	-3.418 (CT)
	3	-3.382 (C)	-0.738 (C)	-1.351 (C)	-1.843 (C)	-1.940 (C)	-1.815 (CT)	-3.391 (CT)
NFAGDP	0	-2.060 (CT)	-1.040 (C)	-0.432 (CT)	-1.367 (CT)	-2.188 (C)	-1.319 (CT)	-2.023 (CT)
	1	-3.244 (CT)	-1.198 (C)	-0.286 (CT)	-1.030 (CT)	-1.874 (C)	-1.490 (CT)	-1.813 (CT)
	2	-3.280 (CT)	-0.226 (C)	-0.244 (CT)	-0.654 (CT)	-1.636 (C)	-1.765 (CT)	-1.902 (CT)
	3	-3.319 (CT)	-0.131 (C)	-0.108 (CT)	-1.204 (CT)	-1.732 (C)	-2.852 (CT)	-2.306 (CT)
LNTFP	0	-1.301 (C)	-1.821 (C)	-1.263 (/)	-1.856 (C)	-0.679 (CT)	-1.738 (C)	-1.825 (CT)
	1	-1.103 (C)	-1.779 (C)	-1.591 (/)	-1.516 (C)	-1.368 (CT)	-2.066 (C)	-2.085 (CT)
	2	-1.156 (C)	-1.076 (C)	-1.400 (/)	-1.915 (C)	-1.401 (CT)	-1.614 (C)	-1.782 (CT)
	3	-1.800 (C)	-1.112 (C)	-1.199 (/)	-1.814 (C)	-1.319 (CT)	-2.208 (C)	-1.954 (CT)
LNTOT	0	-1.294 (C)	-2.150 (CT)	-1.816 (CT)	-2.724 (CT)	-2.029 (CT)	-1.394 (CT)	-0.832 (CT)
	1	1.859 (C)	-2.725 (CT)	-2.526 (CT)	-2.333 (CT)	-2.850 (CT)	-2.005 (CT)	-1.917 (CT)
	2	-2.242 (C)	-2.730 (CT)	-2.053 (CT)	-2.436 (CT)	-2.476 (CT)	-1.757 (CT)	-2.184 (CT)
	3	-2.542 (C)	-2.750 (CT)	-1.376 (CT)	-1.866 (CT)	-2.671 (CT)	-2.573 (CT)	-2.961 (CT)

- Les variables LNREER, LNTFP et LNTOT correspondent respectivement aux logarithmes de taux de change effectif réel, de la productivité relative et des termes de l'échange. La variable NFAGDP correspond à la position extérieure nette prise en pourcentage du PIB.
- Les informations entre parenthèses indiquent respectivement le modèle correspondant (C pour constante, CT pour constante et tendance, / pour ni l'un ni l'autre) et le nombre maximal de retards significatifs.
- Les valeurs critiques de Mackinnon, pour un échantillon de 37 observations, sont de -3.58 et -2.93 pour des niveaux de significativité de respectivement 1% et 5% pour les modèles sans tendance et de -4.15 et -3.50 pour des niveaux de significativité de respectivement 1% et 5% pour les modèles avec tendance.
- Les valeurs en caractères gras sont celles reportées avec le plus haut taux de significativité dans le tableau 4.3.1.

Tableau A-1.2 : Statistiques descriptives des données

Variables	Observations	Moyenne	Écart-type	Min	Max
LNREER	266	4.581624	0.0966838	4.287304	4.797524
NFAGDP	266	-0.1734658	0.4208566	-1.5163	0.6577
LNTFP	266	-0.0018821	0.0448339	-0.1218723	0.1631791
LNTOT	266	4.569238	0.1028626	4.071463	4.734278

Tableau A-1.3 : Comparaison des mésalignements avec la base de données EQCHANGE [1980 – 2017]

Année	Pays	EQCHANGE	
1980	Allemagne	0.1448	0.1405
1981	Allemagne	0.0931	0.0772
1982	Allemagne	0.1097	0.0787
1983	Allemagne	0.1012	0.0805
1984	Allemagne	0.0684	0.0366
1985	Allemagne	0.0428	0.0242
1986	Allemagne	0.0317	0.071
1987	Allemagne	0.0478	0.1038
1988	Allemagne	0.0311	0.0732
1989	Allemagne	0.0271	0.025
1990	Allemagne	0.0365	0.0132
1991	Allemagne	0.0129	-0.0695
1992	Allemagne	0.0315	-0.0998
1993	Allemagne	0.0643	0.0684
1994	Allemagne	0.068	0.061
1995	Allemagne	0.1073	0.0803
1996	Allemagne	0.078	0.0362
1997	Allemagne	0.0335	-0.0041
1998	Allemagne	0.0273	-0.0076
1999	Allemagne	-0.0032	-0.0217
2000	Allemagne	-0.0382	-0.0482
2001	Allemagne	-0.0468	-0.0592
2002	Allemagne	-0.0509	-0.0577
2003	Allemagne	-0.0046	-0.0327
2004	Allemagne	0.0116	-0.0272
2005	Allemagne	-0.0003	-0.0433
2006	Allemagne	-0.014	-0.0476
2007	Allemagne	-0.0093	-0.0383
2008	Allemagne	-0.0035	-0.0255
2009	Allemagne	-0.0086	-0.0359
2010	Allemagne	-0.0714	-0.0763
2011	Allemagne	-0.0769	-0.0809
2012	Allemagne	-0.1157	-0.1047
2013	Allemagne	-0.0976	-0.0932
2014	Allemagne	-0.1056	-0.1043
2015	Allemagne	-0.1801	-0.1607
2016	Allemagne	-0.179	-0.1381
2017	Allemagne	-0.1627	-0.1159

1980	Belgique	0.146	0.1044
1981	Belgique	0.0919	0.0482
1982	Belgique	-0.0031	-0.0194
1983	Belgique	-0.0116	-0.0147
1984	Belgique	-0.0225	-0.007
1985	Belgique	-0.0121	0.0002
1986	Belgique	0.0027	0.0539
1987	Belgique	0.0239	0.0813
1988	Belgique	-0.0096	0.0195
1989	Belgique	-0.0191	0.0071
1990	Belgique	0.0274	0.0198
1991	Belgique	0.0164	0.0123
1992	Belgique	0.0173	-0.0174
1993	Belgique	0.0165	-0.0356
1994	Belgique	0.0273	-0.02
1995	Belgique	0.07	0.0027
1996	Belgique	0.0483	-0.015
1997	Belgique	-0.0217	-0.0722
1998	Belgique	-0.0185	-0.0769
1999	Belgique	-0.0399	-0.0969
2000	Belgique	-0.072	-0.1206
2001	Belgique	-0.0538	-0.1017
2002	Belgique	-0.0585	-0.0941
2003	Belgique	-0.0154	-0.0595
2004	Belgique	-0.0069	-0.0319
2005	Belgique	-0.0063	-0.0187
2006	Belgique	-0.0053	-0.0023
2007	Belgique	-0.0052	0.0107
2008	Belgique	0.0418	0.0313
2009	Belgique	0.0089	0.0008
2010	Belgique	-0.0212	-0.02
2011	Belgique	0.0008	0.0089
2012	Belgique	-0.024	0.0025
2013	Belgique	-0.0092	0.0167
2014	Belgique	-0.0098	0.0131
2015	Belgique	-0.0619	-0.0097
2016	Belgique	-0.0301	-0.0072
2017	Belgique	-0.0015	0.004
1980	Espagne	0.127	0.134
1981	Espagne	0.1378	0.1394
1982	Espagne	0.122	0.1411
1983	Espagne	0.0179	0.0337
1984	Espagne	0.0358	0.066
1985	Espagne	0.0067	0.0724
1986	Espagne	-0.0445	0.0617
1987	Espagne	-0.0507	0.0639
1988	Espagne	-0.0248	0.0745
1989	Espagne	0.02	0.0918
1990	Espagne	0.079	0.1247
1991	Espagne	0.0728	0.0997
1992	Espagne	0.0618	0.061

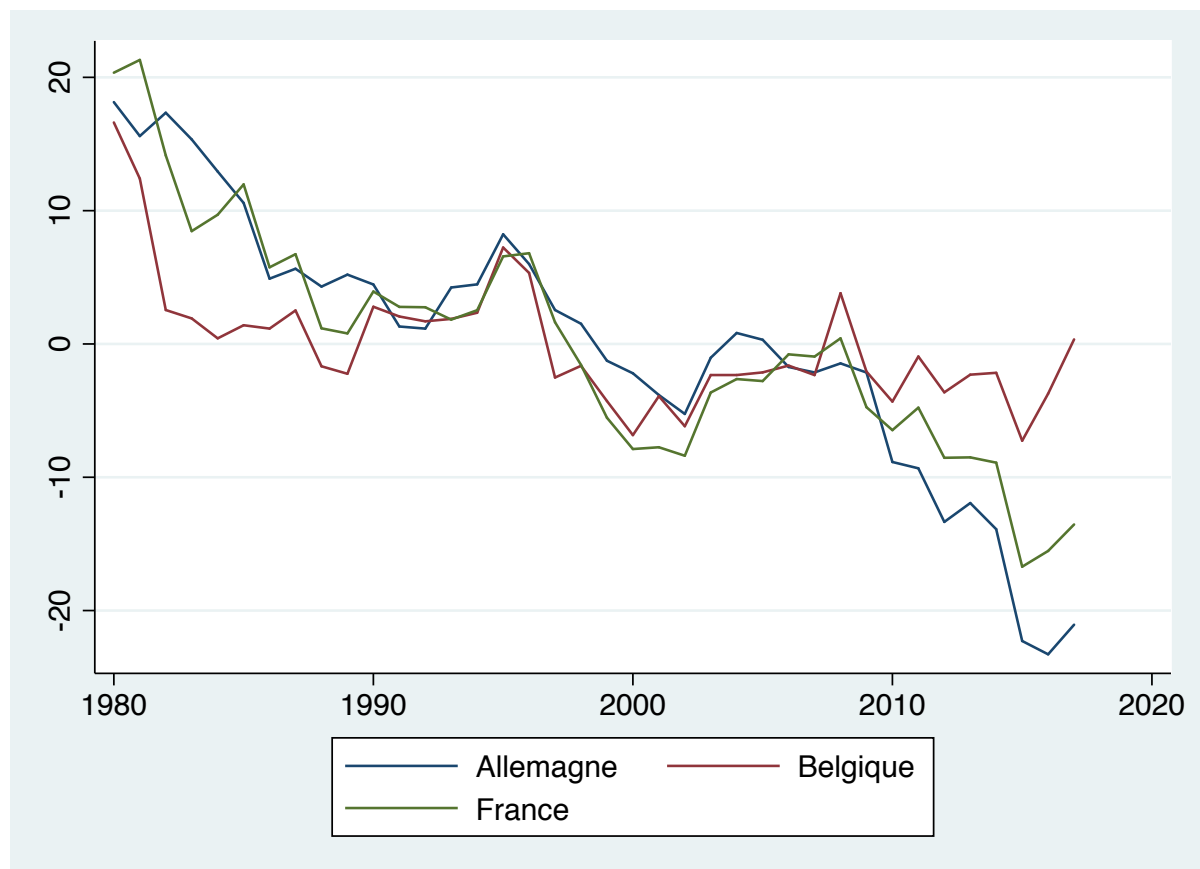
1993	Espagne	-0.0484	-0.0499
1994	Espagne	-0.0866	-0.0977
1995	Espagne	-0.0704	-0.1007
1996	Espagne	-0.0624	-0.118
1997	Espagne	-0.0959	-0.1964
1998	Espagne	-0.1022	-0.2183
1999	Espagne	-0.1015	-0.2029
2000	Espagne	-0.0905	-0.2252
2001	Espagne	-0.081	-0.2208
2002	Espagne	-0.0764	-0.1696
2003	Espagne	-0.0363	-0.0159
2004	Espagne	0.0002	0.0197
2005	Espagne	0.0061	0.0222
2006	Espagne	0.031	0.0276
2007	Espagne	0.0525	0.0455
2008	Espagne	0.0849	0.0824
2009	Espagne	0.0189	0.062
2010	Espagne	0.0077	0.0544
2011	Espagne	0.0462	0.0901
2012	Espagne	0.0286	0.0771
2013	Espagne	0.0362	0.1004
2014	Espagne	0.0376	0.0959
2015	Espagne	-0.0266	0.0278
2016	Espagne	-0.026	0.0313
2017	Espagne	-0.0065	0.0497
1980	France	0.1727	0.0868
1981	France	0.1603	0.069
1982	France	0.1007	0.015
1983	France	0.0512	-0.0187
1984	France	0.0508	-0.0181
1985	France	0.0741	0.0167
1986	France	0.0519	0.0438
1987	France	0.0629	0.076
1988	France	0.0237	0.045
1989	France	0.0132	0.0194
1990	France	0.0456	0.054
1991	France	0.0219	0.0277
1992	France	0.028	0.0258
1993	France	0.0269	0.0172
1994	France	0.03	0.0139
1995	France	0.0648	0.036
1996	France	0.0646	0.0251
1997	France	0.0139	-0.0311
1998	France	-0.0021	-0.0415
1999	France	-0.0371	-0.0387
2000	France	-0.0733	-0.0735
2001	France	-0.0744	-0.0911
2002	France	-0.0714	-0.0838
2003	France	-0.0209	-0.0127
2004	France	-0.0066	0.0094
2005	France	-0.013	0.0069

2006	France	-0.0047	0.0148
2007	France	-0.0041	0.018
2008	France	0.0065	0.0388
2009	France	-0.0223	0.0246
2010	France	-0.0514	-0.0011
2011	France	-0.0446	0.0033
2012	France	-0.0795	-0.0158
2013	France	-0.0739	-0.0122
2014	France	-0.0769	-0.0164
2015	France	-0.147	-0.0541
2016	France	-0.1368	-0.0358
2017	France	-0.1232	-0.059
1980	Grèce	-0.1445	-0.0382
1981	Grèce	-0.096	-0.0509
1982	Grèce	-0.0257	-0.0207
1983	Grèce	-0.0966	-0.1139
1984	Grèce	-0.0686	-0.132
1985	Grèce	-0.0762	-0.1741
1986	Grèce	-0.1488	-0.198
1987	Grèce	-0.0991	-0.1322
1988	Grèce	-0.0882	-0.1416
1989	Grèce	-0.0775	-0.194
1990	Grèce	-0.0058	0.1246
1991	Grèce	-0.0255	0.075
1992	Grèce	0.0344	0.0536
1993	Grèce	0.0537	0.0076
1994	Grèce	0.061	-0.0134
1995	Grèce	0.0875	-0.0203
1996	Grèce	0.0974	-0.0567
1997	Grèce	0.0639	-0.0847
1998	Grèce	0.0351	-0.1093
1999	Grèce	0.0226	-0.0814
2000	Grèce	-0.0481	-0.1417
2001	Grèce	-0.0648	-0.1548
2002	Grèce	-0.062	-0.1025
2003	Grèce	-0.0472	0.0932
2004	Grèce	-0.0431	0.1245
2005	Grèce	-0.0285	0.1553
2006	Grèce	-0.0434	0.1558
2007	Grèce	-0.0343	0.1944
2008	Grèce	0.0028	0.1827
2009	Grèce	0.0276	0.1872
2010	Grèce	0.0804	0.2157
2011	Grèce	0.1565	0.2624
2012	Grèce	0.1604	0.2615
2013	Grèce	0.1502	0.259
2014	Grèce	0.1215	0.2438
2015	Grèce	0.0461	0.165
2016	Grèce	0.057	0.2019
2017	Grèce	0.0656	0.1905
1980	Italie	0.0168	0.0867

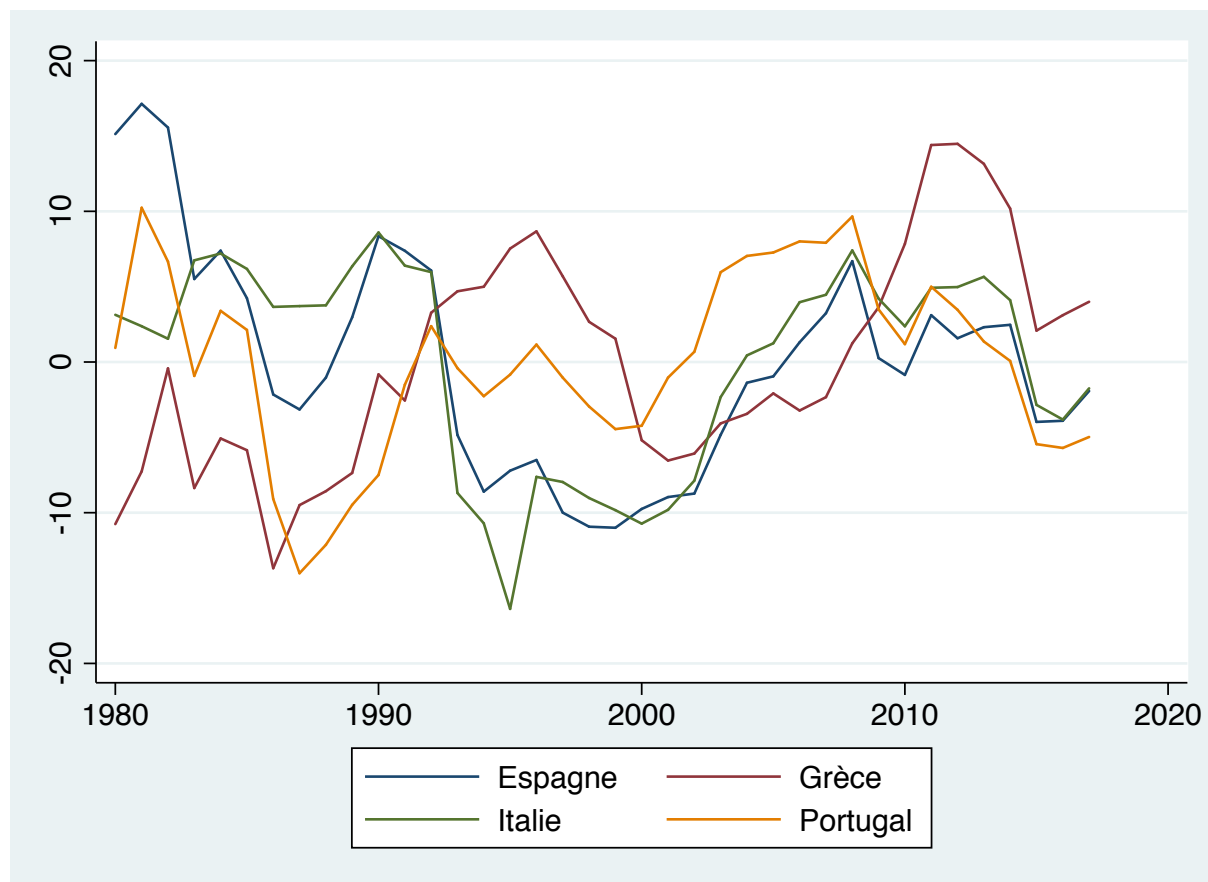
1981	Italie	0.0065	0.0476
1982	Italie	0.0031	0.0269
1983	Italie	0.0578	0.07
1984	Italie	0.0621	0.0668
1985	Italie	0.0523	0.0641
1986	Italie	0.0353	0.0937
1987	Italie	0.0361	0.1098
1988	Italie	0.0355	0.0976
1989	Italie	0.061	0.0912
1990	Italie	0.0881	0.1031
1991	Italie	0.0703	0.0803
1992	Italie	0.066	0.0236
1993	Italie	-0.0856	-0.1345
1994	Italie	-0.1076	-0.1613
1995	Italie	-0.1683	-0.2396
1996	Italie	-0.0784	-0.1693
1997	Italie	-0.0814	-0.1783
1998	Italie	-0.0896	-0.1961
1999	Italie	-0.0973	-0.188
2000	Italie	-0.1114	-0.2039
2001	Italie	-0.1006	-0.2035
2002	Italie	-0.0785	-0.1356
2003	Italie	-0.0208	0.0027
2004	Italie	0.007	0.0331
2005	Italie	0.013	0.0426
2006	Italie	0.0398	0.0559
2007	Italie	0.0468	0.0601
2008	Italie	0.0757	0.0817
2009	Italie	0.0486	0.0599
2010	Italie	0.0274	0.0524
2011	Italie	0.0526	0.0579
2012	Italie	0.0541	0.0596
2013	Italie	0.0621	0.0787
2014	Italie	0.0495	0.0688
2015	Italie	-0.0176	-0.0009
2016	Italie	-0.0249	-0.0032
2017	Italie	-0.0054	0.0199
1980	Portugal	0.0029	-0.2179
1981	Portugal	0.0923	-0.1498
1982	Portugal	0.0555	-0.1618
1983	Portugal	-0.0188	-0.2002
1984	Portugal	0.029	-0.1543
1985	Portugal	0.0203	-0.1768
1986	Portugal	-0.0886	-0.216
1987	Portugal	-0.1429	-0.2365
1988	Portugal	-0.1237	-0.2629
1989	Portugal	-0.0989	-0.2633
1990	Portugal	-0.0834	-0.1468
1991	Portugal	-0.02	-0.1173
1992	Portugal	0.02	-0.0365
1993	Portugal	-0.007	-0.0789

1994	Portugal	-0.0228	-0.0936
1995	Portugal	-0.0082	-0.0625
1996	Portugal	0.009	-0.0807
1997	Portugal	-0.0123	-0.1354
1998	Portugal	-0.0298	-0.1282
1999	Portugal	-0.0444	-0.0948
2000	Portugal	-0.0429	-0.1153
2001	Portugal	-0.0088	-0.0778
2002	Portugal	0.0105	-0.0188
2003	Portugal	0.0651	0.1387
2004	Portugal	0.0751	0.1779
2005	Portugal	0.0767	0.1598
2006	Portugal	0.0857	0.1697
2007	Portugal	0.0839	0.1976
2008	Portugal	0.0995	0.2315
2009	Portugal	0.0378	0.1977
2010	Portugal	0.0131	0.1623
2011	Portugal	0.0528	0.1878
2012	Portugal	0.0387	0.1833
2013	Portugal	0.0172	0.1888
2014	Portugal	0.0058	0.1663
2015	Portugal	-0.0472	0.1284
2016	Portugal	-0.0492	0.1194
2017	Portugal	-0.0421	0.1076

Graphique A-2.1 Mésalignements des taux de change effectifs réels des pays de la zone euro en données de panel avec l'estimateur PMG pour les pays du nord, en %

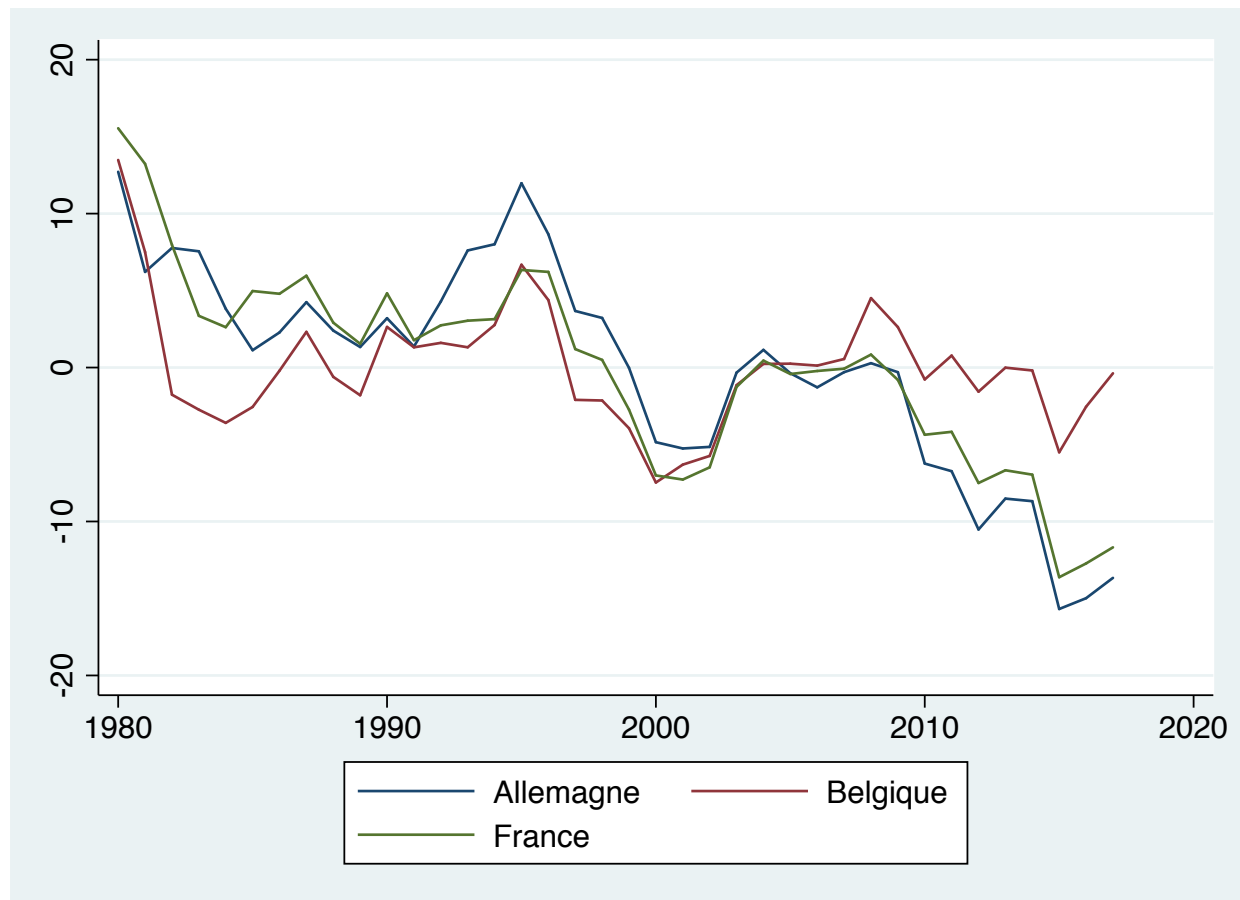


Graphique A-2.2. Mésalignements des taux de change effectifs réels des pays de la zone euro en données de panel avec l'estimateur PMG pour les pays du sud, en %



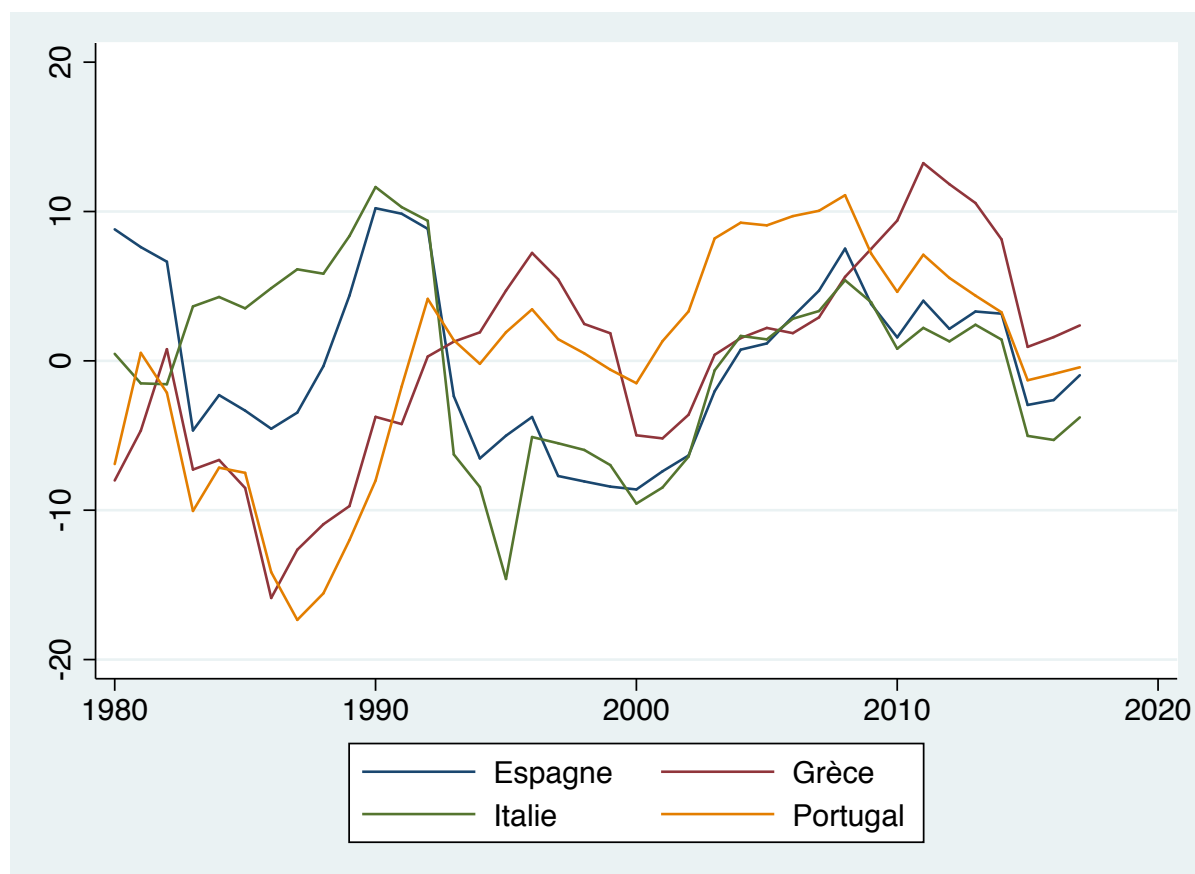
Graphique A-2.3 Mésalignements des taux de change effectifs réels des pays de la zone euro en données de panel avec effets fixes, en %

A.



Notes : un mésalignement positif indique une surévaluation, un mésalignement négatif indique une sous-évaluation.

B.



Notes : un mésalignement positif indique une surévaluation, un mésalignement négatif indique une sous-évaluation.

Graphique A-2.4 Taux d'inflation, prix à la consommation (% annuel)

