

La « guerre des monnaies » :

un jeu déstabilisant ?

Cyriac Guillaumin, Hélène Raymond-Feingold

Cahier de recherche du Creg, n° 2016.02

Décembre 2016

La « guerre des monnaies » : un jeu déstabilisant ?

Cyriac Guillaumin*

Hélène Raymond-Feingold**

* CREG, université Grenoble Alpes, 1241 rue des Résidences, 38400 Saint-Martin d'Hères.
Courriel : cyriac.guillaumin@univ-grenoble-alpes.fr. Tel : 04 76 82 89 59.

** EconomiX, université Paris Ouest Nanterre La Défense, 200 avenue de la République, 92001 Nanterre
Cedex. Courriel : helene.raymond-feingold@u-paris10.fr. Tel : 01 40 97 59 07.

Résumé : La crise financière puis économique qui a débuté en 2008 a révélé puis accentué les désordres monétaires au niveau mondial. La désorganisation du système monétaire international et l'absence de coordination des politiques monétaires rendent plausible l'utilisation de l'arme de la dépréciation de leur taux de change par certains pays pour accélérer leur sortie de crise. Les pays vers lesquels les capitaux refluent sont alors amenés à réagir pour éviter une appréciation trop forte de leur monnaie. L'impact des politiques monétaires non conventionnelles reste encore, faute de recul, difficile à évaluer, tant sur les pays développés que sur les pays émergents. Nous entendons apporter notre contribution à cet égard en testant si les mesures d'assouplissement quantitatif prises par les États-Unis, le Royaume-Uni et le Japon ont eu un impact sur les risques de désajustements de change et, en particulier, s'ils ont accru leur ampleur. Pour cela nous procédons à des estimations de taux de change d'équilibre en données de panel, à partir de données annuelles sur la période 1980-2015, pour 21 monnaies, puis évaluons l'impact des principales mesures de politique monétaire non conventionnelles sur les mésalignements de change. Nos résultats corroborent l'hypothèse selon laquelle les mesures de politique monétaire non conventionnelles ont un impact sur les déséquilibres du taux de change. Ces mesures accroissent le mésalignement et retardent l'ajustement même si ce dernier, d'après nos estimations, serait, toutes choses égales par ailleurs, relativement rapide.

Mots-clefs : guerre des monnaies, équilibre non-coopératif, politiques monétaires non conventionnelles, assouplissement quantitatif, taux de change d'équilibre, données de panel.

Classification JEL : F31, F33, F42.

Abstract: The financial and economic crisis that began in 2008 has exacerbated the global monetary and financial disorders. In the absence of coordination mechanisms between monetary policies some major economies have issued liquidity through quantitative easing policies, and thereby depreciated their exchange rates, to recover more rapidly from the crisis. The resulting inflow of international liquidity in emerging countries has put some appreciation pressure on their currencies and led to a revival of capital controls. The impact of quantitative easing (QE) policies remains difficult to assess both on developed and emerging countries. In this paper we aim to contribute to this literature by testing whether the QE measures of the U.S, British and Japanese central banks have increased exchange rates misalignments. To this end we estimate equilibrium exchange rates in panel data, using annual data between 1980 and 2015, for 21 currencies. We then assess the impact of major QE policies on exchange rates misalignments. We find that QE policies have increased misalignments: they appear to delay the correction of misalignments, though the speed of correction remains relatively high.

Keywords: currency war, non-cooperative equilibrium, unconventional monetary policy, quantitative easing, equilibrium exchange rate, panel data.

JEL Classification: F31, F33, F42.

1. Introduction

L'expression « guerre des monnaies » a été introduite dans le langage courant² par le ministre des Finances du Brésil, Guido Mantega, en septembre 2010, alors que le taux de change du *real* brésilien était jugé trop élevé suite, notamment, à la politique d'assouplissement quantitatif (*quantitative easing*) menée par la Réserve fédérale américaine (*Fed*).

La guerre des monnaies découle d'une règle très simple : les monnaies ne peuvent pas toutes se déprécier au même moment. L'une d'entre elles, au moins, doit nécessairement s'apprécier. C'est le principe du $n - 1$: mécaniquement, dans un monde avec n monnaies, il n'existe que $n - 1$ taux de change indépendants. Si $n - 1$ pays gèrent effectivement leurs taux de change, la valeur de la n ème monnaie est complètement déterminée. En outre, les capacités des pays à influencer sur les taux de change ne sont pas symétriques : dans un contexte de forte mobilité des capitaux la politique monétaire d'une économie de grande taille, comme celle des États-Unis – dotée qui plus est du privilège d'émettre la monnaie qui joue un rôle clef dans les règlements internationaux – aura plus d'impact que celle d'une économie de taille plus réduite. Les économies émergentes, comme le démontrent, par exemple, Miranda-Agrippino et Rey (2015) et Rey (2015), semblent subir l'influence des cycles financiers internationaux, font face à des flux et reflux de capitaux³ et, par conséquent, ont une capacité très réduite à influencer directement sur leurs taux de change. Ceci a une conséquence importante : les pays doivent parvenir à coordonner leurs politiques de change – et donc leurs politiques monétaires – pour gérer une interdépendance potentiellement conflictuelle. Or depuis l'abandon du système de changes fixes de Bretton Woods, le système monétaire international est démunie de mécanisme de coordination internationale⁴. Depuis, la coordination *de facto* a toujours été, et reste encore, très limitée (Blanchard, 2016).

Si l'expression « guerre des monnaies » est récente dans le langage courant, puisque apparue suite à la crise des *subprimes*, l'utilisation « offensive » du taux de change est une pratique « ancienne »⁵. La « guerre des monnaies » s'affirme ainsi comme une forme d'équivalent

² Dans le débat public international, l'expression « guerre des monnaies » n'est pas si récente puisqu'elle apparaît dès 1914. Se reporter, par exemple, à Blancheton (2015).

³ Se reporter, par exemple, à Berthaud et Colliac (2010) ou Caupin (2014).

⁴ Se reporter, par exemple, à Bénassy-Quéré et al. (2012) pour un état des lieux et une réflexion approfondie sur une réforme du système monétaire international.

⁵ On peut, notamment, évoquer l'utilisation de la politique de change durant la Première Guerre mondiale. Se reporter, par exemple, à Bourget et al. (2002) pour une description détaillée.

moderne, dans un contexte d'évolution vers des changes flottants et une libre circulation des capitaux, des dévaluations compétitives des années 1930. La « guerre des monnaies », i.e. l'utilisation du taux de change et, plus exactement, l'utilisation de l'arme de la dépréciation du taux de change par certains pays, est effectuée pour accélérer leur sortie de crise. Mais, si la dépréciation compétitive du taux de change est susceptible d'aider un pays pris individuellement, elle devient rapidement un jeu où il n'y a, en fin de compte, que des perdants lorsqu'elle se généralise. En effet, les pays dont les monnaies s'apprécient par rapport aux monnaies dépréciées, réagissent pour éviter une appréciation excessive de leur taux de change. Cette réaction prend la forme, le plus souvent, de politiques monétaires expansionnistes visant à déprécier le taux de change⁶. Au final, nous aboutissons à un équilibre non-coopératif puisque la dépréciation des monnaies des uns provoque une réaction de nouvelle dépréciation de la monnaie des autres. Ainsi Frankel (2016), utilisant la théorie des jeux, montre que la « guerre des monnaies », appelée jeu de dépréciation compétitive, est un problème de coordination, au niveau international, des politiques monétaires. L'absence de coordination aboutissant alors à un équilibre non-coopératif de Nash. Une coopération, entraînant une discipline au niveau des politiques monétaires, pourrait prendre la forme de règles de politique monétaire de long terme, plutôt qu'en une utilisation à des fins de réglages conjoncturels (i.e. ajustements de court terme). L'établissement de telles règles a d'ailleurs été à l'origine du système de Bretton Woods et du Système monétaire européen (puis de l'Union économique et monétaire), dont l'un des tous premiers objectifs était d'éviter les dévaluations compétitives (Frieden, 2014).

Cependant, comme le souligne Eichengreen (2013), la « guerre des monnaies » de 2010-2011 se caractérise par une plus forte asymétrie des situations économiques que celle observée dans les années 1930, où les tensions à l'œuvre sur les prix étaient plus uniformément déflationnistes⁷. Eichengreen (2013) souligne d'ailleurs que des réponses de politique monétaire non coordonnées – qui se basent uniquement sur la situation individuelle du pays concerné, sans prendre en considération les répercussions sur les partenaires commerciaux

⁶ Bénassy-Quéré et al. (2014) utilisent ainsi le terme de « choc de politique monétaire » pour caractériser la guerre des monnaies.

⁷ A l'heure actuelle, même si les taux d'inflation des principales économies développées sont relativement faibles, faisant craindre une situation déflationniste, ils ne sont pas négatifs comme ils l'étaient dans les années 1930.

et financiers – peuvent non seulement être efficaces à l'échelle des pays concernés, mais aussi avoir des effets bénéfiques à l'échelle internationale, notamment quand les risques déflationnistes sont généralisés. Il admet néanmoins que le manque de coordination des politiques monétaires et de change peut engendrer une incertitude préjudiciable, mais estime que cet effet est probablement réduit. Cette vision rassurante s'oppose à celle de Rey (2015), pour qui la politique monétaire du pays centre – les États-Unis – impacte non seulement les taux de change, mais aussi le cycle financier mondial, d'une façon qui peut être très déstabilisante, notamment pour les pays émergents. Ainsi, Rai et Suchanek (2014) montrent que les programmes d'assouplissement quantitatifs de la *Fed* ont eu un impact sur les flux de capitaux vers les économies émergentes. Leurs résultats montrent par ailleurs que les effets de ces flux et reflux ont été moins défavorables pour les économies émergentes présentant des fondamentaux macroéconomiques solides. Aujourd'hui, ce n'est pas, en effet, tant l'utilisation d'interventions directes sur le taux de change qui est mise en cause, que la mise en place de politiques monétaires non conventionnelles (politique de taux d'intérêt zéro⁸, accroissement des bilans, assouplissement des conditions de crédit, etc.)⁹ ; le taux de change devenant alors un canal de transmission, qui reflète la participation à la guerre des monnaies dénoncée par Guido Mantega (alors ministre des Finances du Brésil). L'impact des politiques monétaires non conventionnelles reste toutefois encore difficile à évaluer, tant sur les pays développés (Portes, 2012) que sur les pays émergents (Rai et Suchanek, 2014). Nous entendons apporter notre contribution à cet égard en testant si les mesures d'assouplissement quantitatif prises par les États-Unis, le Royaume-Uni et le Japon ont eu un impact sur les risques de désajustements de change et, en particulier, s'ils ont accru leur ampleur. Pour répondre à cette problématique, nous considérons un panel de 21 monnaies sur la période 1980-2015. Notre méthodologie comporte deux étapes. Dans une première étape, nous estimons une relation de cointégration entre le taux de change effectif réel et ses fondamentaux. Cela nous permet de déterminer un taux de change d'équilibre, en suivant la méthodologie du taux de change d'équilibre comportemental développée par Clark et MacDonald (1998), et de calculer les éventuels mésalignements du taux de change. Dans un

⁸ Dans ce cas, la banque centrale souhaite agir sur la courbe des taux de façon à orienter les anticipations des agents (il s'agit du guidage des anticipations – *forward guidance*).

⁹ Se reporter, par exemple, à Banque de France (2009) pour une description détaillée de ces mesures non conventionnelles de politique monétaire.

second temps, nous évaluons, à partir d'un modèle à correction d'erreur, l'impact des principales mesures de politique monétaire non conventionnelles (ici le *quantitative easing*) sur ces mésalignements.

Dans ce qui suit nous exposons d'abord notre méthodologie et présentons les données utilisées (section 2), avant de présenter nos résultats (section 3) et de faire nos recommandations puis de conclure (section 4).

2. Méthodologie et données

2.1. Méthodologie

En régime de change flexible, le taux de change est déterminé par la confrontation de l'offre et de la demande. Il s'agit donc d'un prix d'équilibre, i.e. un taux de change d'équilibre. Toutefois, le prix d'équilibre peut s'avérer extrêmement volatil pour de multiples raisons (Rogoff, 1999), notamment macroéconomiques (Morana, 2009). La notion même de taux de change d'équilibre n'est pas évidente. Le terme « d'équilibre » fait en effet référence à un horizon temporel de plus ou moins long terme (Bénassy-Quéré et al., 2009)¹⁰. Le taux de change d'équilibre peut, dans ce cas, être défini selon au moins trois approches, en fonction, notamment, de l'horizon temporel retenu. Si l'on retient la norme de la parité de pouvoir d'achat (PPA), sur le très long terme les prix internationaux doivent s'égaliser (en raison du rattrapage technologique), ce qui revient à dire que le taux de change réel est stationnaire. Toutefois, la plupart des études empiriques montrent que la PPA est rarement vérifiée et que les déviations à la PPA sont relativement persistantes (Meese et Rogoff, 1983, Rogoff, 1996 ; Wu and Wu, 2001). Une alternative est alors de modéliser ces déviations à travers l'approche du taux de change d'équilibre réel *comportemental* (BEER). Il s'agit ici d'une vision de long terme, développée par Clark et MacDonald (1998). Si le rattrapage technologique n'est pas achevé, la valeur du taux de change réel est fonction, notamment, de la position extérieure nette (PEN), i.e. la différence entre les créances et les dettes extérieures du pays. Par exemple, un pays dont la PEN se détériore doit, en principe, voir son taux de change réel se déprécier. Ainsi, le taux de change d'équilibre est celui issu de la situation où la PEN doit se stabiliser à un niveau compatible avec le niveau de développement et la structure démographique du

¹⁰ Voir également Bussière et al. (2010).

pays. La troisième approche, celle du taux de change *fondamental* (FEER) proposée par Williamson (1985, 1994), met l'accent sur un horizon de moyen terme. A cet horizon, la PEN est en cours d'ajustement mais l'économie est supposée être au plein emploi (équilibre interne) et le solde courant correspond à des flux de financement soutenables (équilibre externe). Le taux de change d'équilibre est donc celui assurant, simultanément, l'équilibre « interne » et l'équilibre « externe ». Une dernière notion, qui complète les précédentes, tout en étant différente, est celle de taux de change réel *naturel* (NATREX). Cette définition du taux de change d'équilibre, développée par Stein (1994) et Stein et Allen (1997), repose sur une approche dynamique du taux de change et détermine le taux de change d'équilibre en l'absence de tous facteurs cycliques.

Dans cet article nous retenons l'approche BEER qui est moins normative que l'approche FEER et plus à même de donner des estimations fiables des désajustements de change – dans un échantillon dont la dimension temporelle est limitée – que la PPA (Bénassy-Quéré et al., 2008). D'autre part, l'approche BEER permet de capter les mouvements du taux de change sur l'ensemble de l'horizon temporel et non seulement à moyen ou long terme (Driver et Westaway, 2004).

Nous optons ainsi, dans la lignée de Coudert et al. (2015), pour la spécification suivante qui a fait ses preuves empiriquement¹¹ :

$$TCER_{i,t} = \alpha_i + \beta' x_{i,t} + u_{i,t} \quad (1)$$

où $TCER_{i,t}$ est le taux de change réel effectif, $x_{i,t}$ est le vecteur des déterminants fondamentaux du taux de change et $u_{i,t}$ est un terme d'erreur indépendamment et identiquement distribué (i.i.d). Le choix des déterminants, à long terme, du taux de change repose sur une littérature abondante (Clark et MacDonald, 1998, Chinn, 2005 ; Ricci et al., 2008). En nous basant sur cette littérature, nous considérons trois déterminants fondamentaux : la productivité, la position extérieure nette et les termes de l'échange. Dès lors, le vecteur des déterminants fondamentaux peut s'écrire comme :

$$x_{i,t} = (Y_{i,t}, PEN_{i,t}, TE_{i,t})' \quad (2)$$

¹¹ Se reporter, par exemple, à Durand et Lopez (2012).

où $Y_{i,t}$ est une mesure de la productivité dans le secteur exposé relativement au secteur abrité de la concurrence internationale (captant ainsi l'effet Balassa-Samuelson), $PEN_{i,t}$ est la position extérieure nette et $TE_{i,t}$ représente les termes de l'échange.

L'ampleur du mésalignement est captée par le terme $\hat{u}_{i,t}$, i.e. la valeur du résidu de l'estimation de l'équation (1). Mais on peut aussi considérer qu'il faut que les déterminants du taux de change soient à un niveau soutenable (d'équilibre) pour que ce terme d'erreur reflète un désajustement. Une variante possible, pour calculer le mésalignement, est de remplacer les valeurs observées des déterminants par leurs valeurs tendanciennes (i.e. filtrées), calculées par un filtre de Hodrick-Prescott.

Nous cherchons ensuite à expliquer si les politiques non conventionnelles ont pu accroître la taille des mésalignements, en estimant un modèle à correction d'erreur en panel expliquant la variation du taux de change effectif réel en fonction du mésalignement, du mésalignement croisé avec une variable muette, notée QE , représentant la mise en place de politiques monétaires non conventionnelles dans des économies de grande taille (États-Unis, Royaume-Uni, Japon¹²), et en fonction des différences premières retardées des variables de la relation de cointégration. Nous estimons aussi des variantes comprenant comme variables de contrôle le régime de change, $RC_{i,t}$, issu de Reinhart et Rogoff (2004) et du FMI (2012), et une variable muette de crise $LB_{i,t}$ (liée à la faillite de Lehman Brothers).

2.2. Données

Les données que nous utilisons ici sont annuelles, sur la période 1980 à 2015.

Nous utilisons les taux de change effectifs réels, issus de la *Banque des Règlements Internationaux* et de la base de données *Bruegel*¹³ pour les pays suivants : Afrique du Sud (ZAF), Argentine (ARG), Australie (AUS), Brésil (BRA), Chili (CHL), Canada (CAN), Chine (CHN), Corée du Sud (KOR), États-Unis (USA), Inde (IND), Indonésie (IDN), Japon (JPN),

¹² Nous n'intégrons pas ici les mesures « non conventionnelles » de la BCE car on peut considérer que celle-ci ne mène véritablement une politique d'assouplissement quantitatif qu'à partir de janvier 2015.

¹³ *Bruegel* a développé une base de données sur les taux de change effectifs (nominaux et réels) disponible à l'adresse suivante : <http://bruegel.org/publications/datasets/real-effective-exchange-rates-for-178-countries-a-new-database/>. Notre échantillon débutant en 1980, les données issues de la *Banque des Règlements Internationaux* n'étaient pas disponibles pour les pays suivants : Argentine, Brésil, Chili, Chine, Inde, Indonésie, Russie, Thaïlande et Turquie.

Mexique (MEX), Norvège (NOR), Nouvelle-Zélande (NZL), Royaume-Uni (GBR), Russie (RUS), Suisse (CHE), Thaïlande (THA), Turquie (TUR), zone euro (UME). Ce panel comprend des pays émergents qui ont pu être touchés par la « guerre des monnaies », ainsi que des pays plus avancés. A eux seuls, ces 21 pays représentent quasiment 80% du PIB mondial (mesuré en PPA) et ces monnaies plus de 70% des transactions sur le marché des changes (BRI, 2015).

La productivité relative du pays, notée $Y_{i,t}$, qui mesure l'effet Balassa-Samuelson, est calculée comme le rapport entre le PIB en parité de pouvoir d'achat (PIB PPA)¹⁴ du pays étudié et le PIB PPA de l'ensemble des pays de notre échantillon. La position extérieure nette (PEN) est la variable la plus complexe de notre étude car il n'est pas aisé de compiler une mesure fiable des stocks d'actifs et de passifs détenus par les pays (règles de comptabilité différentes, effets de valorisation, etc.). D'ordinaire, soit le Fonds monétaire international, *via* les *Statistiques Financières Internationales*, dispose de séries, soit, on utilise un *proxy* basé sur l'accumulation du compte courant. Pour construire la variable PEN, nous avons utilisé la base de données proposée par Lane et Milesi-Ferretti (2007) que nous avons complété (après 2011 pour l'ensemble de l'échantillon et avant 1990 uniquement pour la Russie) à partir des données de balances courantes issues de la base de données *CHELEM* selon le principe suivant :

$$PEN_{i,t} = PEN_{i,t-1} + BC_{i,t} \quad (3)$$

Où BC est le solde de la balance courante.

Enfin, les termes de l'échange, mesurés comme le rapport entre les prix à l'exportation et les prix à l'importation, sont issus des *World Development Indicators* de la Banque mondiale.

Les dates des différents *quantitative easing* mis en place par les banques centrales américaine (Fed), japonaise (BoJ) et britannique (BoE) sont issues des différents communiqués de ces banques centrales ainsi que de Fawley et Neely (2013) et Fratzscher et al. (2013). Les différentes variables liées aux politiques monétaires d'assouplissement quantitatifs prennent 1 pour valeur lorsqu'elles sont activées et 0 sinon.

Nous introduisons également dans une variante de l'estimation du modèle à correction d'erreur une variable liée au régime de change, notée $RC_{i,t}$, issue des travaux de Reinhart et Rogoff (2004) et du FMI (2012). Cette variable va de 1 à 5, i.e. d'un régime de change fixe

¹⁴ Les PIB PPA sont issus de la base de données *CHELEM* du Cepii.

strict (*currency board, etc.*) à un flottement pur. L'introduction d'une telle variable semble importante car, comme le montrent Broda (2001) ou Calvo et Mishkin (2003), un régime de change flottant semble limiter les mésalignements du taux de change¹⁵.

Enfin, nous introduisons également dans une variante de l'estimation du modèle à correction d'erreur une *dummy* de crise globale liée à la faillite de Lehman Brothers qui vaut 1 en 2008 et 0 sur le reste de l'échantillon¹⁶.

3. Résultats

Préalablement, nous procédons à des tests de racine unitaire (1^{ère}, 2^{ème} et 3^{ème} générations) ainsi qu'à des tests de cointégration. Le passage d'une génération de tests à une autre est, notamment, justifiée par l'interdépendance des pays pour la plupart des variables utilisées et par l'éventuelle présence de ruptures dans les séries. Le tableau 1 présente les résultats du test d'interdépendance inter-individuelle proposé par Pesaran (2004). Ces résultats montrent une dépendance inter-individuelle à l'exception de la variable *LTE* (logarithme des termes de l'échange). Les résultats des tests de racine unitaire et de cointégration sont présentés dans les tableaux 2, 2bis, 3 et 4. Nos résultats montrent que nos séries *LTCER*, *LY*, *PEN* et *LTE* possèdent une racine unitaire et sont cointégrés.

INSERER TABLEAU 1

INSERER TABLEAUX 2, 2bis, 3 ET 4

Nous estimons ensuite la relation de cointégration (équation (1)) de notre panel. Il s'agit de l'estimation du taux de change d'équilibre *BEER*. Pour estimer une telle relation, nous utilisons la méthode des MCO dynamique en panel (DOLS), introduite par Kao et Chiang (2000) et Mark et Sul (2003). Cette méthode est la plus appropriée pour des données de panel

¹⁵ On peut cependant introduire une différenciation sur l'origine du choc (nominal ou réel). Se reporter à Calvo et Mishkin (2003) pour une discussion sur ce sujet.

¹⁶ Nous effectuons une variante pour cette *dummy* qui est alors égale à 1 en 2008 et 2009 et 0 sinon. En effet, si la banque Lehman Brothers fait officiellement faillite le 15 septembre 2008, les répercussions de cet effondrement se sont prolongées en 2009 (se reporter, par exemple, à Coudert et Mignon (2013)). Les résultats de nos estimations avec cette variante ne diffèrent pas significativement des résultats présentés dans les tableaux 6 et 7. Les résultats avec cette variante, non présentés ici, sont disponibles auprès des auteurs sur simple demande.

cointégrées. Une telle méthode consiste à inclure des valeurs avancées et retardées des variables exogènes (i.e. de LY , PEN et LTE) dans la relation de cointégration, afin d'éliminer la corrélation entre les variables explicatives et le terme d'erreur¹⁷. Toutefois, afin de pallier à un éventuel biais dans notre estimation, nous utilisons la procédure développée par Bai et al. (2009). En effet, la méthode de Bai et al. (2009), dénommée BKN par la suite, est particulièrement adaptée lorsque le panel est composé de variable interdépendante et subissant un choc commun. L'estimation de la relation de cointégration à partir de la méthode DOLS et de la procédure proposée par Bai et al. (2009), ne change pas fondamentalement nos résultats. En effet, les signes attendus sont toujours les bons et les t -statistiques indiquent à nouveau la significativité des coefficients estimés. Cependant, les coefficients estimés sont légèrement modifiés puisque, avec la méthode BKN, le coefficient des termes de l'échange est plus élevé (0,164 contre 0,120). Le tableau 5 présente les résultats de l'estimation de la relation de cointégration.

INSERER TABLEAU 5

Nos résultats montrent que les signes obtenus par nos trois variables sont cohérents avec la théorie. Le taux de change effectif réel s'apprécie, sur le long terme, si la productivité relative augmente, si la position extérieure nette s'accroît et si les termes de l'échange s'améliorent. Enfin, nous calculons le mésalignement du taux de change, noté $MES_{i,t}$, comme l'écart entre le taux de change observé et le taux de change calculé. Autrement dit, nous récupérons le résidu de l'équation (1) :

$$MES_{i,t} = \hat{u}_{i,t} = LTCER_{i,t} - LTCER_{i,t}^{EST} \quad (4)$$

Où $LTCER^{EST}$ est le taux de change effectif réel estimé, i.e obtenu avec l'estimation des coefficients $\hat{\alpha}_i$ et $\hat{\beta}'$. Les graphiques 1 et 2 présentent l'évolution des taux de change effectifs réels observés et d'équilibre ainsi que les mésalignements.

INSERER GRAPHIQUES 1 ET 2

¹⁷ Ainsi, nous ne mobilisons pas la méthode OLS qui, dans un contexte de données de panel cointégrées, est biaisée.

La dernière étape consiste à estimer l'impact des politiques monétaires d'assouplissement quantitatif (i.e. politiques monétaires non conventionnelles d'assouplissement quantitatif – *quantitative easing* – *QE* par la suite¹⁸) sur le mésalignement. Nos variables étant cointégrées, nous prenons en compte simultanément les dynamiques de court et de long termes. Pour cela, nous estimons le modèle à correction d'erreur suivant :

$$\begin{aligned} \Delta TCER_{i,t} = & \alpha_i + \beta MES_{i,t-1} + \gamma_1 (QE_{i,t-1} \times MES_{i,t-1}) + \gamma_2 (LB_{i,t-1} \times MES_{i,t-1}) \\ & + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta TCER_{i,t-j} + \sum_{j=1}^p \varphi_j \Delta x_{i,t-j} + \theta RC_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (5)$$

Où *MES* correspond au mésalignement du taux de change, *QE* est la variable muette indiquant la politique monétaire non conventionnelle (i.e. *quantitative easing*), *LB* est la *dummy* de crise, *x* est le vecteur des déterminants du taux de change, *RC* est la variable de régime de change, α_i est un effet fixe spécifique aux pays et $\varepsilon_{i,t}$ est le terme d'erreur (de moyenne nulle et de variance unitaire).

Les résultats de l'estimation de l'équation (5) sont présentés dans les tableaux 6 et 6bis. La variable *QE* peut prendre deux formes distinctes. La première tient compte uniquement de la politique monétaire non conventionnelle menée par la *Fed*, i.e. la banque centrale des États-Unis (les résultats des tableaux 6 et 6bis correspondent à cette spécification). La seconde tient compte des politiques monétaires non conventionnelles menées par la *Fed*, la Banque du Japon (BoJ) et la Banque d'Angleterre (BoE).

INSERER TABLEAUX 6 ET 6bis

Quelle que soit la spécification retenue, équations (1) à (4), le coefficient β , associé à la variable *MES* (i.e. mésalignement), est négatif et significatif. Ce coefficient est compris, comme attendu, entre -1 et 0. En moyenne, nous voyons que ce coefficient est presque égal à -0,5. Toutes choses égales par ailleurs, le mésalignement se réduit donc de 50% à chaque

¹⁸ Si les mesures de politiques monétaires non conventionnelles peuvent se répartir en trois grandes catégories (cf. infra), nous n'étudions ici que l'assouplissement quantitatif (*quantitative easing*) qui consiste en une augmentation massive de la quantité de monnaie en circulation dans l'économie. Cette mesure a été appliquée par les trois principales banques centrales étudiées (cf. infra et supra ; se reporter également à Fawley et Neely (2013) pour une revue détaillée de ces mesures).

période. L'ajustement est donc relativement rapide, en l'absence de tout autre choc ou de toutes nouvelles mesures, notamment d'assouplissement quantitatif, pouvant perturber le processus d'ajustement. Les résultats obtenus à partir de la spécification BKN sont sensiblement identiques au niveau du signe et du niveau de significativité des coefficients. Le coefficient β est toutefois plus faible puisqu'égal à environ 0,40. L'ajustement serait donc légèrement plus lent dans la spécification BKN. D'autre part, nous voyons, en introduisant notre variable QE , que le coefficient β reste négatif mais que le coefficient associé à la variable croisant le mésalignement avec QE (γ_1) est quant à lui positif et significatif, quelle que soit la spécification retenue (POLS ou BKN). Ceci implique que les mesures de politique monétaire non conventionnelles ont un impact sur l'ajustement du taux de change : elles semblent retarder l'ajustement du taux de change. Donc les différents programmes de *quantitative easing* accroissent les déséquilibres de change. Ces résultats sont également robustes à l'introduction d'une dummy liée à l'effondrement de la banque *Lehman Brothers* en septembre 2008.

Nous voyons également que les variations retardées des déterminants fondamentaux du taux de change d'équilibre peuvent être significatives dans certaines spécifications (équations (1) à (4) avec la méthode POLS). Enfin, nous avons également introduit une autre variable de contrôle : le régime de change. Le coefficient de cette variable est négatif et significatif. Ceci semble démontrer que plus le taux de change est flexible, plus il peut se déprécier aisément à court terme.

Les résultats présentés dans les tableaux 6 et 6bis sont ceux prenant en compte uniquement la politique monétaire d'assouplissement quantitatif de la *Fed*. Les tableaux 7 et 7bis présentent les résultats de la seconde spécification de la variable QE avec la prise en compte des politiques monétaires non conventionnelles menées par la *Fed*, la BoJ et la BoE. Les résultats de ces dernières estimations montrent que l'impact des politiques monétaires non conventionnelles de la BoJ (et de la BoE) semble être très peu significatif (seule la spécification (2) du tableau 3bis témoigne d'une significativité de la variable QE^{BoJ}). Nous pouvons expliquer cette absence d'impact (ou cet impact relativement plus faible) par plusieurs paramètres : les montants engagés, les actifs visés, la durée du(des) programme(s) et l'impact international plus important de la politique monétaire des Etats-Unis, en tant

qu'émetteur de la devise internationale clef. Les montants engagés par la *Fed* ainsi que la période d'action de chacun de ses trois programmes sont en effet de loin les plus importants parmi les trois banques centrales¹⁹.

INSERER TABLEAUX 7 et 7bis

4. Recommandations et conclusion

La terminologie de « guerre des monnaies » peut sembler excessive dans la mesure où, à l'exception du Japon, les pays (États-Unis, Royaume-Uni) qui ont mené des politiques monétaires d'assouplissement quantitatif n'avaient pas pour objectif premier de déprécier leur taux de change (Bénassy-Quéré et al., 2014). Il n'en demeure pas moins que ces mesures influencent le cycle financier mondial (Rey, 2015), alimentent les bulles financières, i.e. report des liquidités sur les actifs financiers (Rosa, 2012), déstabilisent les flux de capitaux vers les pays émergents (Fratzscher et al., 2013 ; Pasricha et al., 2015) et, d'après nos résultats, alimentent des désajustements de change. Les variations de change ainsi induites ont pu avoir des impacts plus ou moins importants selon les économies. Selon Bénassy-Quéré et al. (2014), l'impact des variations de change sur l'économie de la zone euro (et la France en particulier) est globalement relativement limité, car en moyenne les exportations hors zone euro ne représentent que 20% du PIB (seulement 11% pour la France). Les auteurs montrent toutefois que les fluctuations du taux de change de l'euro impactent significativement le commerce et la croissance et engendrent des effets redistributifs entre entreprises et ménages et entre firmes importatrices et exportatrices. Ils trouvent par ailleurs que, sur la période 1995-2013, les fluctuations de change ont eu un effet stabilisant sur la croissance des États-Unis, mais déstabilisant sur celle de la zone euro. Au niveau mondial une étude récente du FMI (2015) trouve que les mouvements de change engendrent une redistribution des exportations nettes réelles entre pays qui peut être considérable. On peut s'en réjouir pour partie, car cela montre que les taux de change peuvent encore jouer le rôle de canal d'ajustement des déséquilibres extérieurs. Mais cela confirme aussi que la brutalité et l'ampleur des variations de change n'est pas sans conséquences économiques

¹⁹ Se reporter, par exemple, à Fawley et Neely [2013] pour une revue détaillée des mesures, montants et longévités des programmes d'assouplissement quantitatifs de ces trois banques centrales.

importantes et qu'il convient bien de s'inquiéter des répercussions du manque de coordination des politiques monétaires – et en particulier du *benign neglect* américain – sur les déséquilibres des taux de change. A ce propos, Rajan (2015) s'inquiétait des répercussions sur les marchés émergents du resserrement de la politique monétaire américaine annoncée initialement en 2013-2014. Cette inquiétude semble à l'opposé de celle émise par Guido Mantega. Ceci ne signifie pas que l'une de ces deux inquiétudes soit erronée, mais démontre que les décisions de politique monétaire non conventionnelle, notamment américaines, créent des externalités et impactent les marchés émergents, tant lorsqu'elles sont mises en place (accroissement du bilan de la Fed) que lorsqu'elles sont arrêtées.

Les accords du Louvre (1987) du G7 sont les derniers « grands » accords sur les principales monnaies internationales et leurs résultats mitigés, joints à la relative inefficacité des interventions de change (Bénassy-Quéré et al., 2014 ; Coeuré et Pisani-Ferry, 1999) peuvent conduire à un certain scepticisme sur la possibilité de coordonner les politiques monétaires nationales des grandes économies, de façon à tenir compte de leurs répercussions internationales parfois déstabilisantes. Le mandat des banques centrales est en effet un mandat essentiellement interne, qui prime sur les considérations extérieures. Bénassy-Quéré et al. (2014) et Rey (2015) préconisent donc plutôt une coordination internationale des politiques macro-prudentielles, visant à stabiliser les systèmes bancaires et à prévenir la répétition de crises telles que la crise mondiale de 2008-2009. L'Union bancaire européenne est déjà, au niveau européen, un progrès en cette direction. En unifiant les règles de surveillance des banques au niveau européen, en permettant d'organiser leur démantèlement ordonné en cas d'insolvabilité et en organisant l'assurance des dépôts au niveau européen, l'union bancaire devrait contribuer à la stabilité du système bancaire européen et éviter que crise bancaire et crise des dettes souveraines se nourrissent mutuellement, comme lors de la crise européenne de 2010-2012 (Correa et Sapriza, 2014). Mais l'Union bancaire européenne demeure pour l'instant incomplète et fragile (Béranger et al., 2014). Au niveau mondial, Bâle 3 prévoit un renforcement des mesures prudentielles avec, entre autres, la possibilité de mettre en place un coussin de capitaux propres contra-cyclique (Rey, 2015). Toutes ces améliorations prudentielles, bien qu'encore imparfaites, vont dans le sens d'une prévention des risques de crise bancaire et peuvent permettre à l'avenir d'éviter que la Fed, ou d'autres banques centrales, soient amenées à prendre des

mesures de politique monétaire exceptionnelles avec des répercussions internationales potentiellement déstabilisantes pour les taux de change. Nous souscrivons donc aux préconisations de renforcement des mesures macro-prudentielles (Rey, 2015) et notamment aux mesures contra-cycliques.

Néanmoins, il est clair que le succès de la politique prudentielle suppose son articulation avec une politique monétaire cohérente. Ainsi au niveau national on conçoit mal qu'une mesure prudentielle visant à limiter le levier d'endettement des banques puisse suffire à contenir une expansion du crédit, si la politique monétaire est trop expansionniste. Par ailleurs, des mesures de renforcement des fonds propres des banques risquent de ne pas être suffisantes pour endiguer un boom économique et financier (et la formation de bulles spéculatives), suite à l'afflux important de liquidités internationales du fait d'une politique monétaire expansionniste d'une grande économie étrangère²⁰. Même des mesures plus conventionnelles de politique monétaire, du type augmentation des taux d'intérêt de la *Fed*, ont pu par le passé contribuer à des crises, en renchérissant le coût des emprunts internationaux et en dégradant la compétitivité extérieure des pays dont la monnaie est ancrée sur le dollar. S'il n'est pas concevable que des pays qui ont unilatéralement décidé d'ancrer leur monnaie sur le dollar dictent la politique monétaire des États-Unis et qu'il n'y a pas la place aujourd'hui pour un nouveau Bretton Woods (Coeuré et Pisani-Ferry, 1999), il n'en demeure pas moins que les répercussions de la politique monétaire américaine (et plus globalement des « principales » banques centrales) sur les taux de change et l'économie mondiale ne peuvent être simplement ignorées. Comme le soulignent Aglietta et Coudert (2014), la liquidité internationale a un caractère de bien public, mais le pays émetteur de la devise clef n'est pas actuellement incité à en tenir compte dans ses décisions de politique monétaire. La convertibilité du dollar en un actif, tel que l'or, dont les États-Unis ne contrôlent pas l'offre, permettait sous Bretton Woods de les contraindre à réguler l'offre de liquidité internationale. Mais, même si elle a quelques rares partisans (White, 2014), l'option d'un retour à la convertibilité-or semble trop rigide pour faire face au risque de récession. Après la période intense de 2008-2010, le G20 a un peu perdu en attrait et en visibilité (Aglietta et

²⁰ Un des défauts des accords de régulation financière de Bâle 3 est d'ailleurs de ne pas s'être attaqué à la question des flux transfrontaliers, pourtant très pro-cycliques (Aglietta et Coudert, 2014).

Coudert, 2014), mais, dans la lignée du G7, il nous semble être le cadre naturel pour définir des principes communs (Coeuré et Pisani-Ferry, 1999 ; Cabrillac et Jaillet, 2011) et/ou pour donner un plus grand rôle au FMI (Aglietta et Coudert, 2014), afin de permettre une meilleure coordination internationale des politiques monétaires et budgétaires, lorsque des mesures de politique nationales d'une grande économie sont susceptibles d'engendrer des répercussions internationales déstabilisantes. C'est d'autant plus nécessaire que la sortie des politiques monétaires non conventionnelles risque d'être délicate (Bénassy-Quéré et al., 2014).

Par ses travaux sur les taux de change d'équilibre, les répercussions des variations de change et les questions de coordination des politiques économiques (Ostry et Gosh, 2013), le FMI peut utilement contribuer à guider la concertation au sein du G20 et favoriser des politiques de coopération. Parmi les mesures relativement simples à prendre et activer pendant les crises, Mohan et Kapur (2014) préconisent ainsi de mettre en place des lignes de *swaps* entre banques centrales des pays avancés et banques centrales des pays émergents – à l'instar de ce qui a été fait à partir de 2007 entre la Fed et la BCE – afin de leur permettre de mieux faire face à la volatilité des capitaux et des taux de change suscitée par les politiques monétaires non conventionnelles. Si cette mesure permettrait de gérer, partiellement, le risque lié à l'assèchement brutal de la liquidité internationale en temps de crise, elle ne suffit pas à elle seule à endiguer les conséquences internationales potentiellement déstabilisantes des revirements de la politique monétaire du pays émetteur de la devise clef. Dans la mesure où les taux de change jouent un rôle important dans les déséquilibres des balances courantes (FMI, 2015), la mission de surveillance multilatérale des taux de change que le G20 a assignée au FMI (Aglietta et Coudert, 2014) apparaît d'autant plus cruciale. A cet égard il est à noter que si le FMI condamne les manipulations de change ayant pour but de « bloquer des ajustements de balances des paiements ou créer un avantage de compétitivité déloyal », il n'y a pas de sanctions prévues (Bénassy-Quéré et al., 2014). Par ailleurs, si l'intention de manipuler le taux de change pour obtenir un avantage de « compétitivité déloyal » ou bloquer un ajustement extérieur semble difficile à prouver, le développement de la littérature sur les taux de change réels d'équilibre et l'expertise du FMI dans ce domaine parviennent à mettre en évidence de façon assez consensuelle d'importants désajustements des taux de change

réels et les déséquilibres extérieurs qui en découlent. Sur la base de ces observations, des forums de concertation dans le cadre du FMI permettraient de progresser vers une meilleure coordination internationale des politiques économiques afin de résorber ces déséquilibres (Aglietta et Coudert, 2014). Développer le rôle du DTS (Droits de Tirages Spéciaux) permettrait par ailleurs de favoriser la transition d'un système de devise clef à un système où la liquidité internationale est cogérée sous l'égide du FMI. Cependant, ainsi qu'Aglietta et Coudert (2014) le soulignent, cette transition se heurte aux intérêts du pays émetteur de la devise internationale clef – actuellement les États-Unis – qui n'a aucune incitation à accepter de réduire l'indépendance de sa politique monétaire. Cette situation pourrait toutefois évoluer au fur et à mesure que la suprématie du dollar et de l'économie américaine se retrouve remise en cause.

En l'absence de coordination, le risque est que la déstabilisation des flux de capitaux et des taux de change provoquée par la mise en place de mesures de politiques non conventionnelles, ou par leur arrêt, n'engendre des mesures unilatérales de contrôle des capitaux ou d'action sur les taux de change, à l'instar de ce qui a pu être observé au Chili en 1991-1998 ou au Brésil en 2010 et 2011 (ou en Suisse de septembre 2011 à janvier 2015, du fait de son rôle de valeur refuge durant la crise européenne). Ceci dit, même si cela s'accompagne parfois de tensions internationales, comme lors de l'épisode de « guerre des monnaies », et demeure un pis-aller relativement à la coordination des politiques économiques et prudentielles, Aglietta et Coudert (2014), Ostry et al. (2011) et Rey (2015) argumentent que les contrôles de capitaux peuvent avoir une certaine efficacité, surtout lorsque les mouvements de capitaux peuvent contourner le système bancaire, comme c'est le cas dans certains pays en développement ou émergents²¹. Enfin, Blanchard (2016) montre que les restrictions sur les flux de capitaux ont été, et sont encore, un instrument efficace²².

Enfin, dans le cadre du G7, voire du G20, serait-il nécessaire ou justifié de mener des interventions de change coordonnées ? Une ou des interventions devraient être justifiées par des déviations importantes des taux de change et/ou de la balance courante par rapport à

²¹ Se reporter, par exemple, à Allegret (2000) ou FMI (2010) pour l'étude de l'impact des contrôles de capitaux.

²² Cet instrument aurait même une efficacité supérieure aux interventions de change.

leurs niveaux normaux. Cela pose une première question : quelle est la valeur normale, i.e. d'équilibre, de ces variables ? La définition du taux de change d'équilibre (cf. section 2) a montré les différentes approches possibles et les difficultés qu'elles soulèvent. Historiquement, les dernières interventions de change « massives » datent de 1985 avec les accords du Plaza (les accords du Louvre signés en 1987 ne sont pas considérés comme des interventions de change *stricto sensu* puisqu'ils visaient à réduire la volatilité des changes)²³. Il existe une littérature abondante sur les interventions de change²⁴ – les canaux de transmission, les probabilités de succès, interventions effectives ou interventions orales, etc. – et cette dernière montre que le succès d'une intervention de change est conditionnée, entre autre, à son caractère coordonné. Autrement dit, si une intervention de change devait avoir lieu pour, éventuellement, corriger un désajustement du taux de change, cette dernière ne saurait être un succès que si un nombre suffisant des banques centrales du G7 ou du G8, voire du G20, y participaient.

²³ Nous pouvons également signaler les interventions, moins importantes, concertées par le G7 en 1995 afin de soutenir le dollar américain.

²⁴ Se reporter, par exemple, à Lecourt et Raymond (2008) pour une revue de littérature complète.

Bibliographie

- Aglietta M., Coudert V., 2014, *Le dollar et le système monétaire international*, La Découverte, coll. Repères.
- Allegret J.-P., 2000, "Quel rôle pour les contrôles des mouvements internationaux de capitaux ?", *Economie Internationale*, 77, pp. 81-108.
- Bai J., Kao C., Ng S., 2009, "Panel cointegration with global stochastic trends", *Journal of Econometrics*, 149 (1), pp. 82-99.
- Banque de France, 2009, "Les mesures non conventionnelles de politique monétaire", *Focus*, 4, Banque de France.
- Bénassy-Quéré A., Béreau S., Mignon V., 2008, "Equilibrium Exchange Rates: a Guidebook for the Euro-Dollar Rate", *Cepii working paper 2008-02*.
- Bénassy-Quéré A., Béreau S., Mignon V., 2009, "Taux de change d'équilibre : une question d'horizon", *Revue Economique*, 60 (3), pp. 657-666.
- Bénassy-Quéré A., Farhi E., Gourinchas P.-O., Mistral J., Pisani-Ferry J., Rey H., 2012, *Réformer le système monétaire international*, Rapport du Conseil d'analyse économique.
- Bénassy-Quéré A., Gourinchas P.-O., Martin P., Plantin G., 2014, "L'euro dans la « guerre des monnaies »", *Les notes du Conseil d'analyse économique*, n° 11, janvier.
- Béranger A., Couppey-Soubeyran J., Scialom L., 2014, "Union bancaire : le temps joue contre nous", *Note Terra Nova*.
- Berthaud F., Colliac S., 2010, "Quels pays émergents ont été victimes d'un arrêt brutal des entrées de capitaux pendant la crise ?", *Economie et Prévision*, 194, pp. 129-136.
- Blanchard O., 2016, "Currency Wars, Coordination, and Capital Controls", *NBER working paper 22388*.
- Blancheton B., "La guerre des monnaies à 100 ans !", *Revue d'Economie Financière*, 119, pp. 281-284.
- Bourget J., Figliuzzi A., Zenou Y., 2002, *Monnaies et systèmes monétaires*, Bréal.
- BRI, 2015, *Triennial Central Bank Survey of Foreign Exchange and Derivatives Market Activity in 2013*, Banque des règlements internationaux.
- Broda C., 2001, "Coping with terms of trade shocks: Peg versus Floats", *American Economic Review*, 91, pp. 376-380.

- Bussière M., Ca'Zorzi M., Chudik A., Dieppe A., 2010, "Methodological advances in the assessment of currency misalignments", *ECB working paper 1151*.
- Cabrillac B., Jaillet P., 2011, "Coordination internationale et sortie de crise : quel rôle pour le G20 ?", *Revue d'Economie Financière*, 103, pp. 237-256.
- Calvo G., Mishkin F., 2003, "The mirage of exchange rate regimes for emerging countries", *NBER working paper 9808*.
- Carrion-i-Silvestre J. L., Del Barrio-Castro T., Lopez-Baso E., 2005, "Breaking the panels: an application to the GDP per capita", *Econometrics Journal*, 8, pp. 159-175.
- Caupin V., 2014, "Les pays émergents face aux flux (et reflux) de capitaux", in *L'économie mondiale 2015*, Cepii, La Découverte, coll. Repères.
- Chinn M. D., 2005, "A primer on real effective exchange rates: determinants, overvaluation, trade flows and competitive devaluation", *NBER working paper 11521*.
- Clark P., MacDonald R., 1998, "Exchange rates and economic fundamentals: a methodological comparison of BEERS and FEERS", *IMF working paper 98/00*.
- Coeuré B., Pisani-Ferry J., 1999, "Stabilité des changes : contre le laissez-faire", *Finance et Développement*, pp. 5-8.
- Correa R., Sapriza H., 2014, "Sovereign Debt Crises", *International Finance Discussion Papers 2014-1104*, Federal Reserve System.
- Coudert V., Mignon M., 2013, "The forward premium puzzle and the sovereign default risk", *Journal of International Money and Finance*, 32, pp. 491-511.
- Coudert V., Couharde C., Mignon V., 2015, "On the impact of volatility on the real exchange rate – terms of trade nexus: Revisiting commodity currencies", *Journal of International Money and Finance*, 58, pp. 110-127.
- Driver R., Westaway P. F., 2004, "Concepts of equilibrium exchange rates", *working paper 248*, Bank of England.
- Durand C., Lopez C., 2012, "Taux de change d'équilibre et mesure de la compétitivité au sein de la zone euro", *Bulletin de la Banque de France*, 190, pp. 125-133.
- Eichengreen B., 2013, "Currency war of international policy coordination?", *Journal of Policy Modeling*, 35, pp. 425-433.
- Fawley B., Neely C., 2013, "Four Stories of Quantitative Easing", *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, pp. 51-88.

FMI, 2010, "The Fund's role regarding cross border capital flows", *Strategy, Policy, and Review Department and the Legal Department*.

FMI, 2012, *Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions*, International Monetary Fund, Washington DC.

FMI, 2015, "Monetary Policies in Advanced Economies: Good for Them, Good for Others", *IMF Survey*.

Frankel J., 2016, "International Coordination", *NBER working paper 21878*.

Fratzscher M., Lo Duca M., Straub R., 2013, "On the international spillovers of US Quantitative Easing", *ECB working paper 15557*.

Frieden J., 2014, *Currency Politics: The Political Economy of Exchange Rate Policy*, Princeton University Press.

Im K. S., Lee J., Tieslau M., 2005, "Panel LM unit root tests with level shifts", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 67, pp. 393-419.

Kao C., 1999, "Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data", *Journal of Econometrics*, 90, pp. 1-44.

Kao C., Chiang M., 2000, "On the estimation and inference of a cointegrated regression in panel data in Nonstationary Panels", in Baltagi B., Kao C., *Advances in Econometrics*, 15, pp. 179-222.

Lane P. R., Milesi-Ferretti G. M., 2007, "The External Wealth of Nations Mark II," *Journal of International Economics*, 73, pp. 223-250.

Lecourt C., Raymond H., 2008, "Les interventions de banques centrales sur le marché des changes : un instrument de politique économique désuet ?", in *La politique de change de l'euro*, Rapport du Conseil d'analyse économique.

Mark N., Sul D., 2003, "Cointegration vector estimation by panel Dynamic OLS and long-run money demand", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 65, pp. 655-680.

Meese R., Rogoff K., 1983, "Empirical exchange rate models of the seventies: do they fit out of sample?", *Journal of International Economics*, 14, pp. 3-24.

Miranda-Agrippino S., Rey H., 2015, "World Asset Markets and the Global Financial Cycle", *NBER working paper 21722*.

Mohan R., Kapur, M., 2014, "Monetary Policy Coordination and the Role of Central Banks", *IMF working paper 14/70*.

Morana C., 2009, "On the macroeconomic causes of exchange rate volatility", *International Journal of Forecasting*, 25, pp. 328-350.

Ostry J. D., Ghosh A. R., 2013, "Obstacles to International Policy Coordination, and How to Overcome Them", *IMF Staff Discussion Note*.

Pasricha G., Falagiarda M., Bijsterbosch M., Aizenman J., 2015, "Domestic and Multilateral Effects of Capital Controls in Emerging Markets", *working paper 2015-37*, Bank of Canada.

Pedroni P., 1997, "Panel cointegration, asymptotic and finite sample properties of pooled time series with an application to the PPP hypothesis: new results", *working paper in Economics*, Indiana university.

Pedroni P., 1999, "Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 61, pp. 653-670.

Pesaran H. M., 2004, "General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels", *Cambridge Working Papers in Economics 435*.

Portes R., 2012, "Monetary Policies and Exchange Rates at the Zero Lower Bound", *Journal of Money, Credit and Banking*, 44(1), pp. 157-163.

Rai V., Suchanek L., 2014, "The Effect of the Federal Reserve's Tapering Announcements on Emerging Markets", *working paper 2014-50*, Bank of Canada.

Rajan R., 2015, "Competitive monetary easing: it is yesterday once more?", *Macroeconomics and Finance in Emerging Market Economies*, 8, pp. 5-16.

Reinhart C., Rogoff K., 2004, "The modern history of exchange rate arrangements: A reinterpretation", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 119, pp. 1-48.

Rey H., 2015, "Dilemma not Trilemma: The global Financial Cycle and Monetary Policy Independence", *NBER working paper 21162*.

Ricci L. A., Milesi-Ferretti G. M., Lee J., 2008, "Real Exchange Rates and Fundamentals: a Cross-Country Perspective", *IMF working paper 08/013*.

Rogoff K., 1996, "The purchasing power parity puzzle", *Journal of Economic Literature*, 34, pp. 647-668.

Rogoff K., 1999, "Perspective on Exchange Rate Volatility", in Feldstein M., *International Capital Flows*, University of Chicago Press, pp. 441-453.

Rosa C., 2012, "How 'Unconventional' are Large-Scale Asset Purchases? The impact of Monetary Policy on Asset Prices", *Staff Report 560*, Federal Reserve Bank of New York.

Stein J., 1994, "The Natural Real Exchange Rate of the US Dollar and Determinants of Capital Flows", in Williamson J., *Estimating Equilibrium Exchange Rates*, Institute for International Economics.

Stein J., Allen P., 1997, *Fundamentals Determinants of Exchange Rate*, Oxford University Press.

Westerlund J., 2007, "Testing for Error Correction in Panel Data", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 69, pp. 709-748.

White L., 2014, "The Merits and Feasibility of Returning to a Commodity Standard", *working paper 14-05*, Department of Economics, George Mason University.

Williamson J., 1985, *The Exchange Rate System*, Institute for International Economics.

Williamson J., 1994, "Estimates of FEERs", in Williamson J., *Estimating Equilibrium Exchange Rates*, Institute for International Economics.

Wu J.-L., Wu S., 2001, "Is Purchasing Power Parity Overvalued?", *Journal of Money, Credit and Banking*, 33, pp. 804-812.

Annexe

INSERER GRAPHIQUE A1

INSERER GRAPHIQUE A2

INSERER GRAPHIQUE A3

Tableaux et Graphiques

Tableau 1 : résultats de la statistique CD de Pesaran (2004)

	t-statistique	p-value
<i>LTCER</i>	4,85	0,00***
<i>LY</i>	-3,58	0,00***
<i>PEN</i>	2,80	0,01***
<i>LTE</i>	0,03	0,98

Notes : *LTCER*, *LY*, *PEN* et *LTE* correspondent, respectivement, au logarithme du taux de change effectif réel, au logarithme de la productivité relative, à la position extérieure nette et au logarithme des termes de l'échange. L'hypothèse nulle d'indépendance est rejetée à 1% ***, 5% **, 10% *.

Tableau 2 : résultats des tests de racine unitaire en panel

	IPS	Pesaran
<i>LTCER</i>	-4,177*** (0,000)	-1,399* (0,081)
<i>LY</i>	0,466 (0,6793)	1,245 (0,893)
<i>PEN</i>	0,435 (0,6682)	1,900 (0,0971)
<i>LTE</i>	0,466 (0,6793)	1,245 (0,8930)

Notes : *LTCER*, *LY*, *PEN* et *LTE* représentent, respectivement, le logarithme du taux de change effectif réel, le logarithme de la productivité relative, la position extérieure nette et le logarithme des termes de l'échange. L'hypothèse de racine unitaire est rejetée à 1% ***, 5% **, 10% *. Le nombre de retards introduit dans chaque test a été sélectionné à l'aide du critère d'information AIC. () indique la *p-value*. Tous les tests sont menés avec des effets fixes.

Tableau 2bis : résultats des tests de racine unitaire en panel

	Im et al. (2005)	Carrión et al. (2005)
<i>LTCER</i>	-7,045 (0,000)	13,268 (0,000)
<i>LY</i>	-5,666 (0,000)	6,118 (0,000)
<i>PEN</i>	-8,840 (0,000)	4,389 (0,003)
<i>LTE</i>	-4,947 (0,000)	12,583 (0,001)

Notes : *LTCER*, *LY*, *PEN* et *LTE* représentent, respectivement, le logarithme du taux de change effectif réel, le logarithme de la productivité relative, la position extérieure nette et le logarithme des termes de l'échange. Le test de Im et al. (2005) repose sur l'hypothèse nulle de racine unitaire alors que celui de Carrión et al. (2005) repose sur le test de KPSS d'hypothèse nulle de stationnarité. L'hypothèse nulle étant différente entre les deux tests, nous indiquons si la série est stationnaire à 1% ***, 5% ** ou 10% *. La statistique *LM* du test de Carrión et al. (2005) est celle tenant compte de l'hypothèse d'hétérogénéité du panel. Le nombre de retards introduit dans chaque test a été sélectionné à l'aide du critère d'information AIC. () indique la *p-value*. Tous les tests sont menés avec des effets fixes.

Tableau 3 : résultats des tests de cointégration de Pedroni (1999, 2004) et Kao (1999)

	t-statistique	p-value
Panel cointegration – Pedroni		
Panel v-stat	1,851**	0,032
Panel rho-stat	0,352	0,638
Panel pp-stat	-1,938**	0,026
Panel adf-stat	-2,343***	0,001
Group Mean cointegration – Pedroni		
Group rho-stat	1,844	0,967
Group pp-stat	-1,229*	0,010
Group adf-stat	-3,003***	0,001
Test de cointégration – Kao	-6,113***	0,000

Notes : L'hypothèse nulle d'absence de cointégration est rejetée à 1% ***, 5% **, 10% *. Tous les tests sont menés avec des effets fixes.

Tableau 4 : résultats du test de cointégration de Westerlund (2007)

Statistiques	Modèle avec constante	Modèle avec constante et tendance
	p-value robuste	p-value robuste
G_{τ}	0,072*	0,080*
G_{α}	0,220	0,380
P_{τ}	0,012**	0,012**
P_{α}	0,040**	0,099*

Notes : le tableau présente les résultats pour l'hypothèse nulle d'absence de cointégration. Les *p-value* robustes sont calculées en utilisant la procédure de bootstrap (nous répliquons la procédure 250 fois). ***, **, *, indiquent le rejet de l'hypothèse nulle à 1%, 5%, 10%.

Tableau 5 : estimation de la relation de cointégration

	Coefficient	p-value
Méthode DOLS		
<i>LY</i>	0,333***	0,007
<i>PEN</i>	0,217***	0,002
<i>LTE</i>	0,112**	0,043
Méthode BKN		
<i>LY</i>	0,335***	0,008
<i>PEN</i>	0,220***	0,006
<i>LTE</i>	0,164***	0,009

Note : estimation de l'équation (1) :

$$LTCER_{i,t} = \alpha_i + b_1LY_{i,t} + b_2PEN_{i,t} + b_3LTE_{i,t} + u_{i,t}$$

Cette équation est estimée en utilisant (i) la méthode DOLS proposée par Kao et Chiang (2000) et Mark et Sul (2003), (ii) la méthode BKN proposée par Bai et al. (2009). Les coefficients estimés sont significatifs à 1% ***, 5% **, 10% *.

Tableau 6 : estimation de l'impact du *QE* sur le mésalignement

	(1)	(2)	(3)	(4)
Méthode Panel OLS				
$MES_{i,t-1}$	-0,467*** (-4,723)	-0,467*** (-4,712)	-0,494*** (-5,031)	-0,494*** (-5,021)
$QE_{i,t-1} \times MES_{i,t-1}$	0,517*** (3,785)	0,524*** (3,955)	0,524*** (3,718)	0,535*** (3,954)
$LB_{i,t-1} \times MES_{i,t-1}$		-0,121 (-1,253)		-0,123 (-1,310)
$\Delta TCER_{i,t-1}$	0,203* (1,679)	0,203* (1,675)	0,199* (1,711)	0,198* (1,708)
$\Delta LY_{i,t-1}$	-0,051 (-0,273)	-0,052 (-0,276)	-0,351** (-2,094)	-0,352** (-2,100)
$PEN_{i,t-1}$	-0,177** (-2,292)	-0,176** (-2,249)	-0,157** (-2,121)	-0,156** (-2,084)
$\Delta LTE_{i,t-1}$	0,209 (1,310)	0,208 (1,300)	0,150 (1,002)	0,149 (0,993)
$RC_{i,t}$			-0,039*** (-3,603)	-0,039*** (-3,603)
Observations	683	683	662	662
Pays	21	21	21	21

Notes : estimation de l'équation (5) :

$$\Delta TCER_{i,t} = \alpha_i + \beta MES_{i,t-1} + \gamma_1 (QE_{i,t-1} \times MES_{i,t-1}) + \gamma_2 (LB_{i,t-1} \times MES_{i,t-1}) + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta TCER_{i,t-j} + \sum_{j=1}^p \varphi_j \Delta x_{i,t-j} + \theta RC_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

Les variables *QE*, *LB* et *RC* correspondent, respectivement, au *quantitative easing* (politique monétaire d'assouplissement quantitatif) de la Fed, la dummy associée à la faillite de *Lehman Brothers* et à un indicateur du régime de change (cf. texte pour le détail et la construction de ces variables).

Les coefficients estimés sont significatifs à 1% ***, 5% **, 10% *. () indique la *t-statistique*.

Tableau 6bis : estimation de l'impact du *QE* sur le mésalignement

	(1)	(2)	(3)	(4)
Méthode BKN				
$MES_{i,t-1}$	-0,378*** (-5,300)	-0,378*** (-5,291)	-0,394*** (-5,574)	-0,394*** (-5,565)
$QE_{i,t-1} \times MES_{i,t-1}$	0,391*** (3,114)	0,394*** (3,155)	0,371*** (2,969)	0,374*** (2,999)
$LB_{i,t-1} \times MES_{i,t-1}$		-0,035 (-0,329)		-0,026 (-0,238)
$\Delta TCER_{i,t-1}$	0,119 (0,838)	0,119 (0,835)	0,109 (0,779)	0,109 (0,776)
$\Delta LY_{i,t-1}$	-0,157 (-0,674)	-0,157 (-0,675)	-0,407* (-1,774)	-0,407* (-1,773)
$PEN_{i,t-1}$	-0,072 (-0,704)	-0,071 (-0,738)	-0,048 (-0,504)	-0,047 (-0,487)
$\Delta LTE_{i,t-1}$	0,214 (1,179)	0,214 (1,175)	0,166 (0,941)	0,166 (0,937)
$RC_{i,t}$			-0,033*** (-2,792)	-0,033*** (-2,791)
Observations	683	683	662	662
Pays	21	21	21	21

Notes : estimation de l'équation (5) :

$$\Delta TCER_{i,t} = \alpha_i + \beta MES_{i,t-1} + \gamma_1 (QE_{i,t-1} \times MES_{i,t-1}) + \gamma_2 (LB_{i,t-1} \times MES_{i,t-1}) + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta TCER_{i,t-j} + \sum_{j=1}^p \varphi_j \Delta x_{i,t-j} + \theta RC_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

Les variables *QE*, *LB* et *RC* correspondent, respectivement, au *quantitative easing* (politique monétaire d'assouplissement quantitatif) de la Fed, la dummy associée à la faillite de *Lehman Brothers* et à un indicateur du régime de change (cf. texte pour le détail et la construction de ces variables).

Les coefficients estimés sont significatifs à 1% ***, 5% **, 10% *. () indique la *t-statistique*.

Tableau 7 : estimation de l'impact des QE sur le mésalignement

	(1)	(2)	(3)
Méthode Panel OLS			
$MES_{i,t-1}$	-0,467*** (-4,719)	-0,467*** (-4,712)	-0,494*** (-5,021)
$QE_{i,t-1}^{Fed} \times MES_{i,t-1}$	0,528*** (3,792)	0,555*** (4,556)	0,412** (2,020)
$QE_{i,t-1}^{BoJ,BoE} \times MES_{i,t-1}$	-0,017 (-0,360)	-0,044 (-1,084)	0,123 (1,310)
$LB_{i,t-1} \times MES_{i,t-1}$		-0,151 (-1,507)	
$\Delta TCER_{i,t-1}$	0,203* (1,678)	0,203* (1,673)	0,198* (1,708)
$\Delta LY_{i,t-1}$	-0,051 (-0,271)	-0,051 (-0,271)	-0,352** (-2,100)
$PEN_{i,t-1}$	-0,177** (-2,290)	-0,175** (-2,242)	-0,156** (-2,084)
$\Delta LTE_{i,t-1}$	0,209 (1,309)	0,208 (1,299)	0,149 (0,993)
$RC_{i,t}$			-0,039*** (-3,603)
Observations	683	683	662
Pays	21	21	21

Notes : estimation de l'équation suivante (variante de l'équation (5)) :

$$\Delta TCER_{i,t} = \alpha_i + \beta MES_{i,t-1} + \gamma_1 (QE_{i,t-1}^{Fed} \times MES_{i,t-1}) + \gamma_2 (QE_{i,t-1}^{BoJ,BoE} \times MES_{i,t-1}) + \gamma_3 (LB_{i,t-1} \times MES_{i,t-1}) + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta TCER_{i,t-j} + \sum_{j=1}^p \varphi_j \Delta x_{i,t-j} + \theta RC_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

Les variables QE^{Fed} , $QE^{BoJ,BoE}$, LB et RC correspondent, respectivement, au *quantitative easing* (politique monétaire d'assouplissement quantitatif) de la Fed, au *quantitative easing* de la BoJ/BoE, la dummy associée à la faillite de *Lehman Brothers* et à un indicateur du régime de change (cf. texte pour le détail et la construction de ces variables). Les dates du *quantitative easing* de la BoE étant confondues avec celles de la BoJ, il est redondant d'intégrer dans la régression les trois variables QE^{Fed} , QE^{BoJ} , QE^{BoE} . Nous n'introduisons ainsi que les variables QE^{Fed} et QE^{BoJ} .

Les coefficients estimés sont significatifs à 1% ***, 5% **, 10% *. () indique la *t-statistique*.

Tableau 7bis : estimation de l'impact des QE sur le mésalignement

	(1)	(2)	(3)
Méthode BKN			
$MES_{i,t-1}$	-0,378*** (-5,297)	-0,378*** (-5,286)	-0,394*** (-5,565)
$QE_{i,t-1}^{Fed} \times MES_{i,t-1}$	0,438*** (3,254)	0,474*** (3,903)	0,348** (2,144)
$QE_{i,t-1}^{BoJ,BoE} \times MES_{i,t-1}$	-0,068 (-0,958)	-0,104* (-1,906)	0,026 (0,238)
$LB_{i,t-1} \times MES_{i,t-1}$		-0,115 (-1,262)	
$\Delta TCER_{i,t-1}$	0,119 (0,838)	0,119 (0,833)	0,109 (0,776)
$\Delta LY_{i,t-1}$	-0,155 (-0,666)	-0,155 (-0,665)	-0,407* (-1,773)
$PEN_{i,t-1}$	-0,073 (-0,771)	-0,071 (-0,733)	-0,047 (-0,487)
$\Delta LTE_{i,t-1}$	0,215 (1,183)	0,215 (1,179)	0,166 (0,937)
$RC_{i,t}$			-0,033*** (-2,791)
Observations	683	683	662
Pays	21	21	21

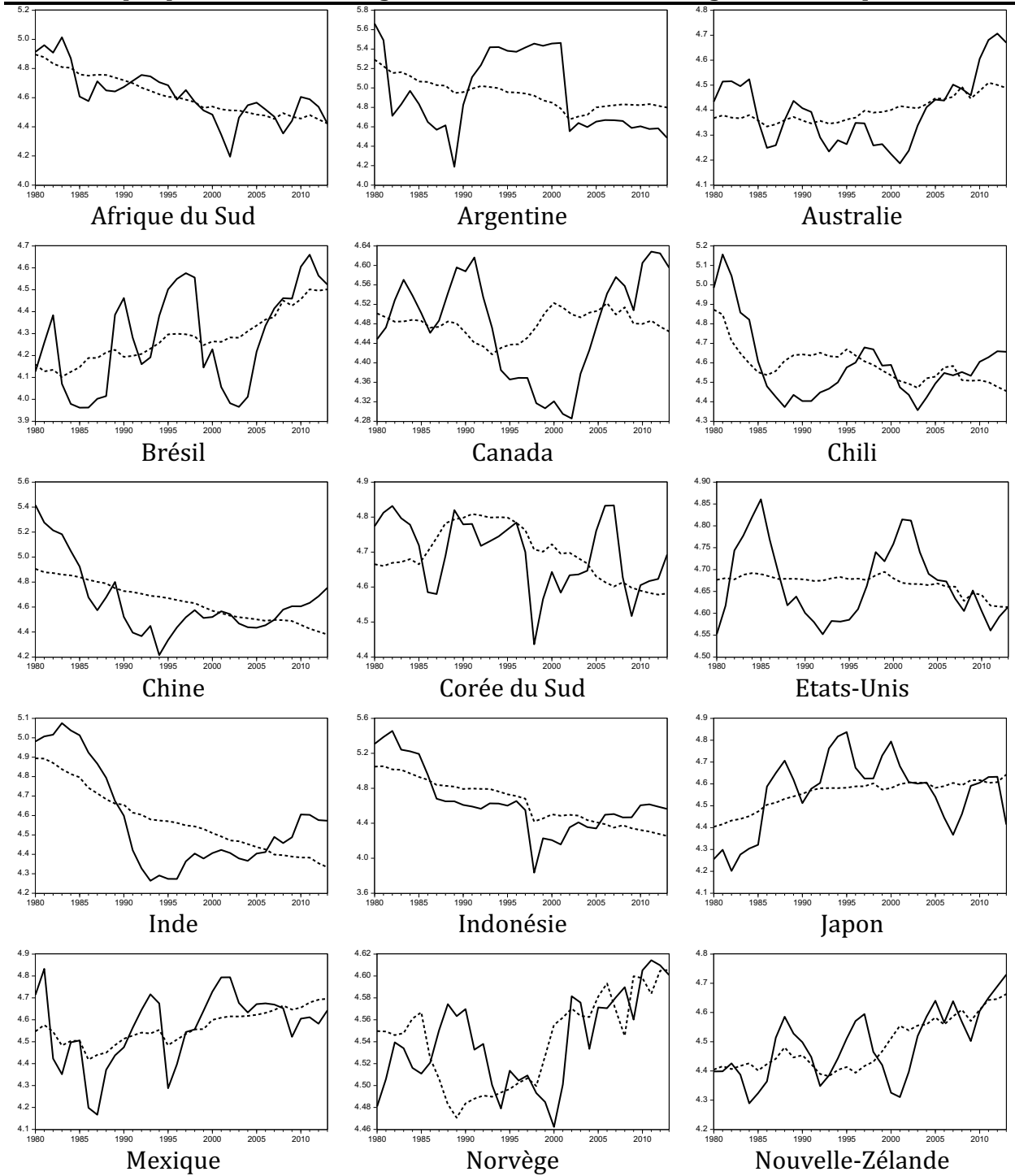
Notes : estimation de l'équation suivante (variante de l'équation (5)) :

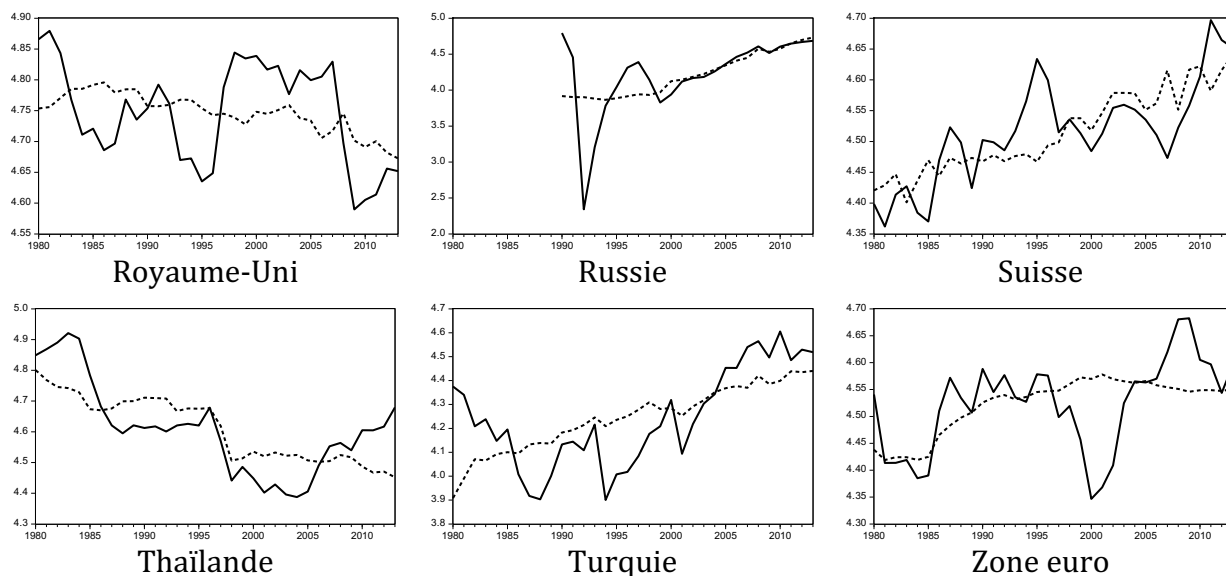
$$\Delta TCER_{i,t} = \alpha_i + \beta MES_{i,t-1} + \gamma_1 (QE_{i,t-1}^{Fed} \times MES_{i,t-1}) + \gamma_2 (QE_{i,t-1}^{BoJ,BoE} \times MES_{i,t-1}) + \gamma_3 (LB_{i,t-1} \times MES_{i,t-1}) + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta TCER_{i,t-j} + \sum_{j=1}^p \varphi_j \Delta x_{i,t-j} + \theta RC_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

Les variables QE^{Fed} , $QE^{BoJ,BoE}$, LB et RC correspondent, respectivement, au *quantitative easing* (politique monétaire d'assouplissement quantitatif) de la Fed, au *quantitative easing* de la BoJ/BoE, la dummy associée à la faillite de *Lehman Brothers* et à un indicateur du régime de change (cf. texte pour le détail et la construction de ces variables). Les dates du *quantitative easing* de la BoE étant confondues avec celles de la BoJ, il est redondant d'intégrer dans la régression les trois variables QE^{Fed} , QE^{BoJ} , QE^{BoE} . Nous n'introduisons ainsi que les variables QE^{Fed} et QE^{BoJ} .

Les coefficients estimés sont significatifs à 1% ***, 5% **, 10% *. () indique la *t-statistique*.

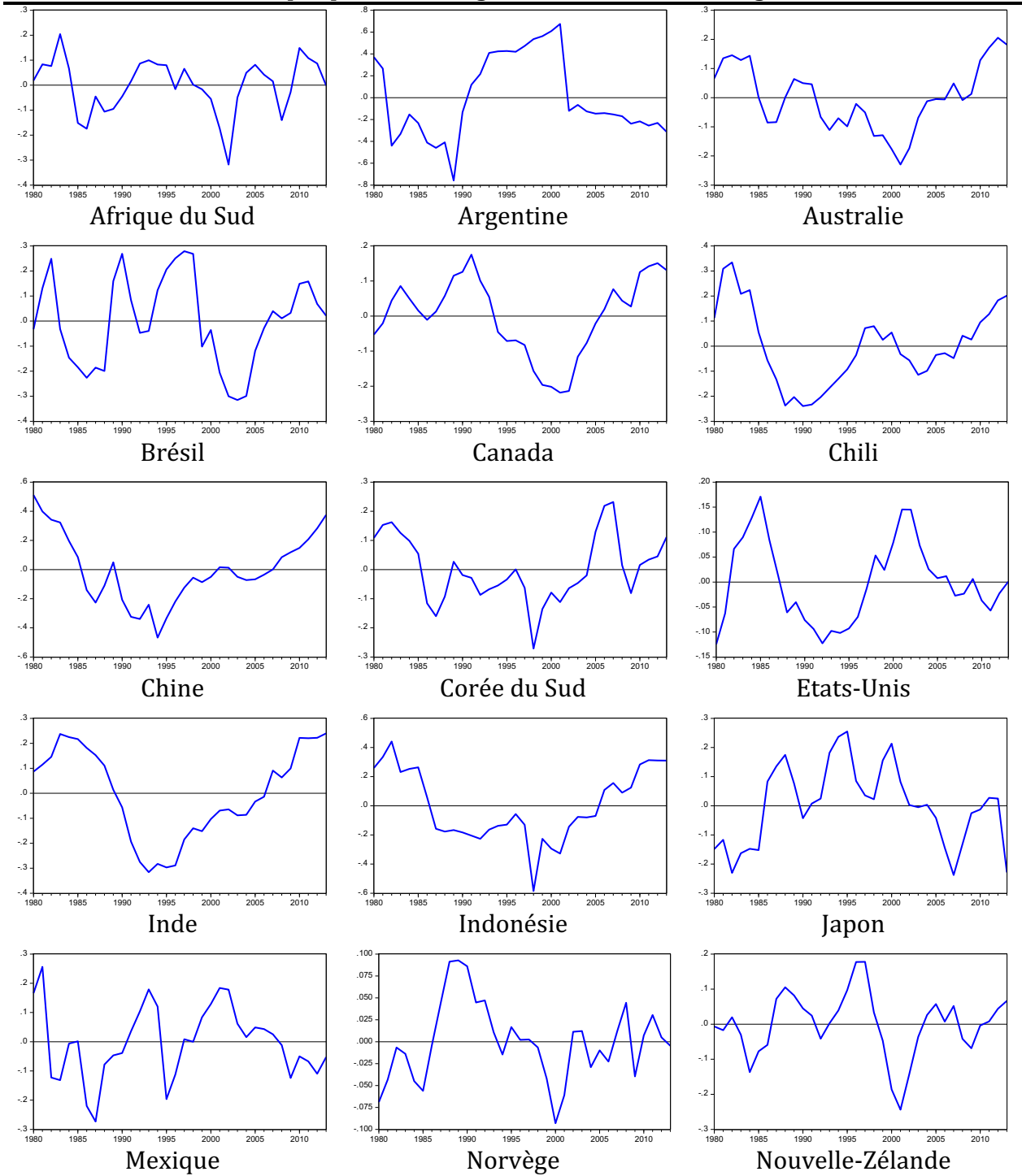
Graphique 1 : taux de change effectif réel et taux de change effectif d'équilibre

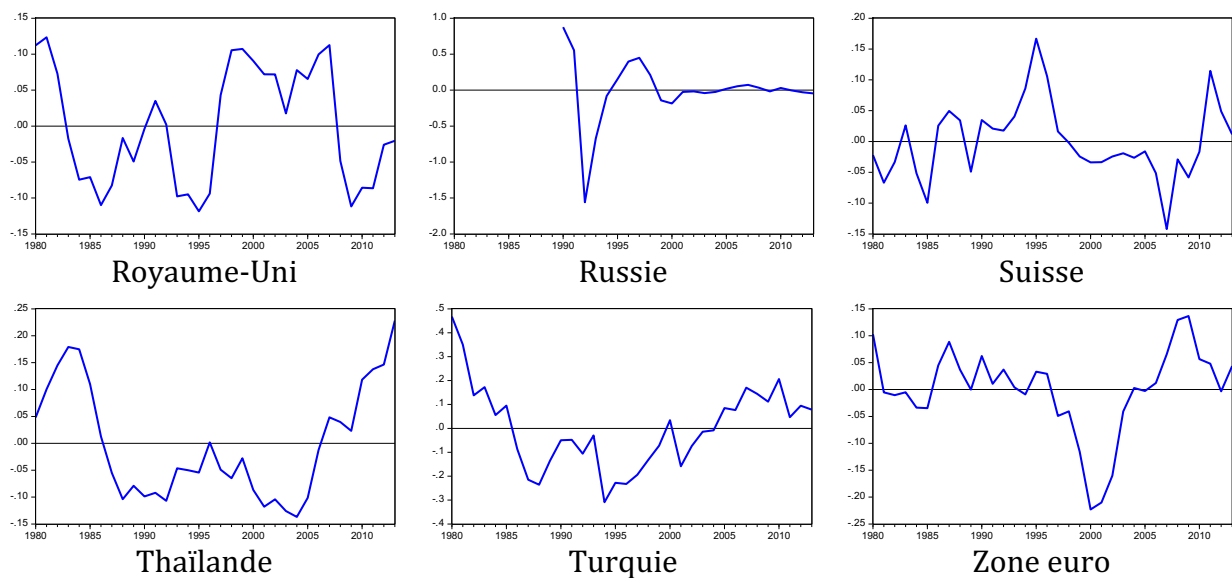




Notes : une hausse (respectivement une baisse) du taux de change effectif réel indique une appréciation (respectivement une dépréciation). (—) indique le taux de change effectif réel et (----) indique le taux de change effectif d'équilibre.

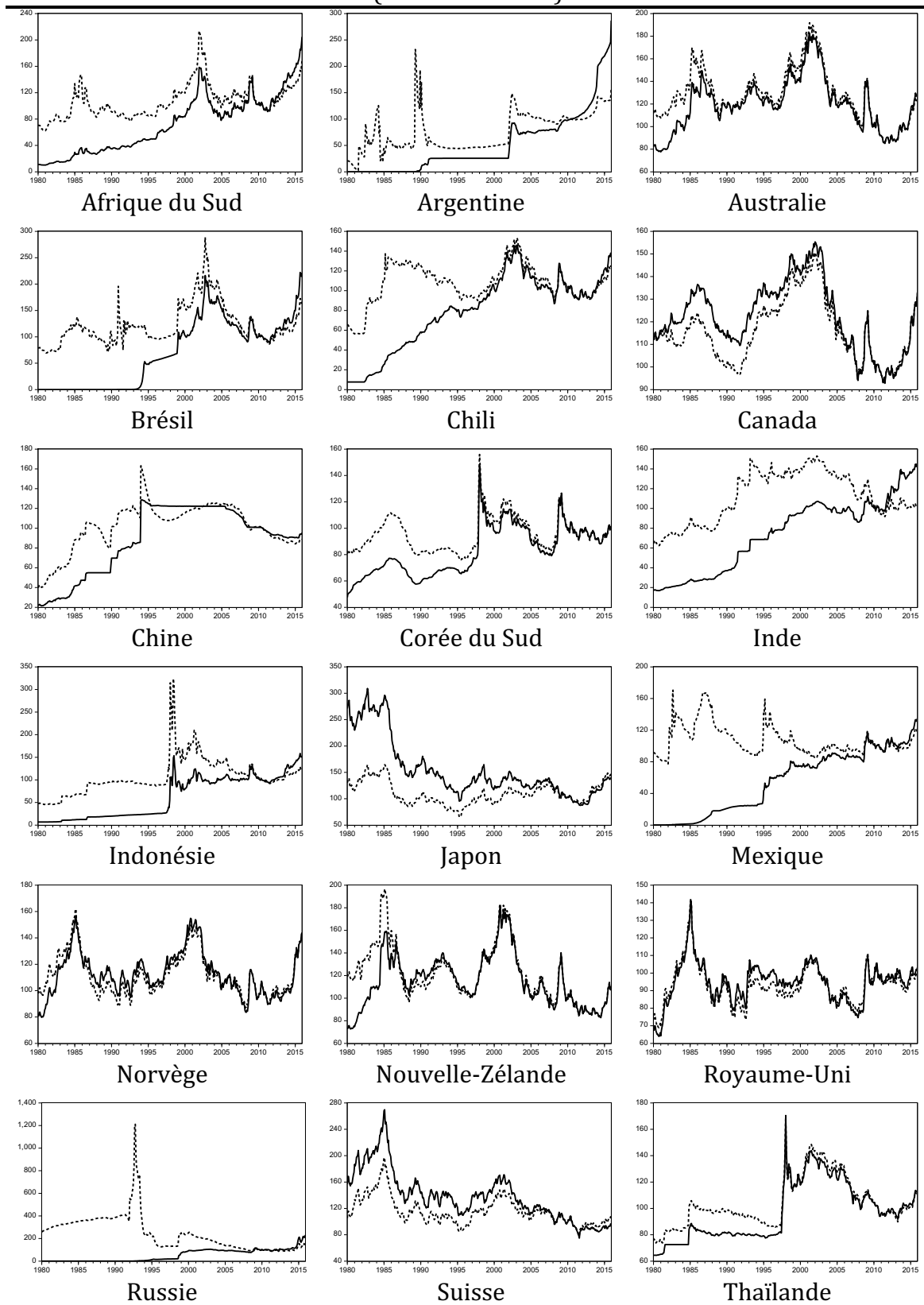
Graphique 2 : mésalignement du taux de change

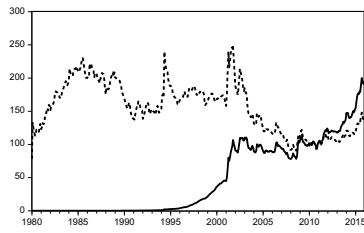




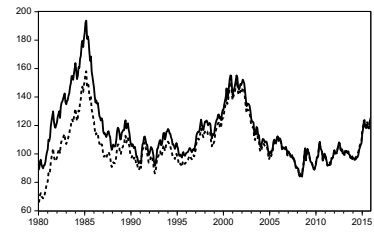
Notes : le mésalignement est calculé comme la différence entre le taux de change effectif réel et le taux de change effectif d'équilibre (cf. équation (xx)). Une valeur positive (respectivement négative) correspond à une surévaluation (respectivement sous-évaluation).

Graphique A1 : taux de change nominal et réel vis-à-vis du dollar US
(base 100 : 2010)





Turquie

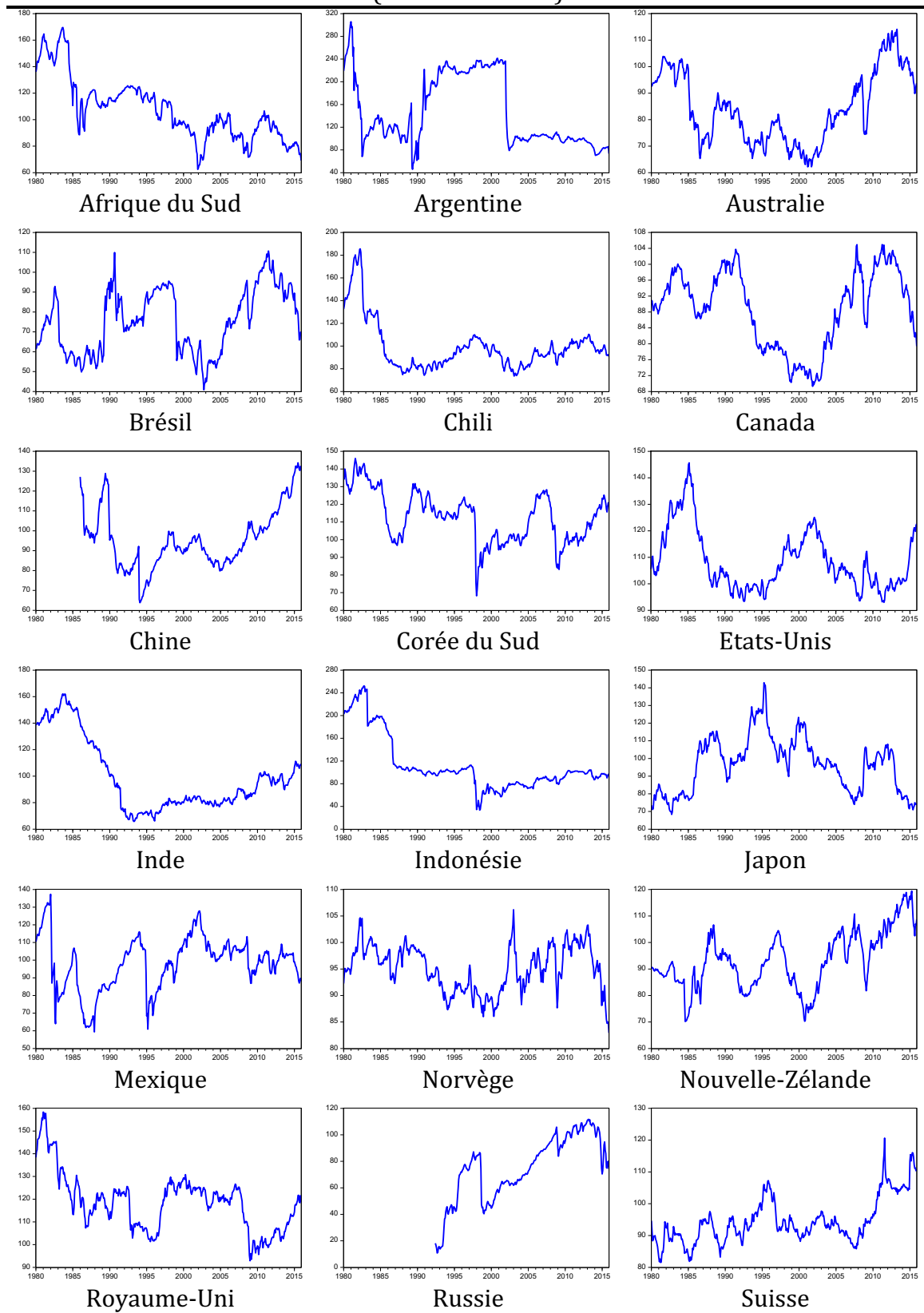


Zone euro

Notes : calculs des auteurs, à partir des *Statistiques Financières Internationales* (FMI), pour le taux de change réel. (—) indique le taux de change nominal et (---) indique le taux de change réel. Une augmentation du taux de change réel indique une dépréciation réelle.

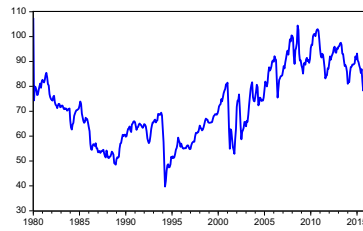
Source : *Statistiques Financières Internationales* et *Fed of St. Louis*.

Graphique A2 : taux de change effectif réel
(base 100 : 2010)

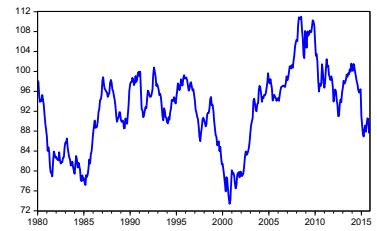




Thaïlande



Turquie

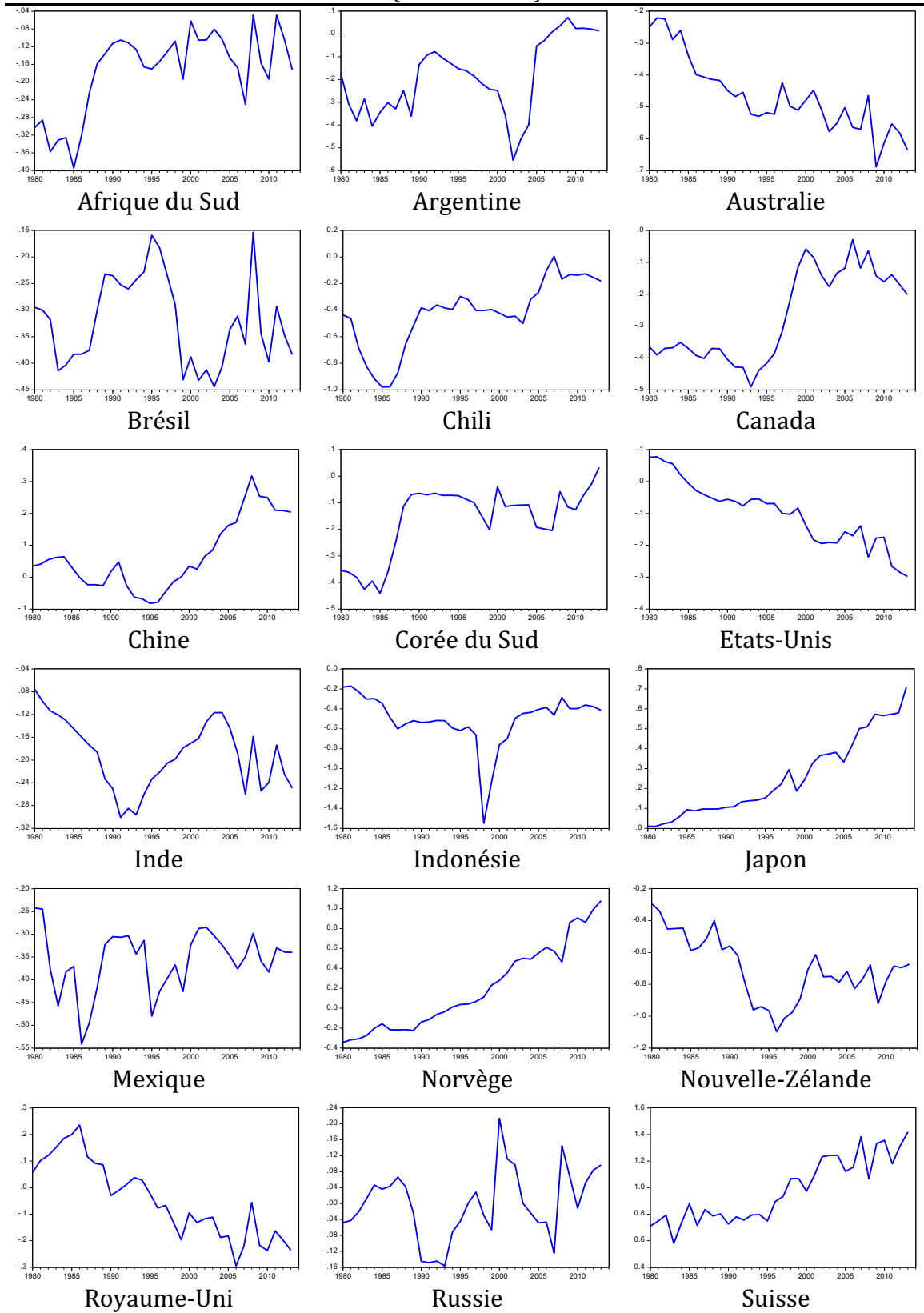


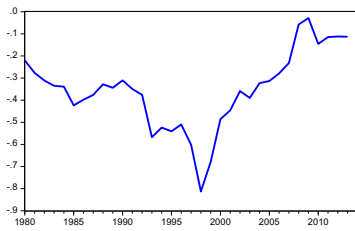
Zone euro

Notes : une augmentation du taux de change effectif réel signifie une appréciation réelle.

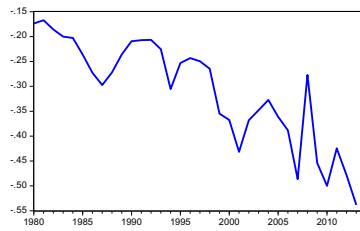
Source : *Banque des Règlements Internationaux* et *Bruegel*.

**Graphique A3 : position extérieure nette
(en % du PIB)**

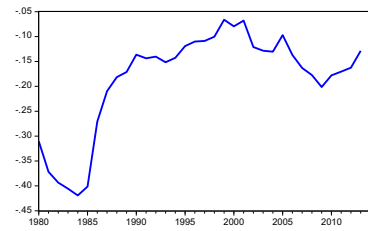




Thaïlande



Turquie



Zone euro

Notes : calculs des auteurs à partir des données de Lane et Milesi-Ferretti (2007) et *CHELEM* (Cepii).