

1857

TEXTO PARA DISCUSSÃO

**TESTANDO A COINTEGRAÇÃO ENTRE OS
FUNDAMENTOS E A TAXA REAL DE CâMBIO:
EVIDÊNCIAS PARA PAÍSES SELECIONADOS**

Priscila Fernandes Ribeiro

TESTANDO A COINTEGRAÇÃO ENTRE OS FUNDAMENTOS E A TAXA REAL DE CÂMBIO: EVIDÊNCIAS PARA PAÍSES SELECIONADOS*

Priscila Fernandes Ribeiro**

* A autora agradece a Emerson Fernandes Marçal, bolsista do Ipea no projeto “Regulação do Comércio Global” – Chamada Pública nº 105/2010, pelas sugestões e pelos comentários, e ao Ipea pelo apoio via Projeto Regulação do Comércio Global, Chamada Pública nº 105/2010.

** Pesquisadora do Programa de Pesquisa para o Desenvolvimento Nacional (PNPD) junto à Diretoria de Estudos e Relações Econômicas e Políticas Internacionais (Dinte) do Ipea.

Governo Federal

**Secretaria de Assuntos Estratégicos da
Presidência da República**
Ministro interino Marcelo Côrtes Neri



Fundação pública vinculada à Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República, o Ipea fornece suporte técnico e institucional às ações governamentais – possibilitando a formulação de inúmeras políticas públicas e programas de desenvolvimento brasileiro – e disponibiliza, para a sociedade, pesquisas e estudos realizados por seus técnicos.

Presidente

Marcelo Côrtes Neri

Diretor de Desenvolvimento Institucional

Luiz Cezar Loureiro de Azeredo

Diretor de Estudos e Relações Econômicas e Políticas Internacionais

Renato Coelho Baumann das Neves

Diretor de Estudos e Políticas do Estado, das Instituições e da Democracia

Daniel Ricardo de Castro Cerqueira

Diretor de Estudos e Políticas Macroeconômicas

Cláudio Hamilton Matos dos Santos

Diretor de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais

Rogério Boueri Miranda

Diretora de Estudos e Políticas Setoriais de Inovação, Regulação e Infraestrutura

Fernanda De Negri

Diretor de Estudos e Políticas Sociais

Rafael Guerreiro Osorio

Chefe de Gabinete

Sergei Suarez Dillon Soares

Assessor-chefe de Imprensa e Comunicação

João Cláudio Garcia Rodrigues Lima

Ouvidoria: <http://www.ipea.gov.br/ouvidoria>

URL: <http://www.ipea.gov.br>

Texto para Discussão

Publicação cujo objetivo é divulgar resultados de estudos direta ou indiretamente desenvolvidos pelo Ipea, os quais, por sua relevância, levam informações para profissionais especializados e estabelecem um espaço para sugestões.

© Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – **ipea** 2013

Texto para discussão / Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.- Brasília : Rio de Janeiro : Ipea , 1990-

ISSN 1415-4765

1. Brasil. 2. Aspectos Econômicos. 3. Aspectos Sociais.
I. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.

CDD 330.908

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e inteira responsabilidade do(s) autor(es), não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou da Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República.

É permitida a reprodução deste texto e dos dados nele contidos, desde que citada a fonte. Reproduções para fins comerciais são proibidas.

JEL: F31; C32.

SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO	7
2 METODOLOGIA.....	8
3 DADOS	9
4 RAIZ UNITÁRIA – EVIDÊNCIAS	13
5 RESULTADOS.....	14
6 LIMITAÇÕES E POSSÍVEIS EXTENSÕES	15
7 CONCLUSÕES	15
REFERÊNCIAS	16
APÊNDICE	18

SINOPSE

Este trabalho tem por objetivo testar a existência de cointegração entre variáveis que normalmente são utilizadas para estimar a existência de desalinhamento cambial para uma amostra de países desenvolvidos e em desenvolvimento, muitos dos quais são membros do grupo G20. A metodologia utilizada consiste em análise de cointegração utilizando o procedimento apresentado por Chen e MacDonald (2010), sem a necessidade de se estimar um modelo estrutural. Comparam-se os resultados com os resultados apresentados em Marçal (2012).

Palavras-chave: taxa de câmbio; desalinhamento cambial; G20.

ABSTRACTⁱ

This study aims to test the existence of cointegration between variables that are typically used to estimate the existence of exchange rate misalignment for a sample of developed and developing countries, many of whom are members of the G20. The methodology consists in cointegration analysis using the procedure of Chen and MacDonald (2010), without the need to estimate a structural model. Compare the results with the results presented in Marçal (2012).

Keywords: exchange rates; exchange rate misalignment; G20.

As versões em língua inglesa das sinopses desta coleção não são objeto de revisão pelo Editorial do Ipea.
i. *The versions in English of the abstracts of this series have not been edited by Ipea's publishing department.*

1 INTRODUÇÃO

Este trabalho tem por objetivo testar a existência de cointegração entre variáveis que normalmente são utilizadas para estimar a existência de desalinhamento cambial de países e seguir com a comparação com os resultados obtidos por Marçal (2012) para uma amostra de países, utilizando testes de cointegração usuais, a partir da estimação de um modelo VECM (*vector error correction model*). A amostra contém os países desenvolvidos e em desenvolvimento selecionados, muito dos quais membros do grupo G20.

Baseado no trabalho de Marçal (2012), o presente estudo utiliza dois conjuntos de fundamentos, usualmente apontados na literatura sobre o tema, como importantes determinantes da taxa de câmbio real de longo prazo: a posição internacional de investimento e o denominado efeito Balassa-Samuelson.

A metodologia utilizada consiste em análise de cointegração utilizando o procedimento apresentado por Chen e MacDonald (2010), sem a necessidade de se estimar um modelo estrutural para tal objetivo, diferentemente do proposto em Marçal (2012). Utilizando a decomposição de Gonzalo e Granger (1995), Marçal (2012) apresenta os testes de Johansen, Engle-Granger e Shin para a verificação de relações de cointegração entre as variáveis propostas para a análise.

Há uma grande variedade de métodos disponíveis para a estimação da taxa de câmbio de equilíbrio. Todas estas abordagens têm suas vantagens e desvantagens.¹ Para a comparação dos resultados obtidos, utilizam-se a mesmas variáveis utilizadas por Marçal (2012), com dados de 1970 a 2011.

Este texto está dividido em sete seções, contando com esta introdução. Nele há uma seção metodológica, em que os procedimentos utilizados no trabalho são apresentados e discutidos. Em seguida, há seções de apresentação e discussão dos principais resultados. Por fim, são colocadas as conclusões.

1. Para um maior detalhamento, ver Ribeiro (2013).

2 METODOLOGIA

Nesta seção será apresentado o teste de cointegração proposto por Nyblom e Harvey (2000), baseado em modelos estruturais.

Marçal (2012) apresenta as estimações do desalinhamento cambial para os países usando as abordagens PEER/BEER (*permanent equilibrium exchange rate/behavioural equilibrium exchange rate*), ou seja, a partir da estimação de um modelo VECM, este autor propõe os testes de cointegração usuais na literatura de séries temporais: Johansen, Engle-Granger e Shin. Como apontado por Chen e MacDonald (2010), a diferença entre os testes de Nyblom e Harvey (2000) e os testes usuais é similar às diferenças entre os testes Augmented Dickey-Fuller (ADF) e Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS).

Para a realização do teste, não é necessário, *a priori*, o resultado da estimação de um modelo do tipo VECM ou de um modelo estrutural. A estatística de teste é baseada em soma de autovalores de uma matriz formada pelos fundamentos de cada país. A análise é muito similar ao teste de Jonhasen no que se refere à análise do posto de matriz de longo prazo, no caso da estimação de um modelo VECM.

Como serão utilizadas, para cada país, três variáveis – taxa de câmbio real, efeito Balassa-Samuelson (BS) e posição externa líquida –, a análise será feita sobre a hipótese posto unitário contra uma alternativa de posto igual a 2.

O teste proposto por Nyblom e Harvey (2000) deveria partir do seguinte modelo estrutural (nível local):

$$y_t = \begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{bmatrix} = \begin{pmatrix} I_k & 0 \\ \Theta & I_r \end{pmatrix} \begin{bmatrix} \mu_{1t} \\ \mu_{2t} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \quad (1)$$

em que y_t é um vetor de dimensão $K \times 1$ em y_{1t} e $r \times 1$ em y_{2t} , com $r = N - K$. Se y_{1t} e y_{2t} possuem alguma relação estável de longo prazo, existirão r combinações lineares possíveis que gerem uma resultante estacionária.

Para a verificação da existência desta ou destas relações estáveis, Nyblom e Harvey (2000) propõem a seguinte estatística de teste:

$$\epsilon_{K, N} = \lambda_{K+1} + \dots + \lambda_N \quad (2)$$

que é a soma dos $N - K$ menores autovalores da matriz $S^{-1}C$, definidas a seguir:

$$S = T^{-1} \sum_{t=1}^T (\mathbf{y}_t - \bar{\mathbf{y}})(\mathbf{y}_t - \bar{\mathbf{y}})'$$

$$C = T^{-2} \sum_{j=1}^T \left(\sum_{t=1}^j (\mathbf{y}_t - \bar{\mathbf{y}}) \right) \left(\sum_{t=1}^j (\mathbf{y}_t - \bar{\mathbf{y}}) \right)'$$

A hipótese nula do teste é que o posto da matriz é igual a K , contra uma alternativa de que o posto é maior que K , para $K < N$. A distribuição limite do teste, como apresentado por Nyblom e Harvey (2000), é a Cramér-von Mises (CvM).

3 DADOS

Os dados utilizados para a realização dos testes de cointegração foram coletados, assim como em Marçal (2012), na base do *International Financial Statistics* do Fundo Monetário Internacional (FMI). A taxa de câmbio real para cada país é calculada a partir de uma cesta de moedas coletadas pelo FMI. Os dados de posição externa líquida e de reservas são levantados no FMI a partir de 2000 e, para os anos anteriores, na base de Lane e Milesi-Ferretti (2007). Os dados do produto interno bruto (PIB) coletados na base do Banco Mundial *World Development Indicators* estão disponíveis *on-line*.

O indicador de produtividade, assim como proposto em outros trabalhos nesta literatura, é calculado a partir da proposta de Alberola *et al.* (1999) e apresentado em Marçal (2012): compara-se a evolução da razão entre os preços no atacado – Índice de Preço no Atacado (IPA) – e ao consumidor – Índice de Preço ao consumidor (IPC) – do país com relação à média da mesma razão para os seus parceiros comerciais, utilizando como ponderador o comércio total (w_i):

$$BS_t = \frac{IPA_t / IPC_t}{\sum_{i=1}^N w_i \left(IPA_{it}^* / IPC_{it}^* \right)}$$

A frequência dos dados é anual. Em muitos dos casos analisados os dados iniciam-se em 1970 e terminam todos em 2011, um ano a mais do que os apresentados em Marçal (2012). Em alguns casos a amostra inicia-se em 1980. Os países analisados foram: Alemanha, África do Sul, Brasil, Canadá, Cingapura, Colômbia, Coreia do Sul, Espanha, Estados Unidos, França, Grécia, Holanda, Índia, Irlanda, Itália, Japão, México, Portugal, Reino Unido e Uruguai. As séries de cada país são apresentadas nos gráficos A.1 a A.21 (apêndice A).

O gráfico A.1 mostra a evolução das variáveis utilizadas no teste de cointegração Nyblom e Harvey (2000). A taxa de câmbio real brasileira oscilou entre ciclos de forte depreciação e forte valorização ao longo dos anos. A posição internacional de investimento também acompanhou estes ciclos com deterioração e melhoria. Esta variável vem melhorando progressivamente ao longo da segunda metade da primeira década dos anos 2000. O efeito Balassa-Samuelson apresenta clara tendência positiva até 2003, quando começa a oscilar até o final do período analisado (2011).

O gráfico A.2 mostra a evolução das variáveis utilizadas no teste de cointegração proposto para o Canadá. A taxa de câmbio real canadense vem se apreciando desde 2002 e também se aproxima de um pico no período amostral que se inicia em 1970. A posição internacional de investimento apresentou uma melhora progressiva ao longo dos anos 1990, se estabilizou nos anos 2000, e a partir de 2007 vem apresentando piora. O efeito Balassa-Samuelson apresentou a maior alta nos anos 2000 e a partir de então vem se deteriorando, com exceção do ano de 2009.

O gráfico A.3 mostra a evolução das variáveis para a Colômbia. Dos anos 1990 em diante a moeda colombiana flutua em um patamar mais baixo, comparativamente aos anos 1970 e 1980. O efeito Balassa-Samuelson apresentou dois picos no período analisado, e a partir de 2002 vem se deteriorando ano a ano.

O gráfico A.4 mostra a evolução das variáveis para a Finlândia. Em especial, destaca-se a piora na posição externa líquida apresentada em 1999 e a piora do efeito Balassa-Samuelson a partir dos anos 1980. A taxa de câmbio real finlandesa apresentou uma tendência de apreciação até o início dos anos 1990 e depois uma repentina depreciação.

O gráfico A.5 apresenta as séries para a França. O teste de cointegração será feito com dados a partir de 1980, quando se inicia a série histórica para o efeito Balassa-Samuelson. Nota-se grande variabilidade deste efeito durante todo o período analisado, porém, a partir dos anos 1990, a flutuação gira em torno de um patamar mais baixo. A taxa de câmbio real e a posição externa líquida oscilam com menor variabilidade durante todo o período, porém esta última com tendência à deterioração a partir dos anos 2000.

Os dados utilizados para o teste de cointegração para a Alemanha são apresentados no gráfico A.6. A taxa de câmbio real apresenta períodos de extrema valorização frente a uma cesta de moedas, comparativamente aos demais períodos. A posição internacional de investimento vem melhorando substancialmente desde 2000, data muito próxima da adoção da moeda única na Europa, porém reverte em 2011.

O gráfico A.7 apresenta as séries para a Grécia. Nota-se uma deterioração da posição externa líquida grega a partir do fim da década de 1990 até meados nos anos 2000, quando esta começa a oscilar em um determinado nível. A taxa de câmbio real e o efeito Balassa-Samuelson oscilam com pouca variabilidade durante todo o período analisado.

O gráfico A.8 apresenta as séries para a Índia. Nota-se grande desvalorização da moeda indiana a partir do fim dos anos 1980 e estabilidade a partir de 1993. O efeito Balassa-Samuelson tem tendência positiva até meados dos anos 2000, quando começa a apresentar uma pequena reversão.

Os dados para a Irlanda são apresentados no gráfico A.9. Nota-se grande variabilidade da posição externa líquida irlandesa, com pico positivo nos anos 2000. O efeito Balassa-Samuelson é estável até os anos 2000, quando apresenta tendência a deterioração.

O gráfico A.10 apresenta as séries para a Itália. O teste de cointegração foi feito com dados a partir de 1980, quando começa a série histórica do efeito Balassa-Samuelson. Nota-se grande variabilidade do efeito durante todo o período, com tendência a deterioração em 2006. A taxa de câmbio real apresenta pico de valorização na década de 1990.

Os dados para o Japão são apresentados no gráfico A.11. Nota-se grande variabilidade da taxa de câmbio real durante todo o período analisado, com picos durante

a década de 1990. O efeito Balassa-Samuelson apresenta tendência à deterioração já no início do período analisado, enquanto a posição externa líquida apresenta movimento contrário.

Os dados para o México são apresentados no gráfico A.12. Nota-se grande variabilidade da taxa de câmbio real e do efeito Balassa-Samuelson durante todo o período analisado, com picos durante a década de 1990. O efeito Balassa-Samuelson apresenta tendência à deterioração já no início do período analisado, enquanto a posição externa líquida apresenta movimento contrário.

Os dados para a Holanda são apresentados no gráfico A.13. Nota-se uma grande deterioração da posição externa líquida no fim da década de 1990, com reversão e melhora a partir do início dos anos 2000. O efeito Balassa-Samuelson apresenta tendência positiva a partir de meados da década de 1980.

Os dados para Portugal são apresentados no gráfico A.14. O efeito Balassa-Samuelson começa a partir de 1983, por isto o teste de cointegração foi feito a partir desta data. Nota-se a tendência à deterioração do efeito com reversão apenas em 2010. A posição externa líquida também apresenta reversão a partir do início da década de 1990. A taxa de câmbio real apresenta pouca variabilidade durante todo o período analisado.

O gráfico A.15 apresenta as séries para a Coreia do Sul. Nota-se que a posição externa líquida saiu de um patamar mais baixo, que vigorou até meados da década de 1980 e variou em torno de um nível mais alto até o fim do período analisado, sendo que a partir dos anos 2000 nota-se grande variabilidade. O efeito Balassa-Samuelson apresenta pouca variabilidade, porém apresenta tendência à deterioração desde a década de 1980. A taxa de câmbio real oscilou bastante durante todo o período, com dois picos de desvalorização, em meados da década de 1980 e fim da década de 1990.

O gráfico A.16 apresenta as séries para a África do Sul. Nota-se que a taxa de câmbio real começa somente a partir de 1975, estendendo-se até 2011, sendo este o período para a condução do teste de cointegração. A posição externa líquida saiu de um patamar mais baixo, porém apresenta tendência positiva, com duas reversões em 1999 e 2007. O efeito Balassa-Samuelson apresenta tendência positiva em todo o período, em especial as melhoras acentuadas apresentadas em 1997 e 2009.

Os dados para Cingapura são apresentados no gráfico A.17. O efeito Balassa-Samuelson começa a partir de 1974, por isso o teste de cointegração foi feito a partir desta data. Nota-se a tendência positiva da posição externa líquida, principalmente após a deterioração de 2008. O efeito Balassa-Samuelson apresenta dois picos durante a série histórica, em 1981 e 2007, oscilando com pouca variabilidade.

Os dados para a Espanha são apresentados no gráfico A.18. Nota-se pouca variabilidade nas três séries apresentadas, porém destaca-se a tendência à deterioração da posição externa líquida espanhola, principalmente a partir dos anos 2000.

O gráfico A.19 apresenta as séries para o Reino Unido. Observa-se a tendência à valorização da moeda britânica, bem como uma tendência positiva do efeito Balassa-Samuelson. Em contrapartida, a posição externa líquida apresenta tendência à deterioração a partir de meados da década de 1990.

O gráfico A.20 apresenta as séries para o Uruguai. Observa-se a tendência à valorização da moeda uruguaia, acentuadamente a partir dos anos 2000, bem como uma tendência positiva do efeito Balassa-Samuelson a partir dos anos 1980.

Por fim, o gráfico A.21 apresenta dos dados americanos. A posição externa líquida apresenta pouca variabilidade e tendência à deterioração, principalmente a partir do início da década de 1990. O efeito Balassa-Samuelson apresenta grande variabilidade e dois picos acentuados, no fim da década de 1970 e meados da década de 1990. A taxa de câmbio real apresenta também dois picos acentuados, e pelo gráfico A.21 pode-se perceber que são reflexos dos vales apresentados pelo efeito Balassa-Samuelson, em meados da década de 1980 e início dos anos 2000.

4 RAIZ UNITÁRIA – EVIDÊNCIAS

A estacionariedade dos dados utilizados neste trabalho é examinada usando os testes ADF e o KPSS, de Phillips *et al.* (1992).

O teste ADF testa a hipótese nula de que um processo autorregressivo de ordem p possa ter uma raiz unitária contra a alternativa de que o processo é estacionário. O teste proposto por Phillips, Schmidt e Kwiatkowski (1992), o KPSS, com base em

modelos estruturais de séries de tempo, também é utilizado para validar os resultados obtidos no teste ADF. Diferentemente do teste ADF, o KPSS testa a hipótese nula de que a inovação de um passeio aleatório não tem variabilidade contra a alternativa de que a variância do choque é positiva. Os resultados dos dois testes são apresentados na tabela A.1 (apêndice A).

Os resultados do teste ADF para a taxa de câmbio real para os países selecionados apresentaram diferentes resultados, algumas vezes sendo favoráveis à existência de raiz unitária, tanto o modelo especificado com constante quanto aquele com constante e tendência. Os países que apresentaram, segundo o teste ADF, raiz unitária na taxa de câmbio real foram: Brasil, Canadá, Colômbia, Finlândia, França, Grécia, Índia, Irlanda, Japão, Portugal, Espanha, Reino Unido e Estados Unidos. Comparativamente aos resultados obtidos pelo teste KPSS para a mesma série para os países do estudo, Brasil, Canadá, Itália e Estados Unidos apresentaram resultados do teste contrários aos obtidos pelo teste ADF.

Para o efeito Balassa-Samuelson, os resultados do teste ADF em geral indicaram que as séries são integradas de primeira ordem, com exceção de México, Holanda e Espanha. Para o teste KPSS, os resultados foram similares, havendo discordância para Brasil, Grécia, Itália e Estados Unidos.

Para a série de posição externa líquida, novamente os resultados do teste ADF indicam presença de raiz unitária para as séries de Canadá, China, França, Grécia, Índia, Irlanda, Itália, Japão, México, Holanda, Portugal, África do Sul, Cingapura, Espanha, Reino Unido, Uruguai e Estados Unidos.

5 RESULTADOS

Os resultados do teste de cointegração proposto por Nyblom e Harvey (2000) são apresentados na tabela A.2 (apêndice A). Os resultados sugerem que a hipótese de cointegração não pode ser formalmente rejeitada para alguns países na amostra: China, Finlândia, França, Índia e Cingapura.

Esses resultados convergem com os resultados apresentados por Marçal (2012). Utilizando três procedimentos distintos, este autor encontra uma variedade de resultados que podem ser resumidos em: *i*) utilizando o procedimento de Shin na sua versão

modificada não há evidências de cointegração para a Finlândia e a Irlanda; *ii*) pelo teste de Engle e Granger (1987) não há evidências de cointegração para Cingapura, França, Grécia, Holanda e Itália; e *iii*) pelo procedimento de Jonhansen, Canadá, França, Holanda, Itália e Reino Unido não apresentam relação de cointegração.

6 LIMITAÇÕES E POSSÍVEIS EXTENSÕES

O trabalho aqui realizado possui limitações. Por se tratar de um procedimento simples para a verificação de relações estáveis entre os fundamentos e a taxa de câmbio real, não há interpretações econômicas sobre os resultados, diferentemente do que ocorre na estimação de modelos estruturais. Porém, a vantagem é que não há imprecisões devidas às estimações de tais modelos.

A ampliação do conjunto de informações utilizadas neste estudo, na direção de incorporar indicadores de política fiscal, grau de abertura comercial e financeira, diferenciais de juros, entre outros, seria interessante para avaliar se com outros fundamentos podem-se encontrar outros vetores de cointegração, o que também pode melhorar a estimação de modelos estruturais para a estimação de desalinhamento.

7 CONCLUSÕES

Um passo importante para se determinar uma medida de desalinhamento cambial consiste na avaliação de relações entre os fundamentos, pois muitas abordagens utilizam a relação de longo prazo entre as variáveis para determinar o tamanho do desalinhamento entre a moeda doméstica e uma cesta de moedas, ou mesmo em relação a uma outra moeda, como é o caso de desalinhamento bilateral.

Enquanto os procedimentos usuais, como Engle e Granger (1987), propõem testar a presença de cointegração avaliando se os resíduos de uma regressão estática possuem raiz unitária ou não, o procedimento proposto por Shin (1994), que segue a mesma linha do procedimento de Engle e Granger (1987) e de Nyblom e Harvey (2000), avalia as próprias séries, sem a necessidade de estimação de modelos estruturais.

Os resultados indicam que China, Finlândia, França, Índia e Cingapura não apresentam relação estável entre os fundamentos e a taxa de câmbio real. Este resultado está em linha com os resultados apresentados em Marçal (2012), que apresenta os resultados para os testes de cointegração de Johansen (Johansen, 1988; 1995), de Engle-Granger (Engle e Granger, 1987) e o procedimento de Shin (Shin, 1994).

REFERÊNCIAS

ALBEROLA, E. *et al.* **Global equilibrium exchange rates: Euro, Dollar, “Ins”, “Outs”, and other major currencies in a panel cointegration framework.** IMF, Dec. 1999. (Working Paper, n. 175).

CHEN, X.; MACDONALD, R. **Revisiting the Dollar-Euro Permanent Equilibrium Exchange Rate: Evidence from Multivariate Unobserved Components.** Business School Economics, University of Glasgow, 2010. (Working Papers, n. 16).

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. **Econometrica**, v. 55, p. 251-276, 1987.

GONZALO, J.; GRANGER, C. Estimation of common long-memory components in cointegration systems. **Journal of Business & Statistics**, v. 13, n. 1, Jan. 1995.

JOHANSEN, S. Statistical Analysis of cointegration vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 12, n. 2, p. 231-254, 1988.

_____. **Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models.** Oxford: Oxford University Press, 1995. 267 p. (Advanced texts in econometrics).

LANE, P. R.; MILESI-FERRETTI, G. M. The external wealth of nations mark II: Revised and extended estimates of foreign assets and liabilities, 1970-2004. **Journal of International Economics**, v. 73, n. 2, p. 223-250, 2007.

MARÇAL, E. F. **Estimando o desalinhamento cambial para países selecionados utilizando análise baseada em fundamentos.** Brasília: Ipea, ago. 2012. (Nota Técnica, n. 10).

NYBLOM, J.; HARVEY, A. Tests of common stochastic trends. **Econometric Theory**, Cambridge University Press, v. 16 . n. 2, p. 176-199, 2000.

PHILLIPS, P. C. B. SCHMIDT, P.; KWIATKOWSKI, D. Testing the Null of Stationarity against the alternative of a Unit Root: How sure are we that economics time series have a Unit root? **Journal of Econometrics**, v. 54, p. 159-178, 1992.

RIBEIRO, P. F. **Taxas bilaterais de câmbio: análise de desalinhamento para países selecionados.** Texto de discussão Ipea. No prelo.

SHIN, Y. A residual-based test of the null of cointegration against the alternative of no cointegration. **Econometric Theory**, v. 10, n. 1, p. 91-115, 1994.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

BALASSA, B. The Purchasing Power Doctrine: a reappraisal. **Journal of Political Economy**, v. 72, p. 584-596, 1964.

BEVERIDGE, S.; NELSON, C. R. A new approach to decomposition of economic time series into permanent and transitory components with particular attention to measurement of the business cycle. **Journal of Monetary Economics**, v. 7, n. 2, p. 151-174, 1981.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. **Journal of American Statistical Association**, v. 74, p. 427-431, 1979.

DURBIN, J.; WATSON, G. S. Testing for Serial Correlation in Least Squares Regression I. **Biometrika**, v. 37, p. 409-428, 1950.

_____. Testing for serial correlation in least squares regression II. **Biometrika**, v. 38, p. 159-179, 1951.

GROEN, J. J.; KLEIBERGEN, F. Likelihood-Based Cointegration Analysis in Panels of Vector Error-Correction Models. **Journal of Business e Economic Statistics**, v. 21, n. 2, p. 295-318, 2003.

HENDRY, D. F.; SANTOS, C.; JOHANSEN, S. Automatic selection of indicators in a fully saturated regression. **Computational Statistics**, v. 23, n. 2, p. 337-339, 2008.

MADDALA, G. S.; KIM, I.-M. **Unit roots, cointegration and structural change**. Cambridge: Cambridge University Press, 1998. v. 18, 505 p. (Themes in modern econometrics).

MARÇAL, E. F. **Estimando o desalinhamento cambial brasileiro a partir de modelos multivariados com cointegração**. Brasília: Ipea, 2011. (Texto para Discussão, n. 1.666).

MARÇAL, E. F.; RIBEIRO, P. F. **Levado pelos fundamentos?** Estimando o desalinhamento cambial norte-americano a partir de técnicas de cointegração. Brasília: Ipea 2011. (Texto para Discussão, n. 1.674).

PESARAN, M. H.; SCHUERMANN, T.; WEINER, S. M. Modeling Regional Interdependencies using a Global Error-Correcting Macroeconometric Model. **Journal of business and Economics Statistics**, v. 22, 2002.

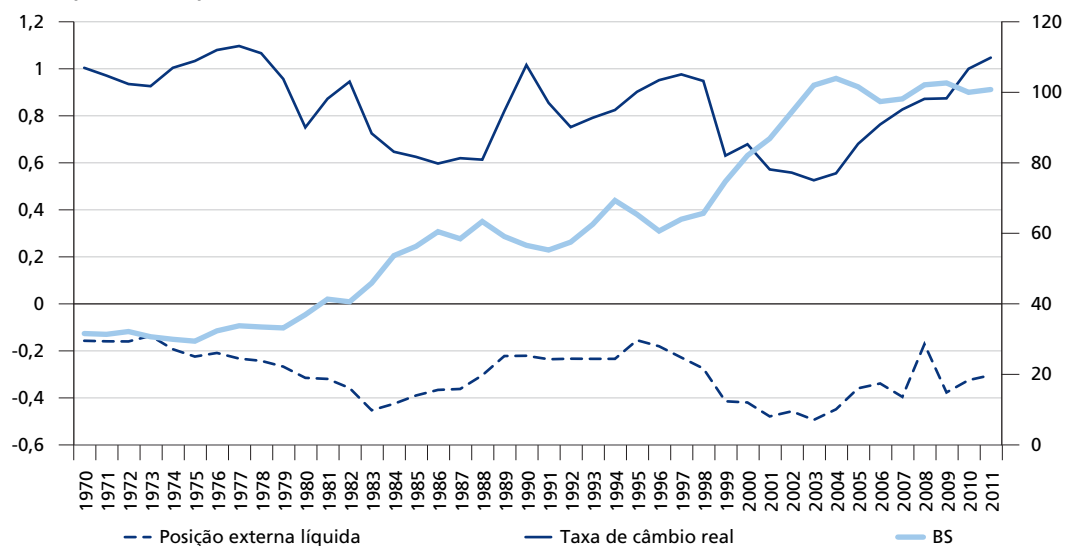
SAMUELSON, P. Theoretical Notes on Trade Problems. **The Review of Economics and Statistics**, v. 46, p. 145-154, 1964.

APÊNDICE

APÊNDICE A

GRÁFICO A.1

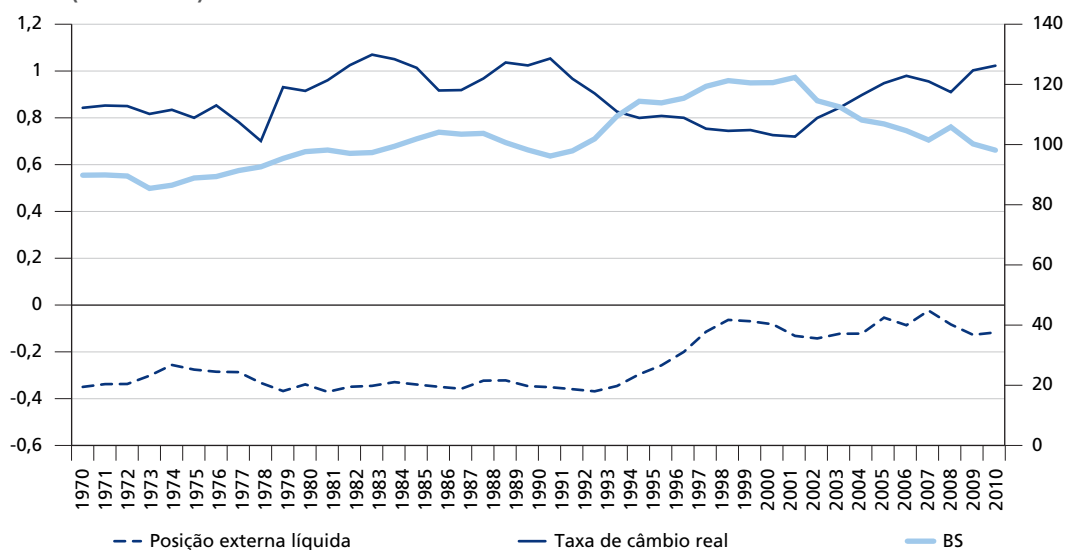
Posição externa líquida, taxa de câmbio real e efeito Balassa-Samuelson para o Brasil (1970-2011)



Fonte: Marçal (2012) e FMI.
Elaboração da autora.

GRÁFICO A.2

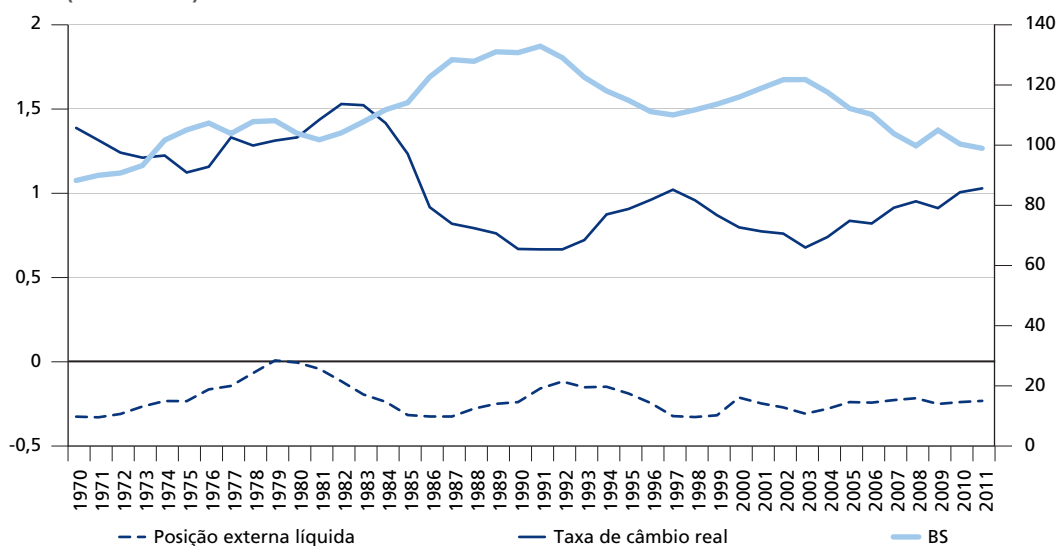
Posição externa líquida, taxa de câmbio real e efeito Balassa-Samuelson para o Canadá (1970-2010)



Fonte: Marçal (2012) e FMI.
Elaboração da autora.

GRÁFICO A.3

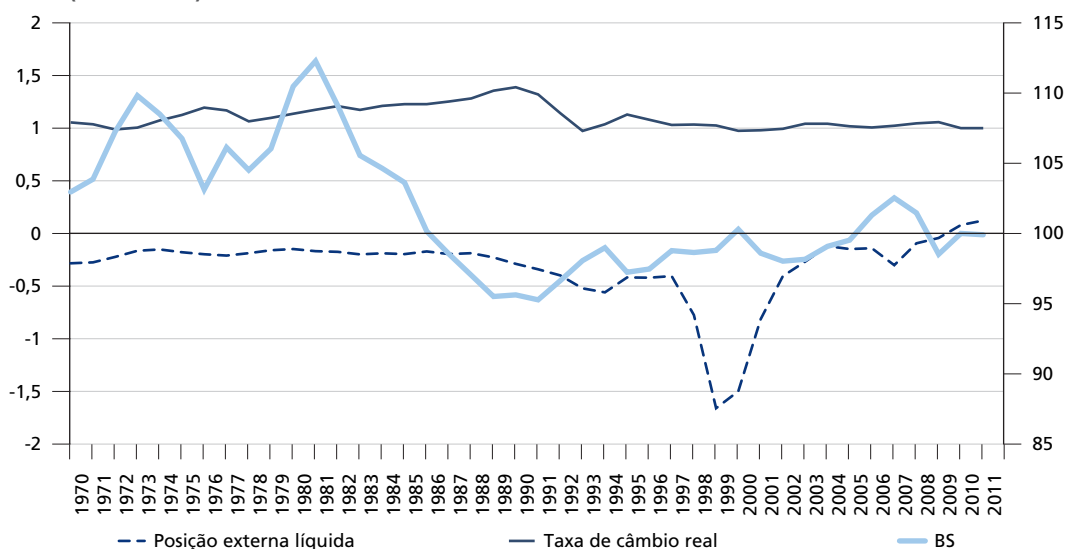
Posição externa líquida, taxa de câmbio real e efeito Balassa-Samuelson para a Colômbia (1970-2011)



Fonte: Marçal (2012) e FMI.
Elaboração da autora.

GRÁFICO A.4

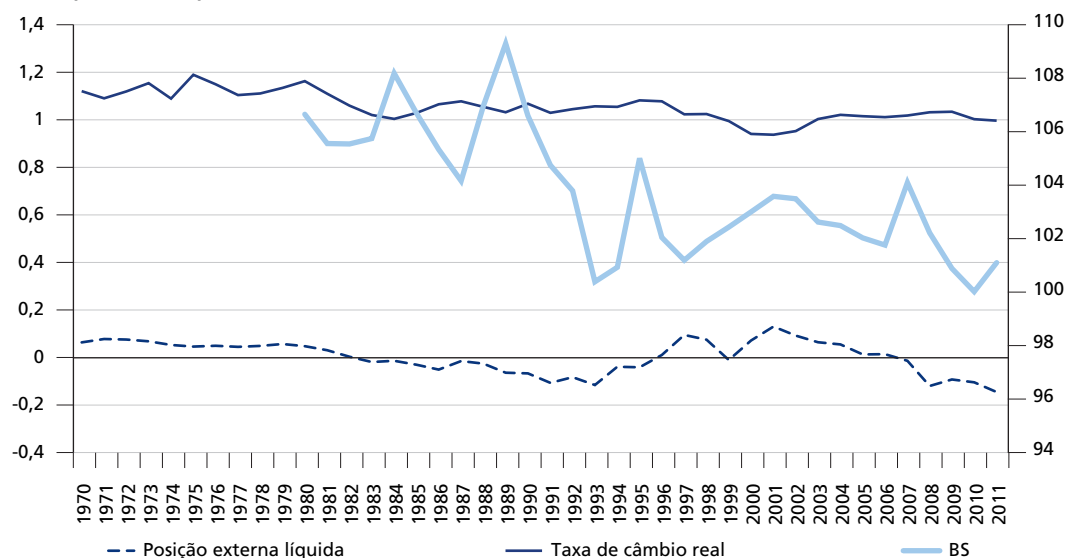
Posição externa líquida, taxa de câmbio real e efeito Balassa-Samuelson para a Finlândia (1970-2011)



Fonte: Marçal (2012) e FMI.
Elaboração da autora.

GRÁFICO A.5

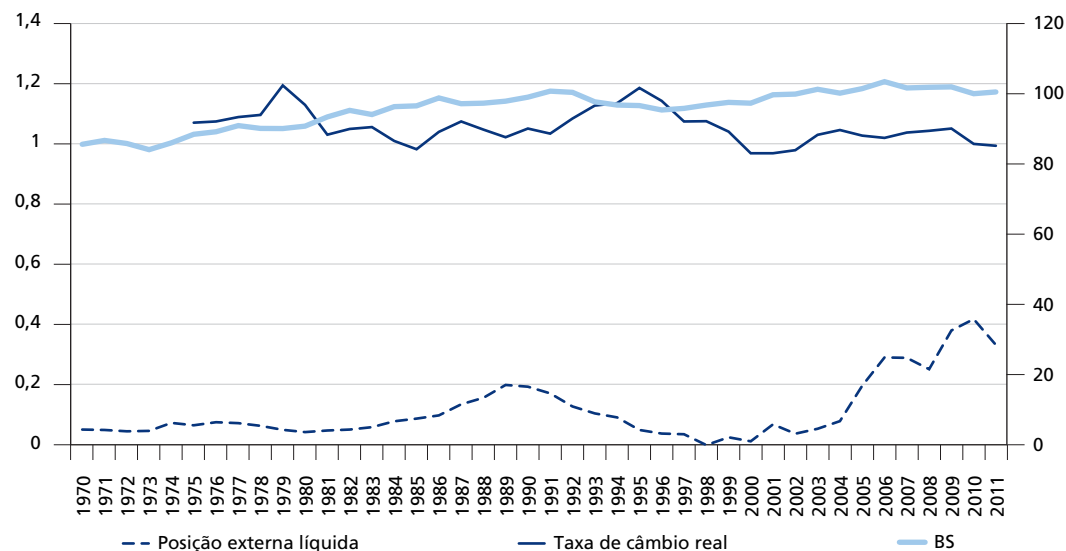
Posição externa líquida, taxa de câmbio real e efeito Balassa-Samuelson para a França (1970-2011)



Fonte: Marçal (2012) e FMI.
Elaboração da autora.

GRÁFICO A.6

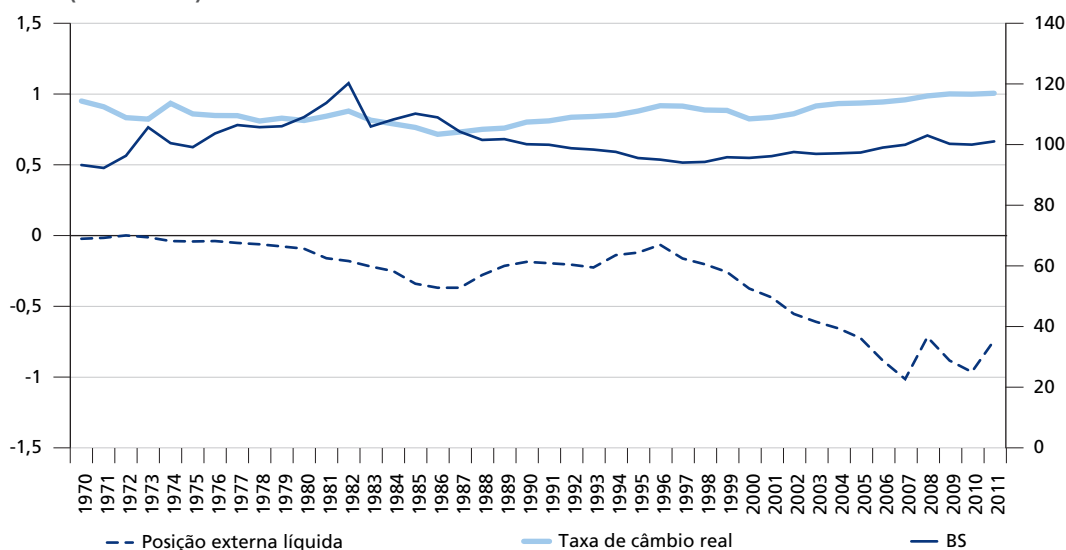
Posição externa líquida, taxa de câmbio real e efeito Balassa-Samuelson para a Alemanha (1970-2011)



Fonte: Marçal (2012) e FMI.
Elaboração da autora.

GRÁFICO A.7

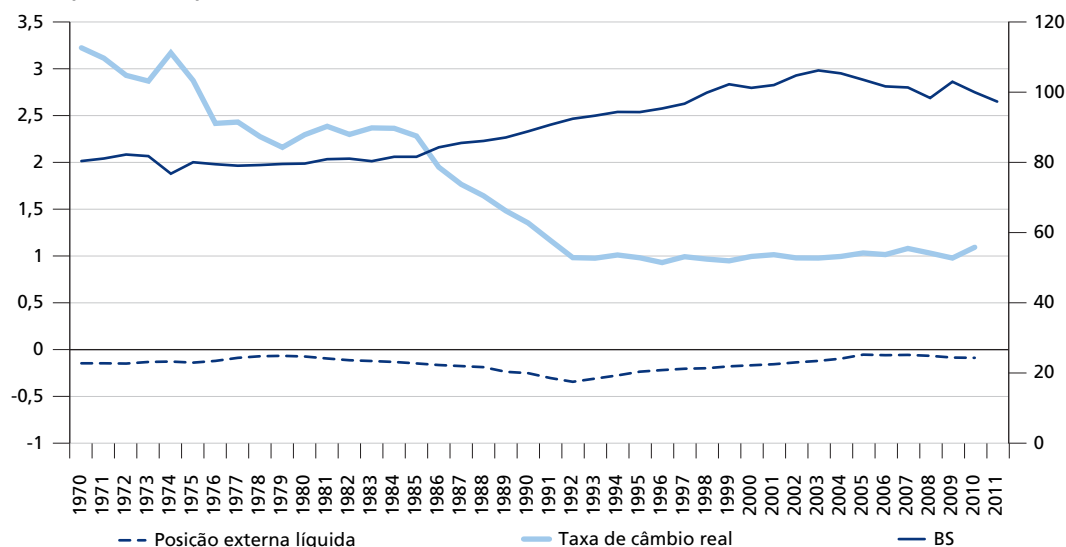
Posição externa líquida, taxa de câmbio real e efeito Balassa-Samuelson para a Grécia (1970-2011)



Fonte: Marçal (2012) e FMI.
Elaboração da autora.

GRÁFICO A.8

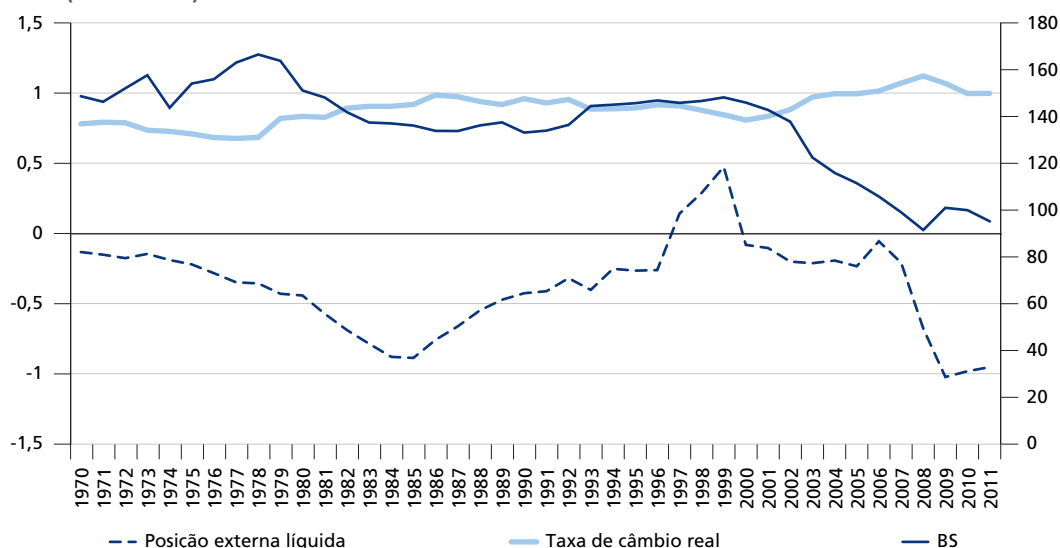
Posição externa líquida, taxa de câmbio real e efeito Balassa-Samuelson para a Índia (1970-2011)



Fonte: Marçal (2012) e FMI.
Elaboração da autora.

GRÁFICO A.9

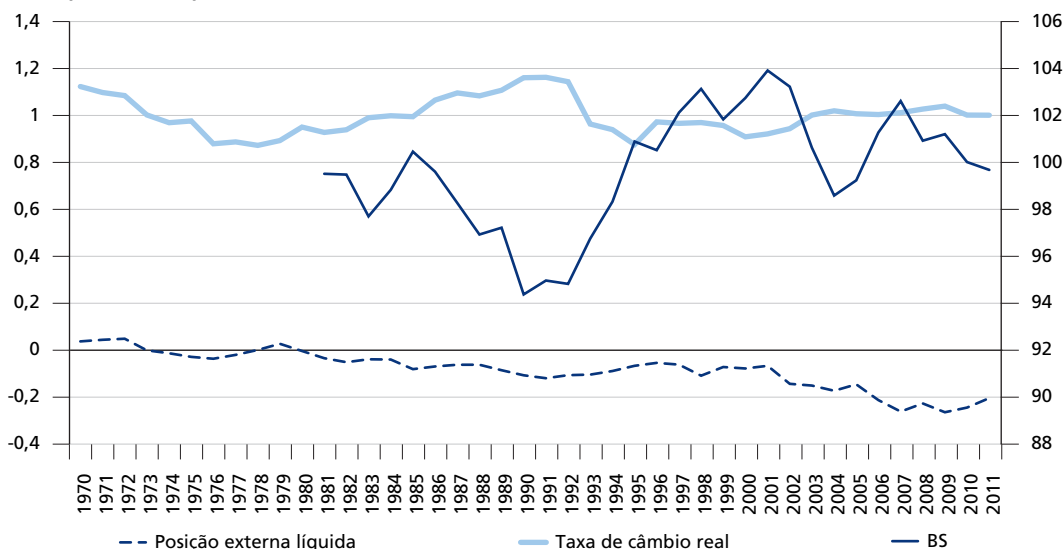
Posição externa líquida, taxa de câmbio real e efeito Balassa-Samuelson para a Irlanda (1970-2011)



Fonte: Marçal (2012) e FMI.
Elaboração da autora.

GRÁFICO A.10

Posição externa líquida, taxa de câmbio real e efeito Balassa-Samuelson para a Itália (1970-2011)



Fonte: Marçal (2012) e FMI.
Elaboração da autora.

GRÁFICO A.11

Posição externa líquida, taxa de câmbio real e efeito Balassa-Samuelson para o Japão (1970-2011)

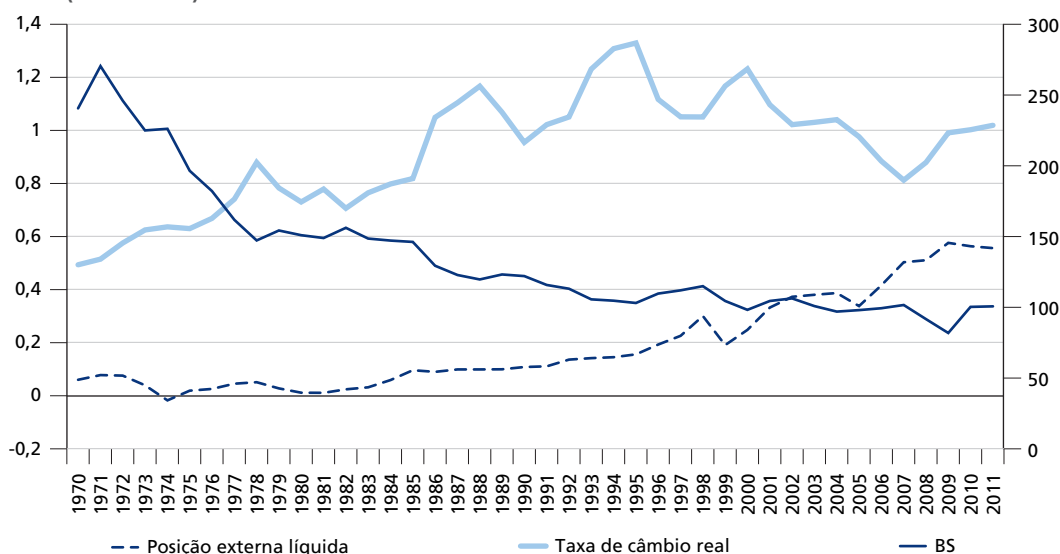


GRÁFICO A.12

Posição externa líquida, taxa de câmbio real e efeito Balassa-Samuelson para o México (1970-2011)

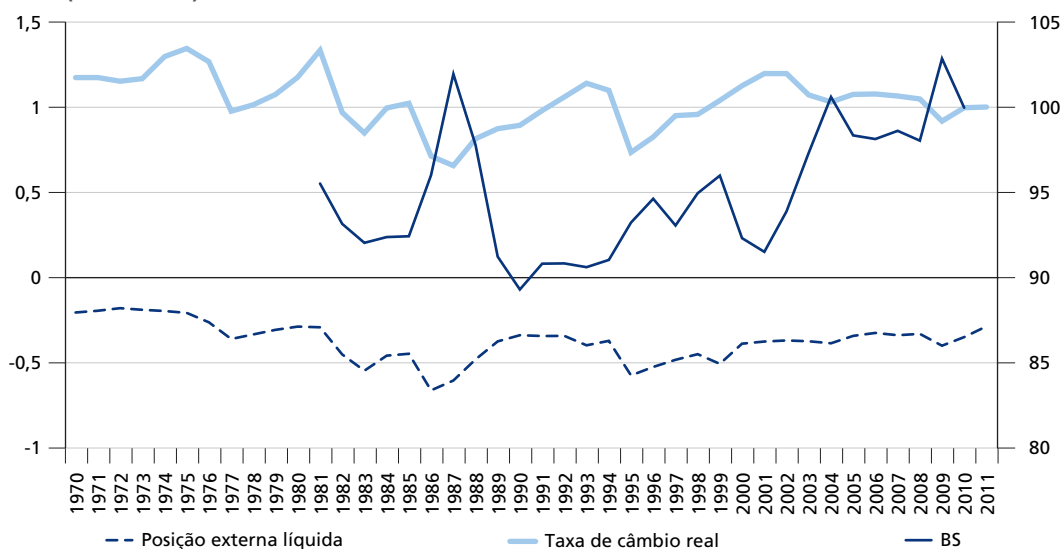
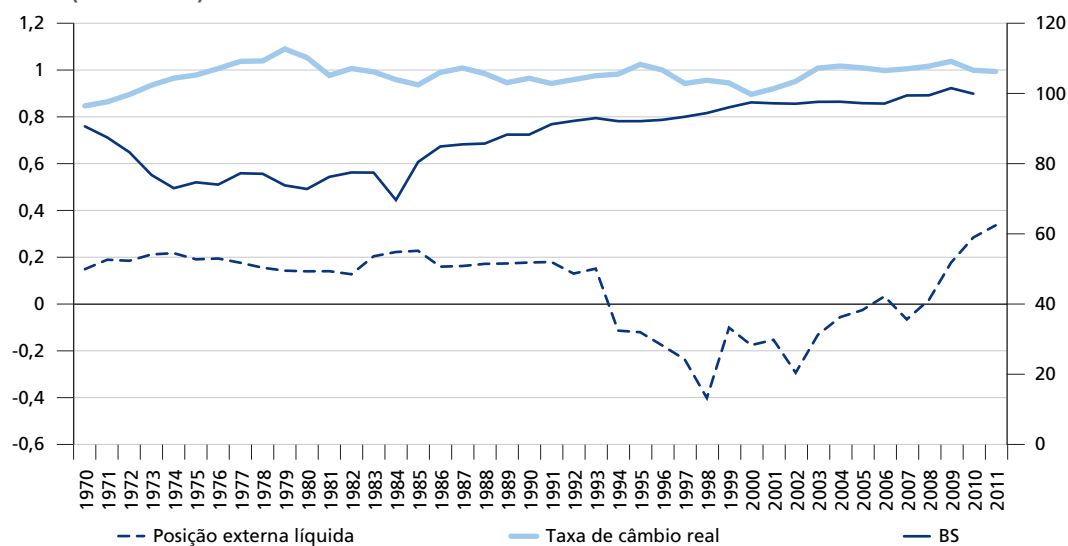


GRÁFICO A.13

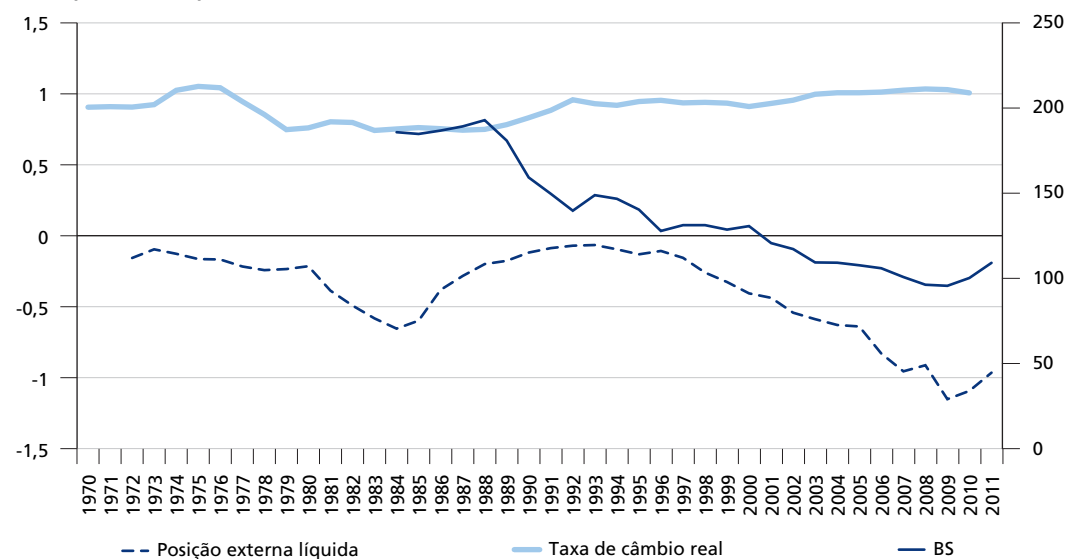
Posição externa líquida, taxa de câmbio real e efeito Balassa-Samuelson para a Holanda (1970-2011)



Fonte: Marçal (2012) e FMI.
Elaboração da autora.

GRÁFICO A.14

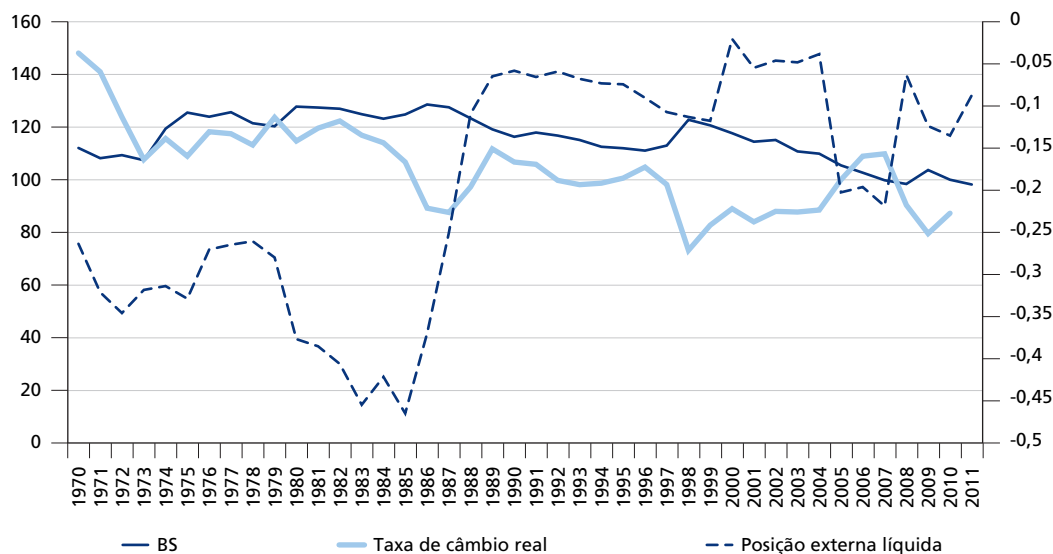
Posição externa líquida, taxa de câmbio real e efeito Balassa-Samuelson para Portugal (1970-2011)



Fonte: Marçal (2012) e FMI.
Elaboração da autora.

GRÁFICO A.15

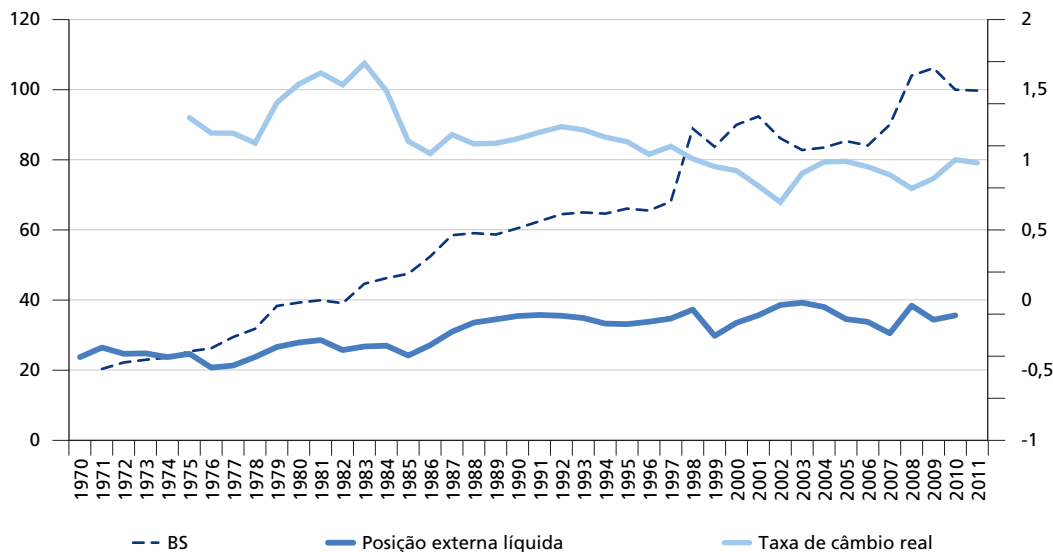
Posição externa líquida, taxa de câmbio real e efeito Balassa-Samuelson para a Coreia do Sul (1970-2011)



Fonte: Marçal (2012) e FMI.
Elaboração da autora.

GRÁFICO A.16

Posição externa líquida, taxa de câmbio real e efeito Balassa-Samuelson para a África do Sul (1970-2011)



Fonte: Marçal (2012) e FMI.
Elaboração da autora.

GRÁFICO A.17

Posição externa líquida, taxa de câmbio real e efeito Balassa-Samuelson para Cingapura (1970-2011)

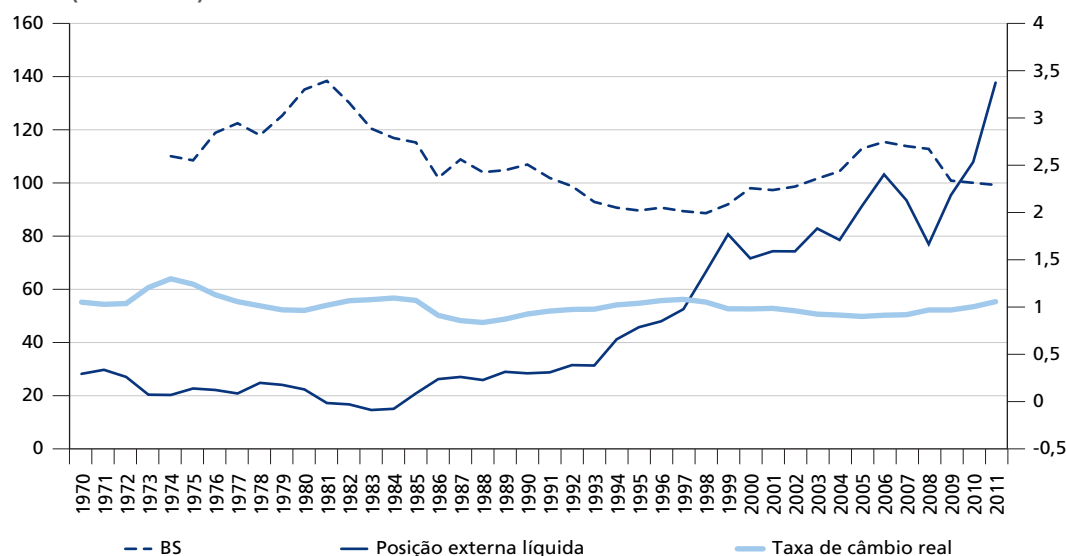


GRÁFICO A.18

Posição externa líquida, taxa de câmbio real e efeito Balassa-Samuelson para a Espanha (1970-2011)

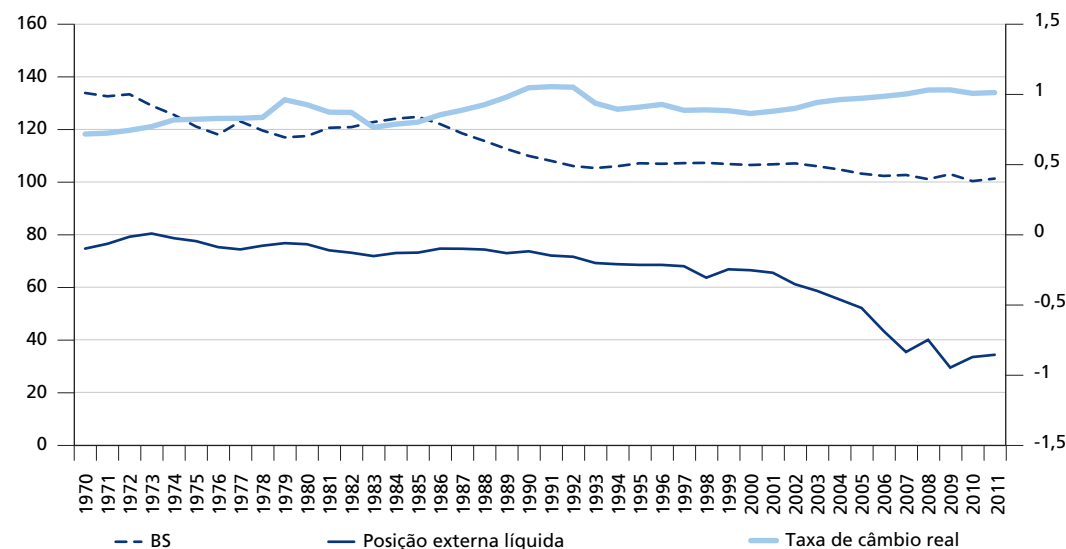
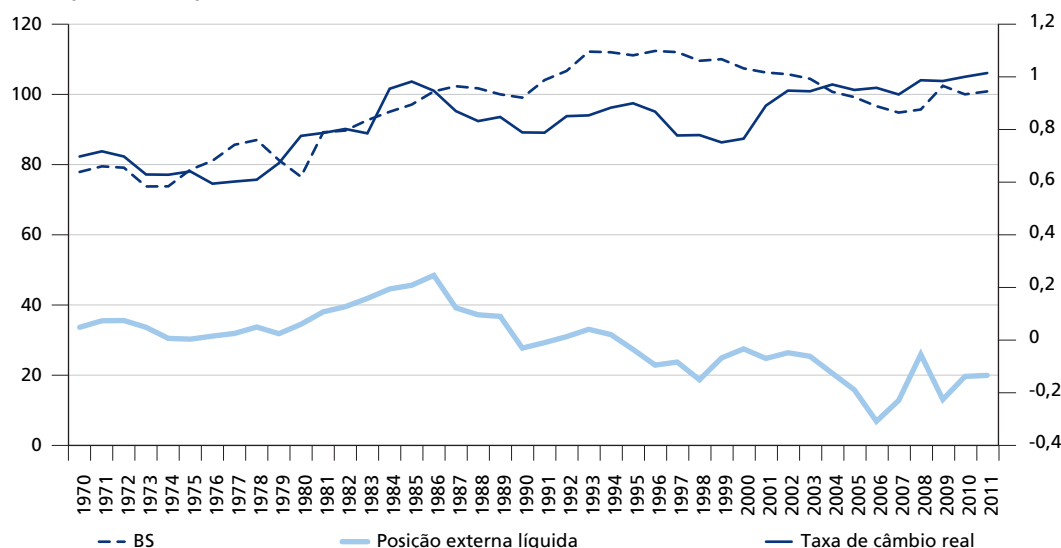


GRÁFICO A.19

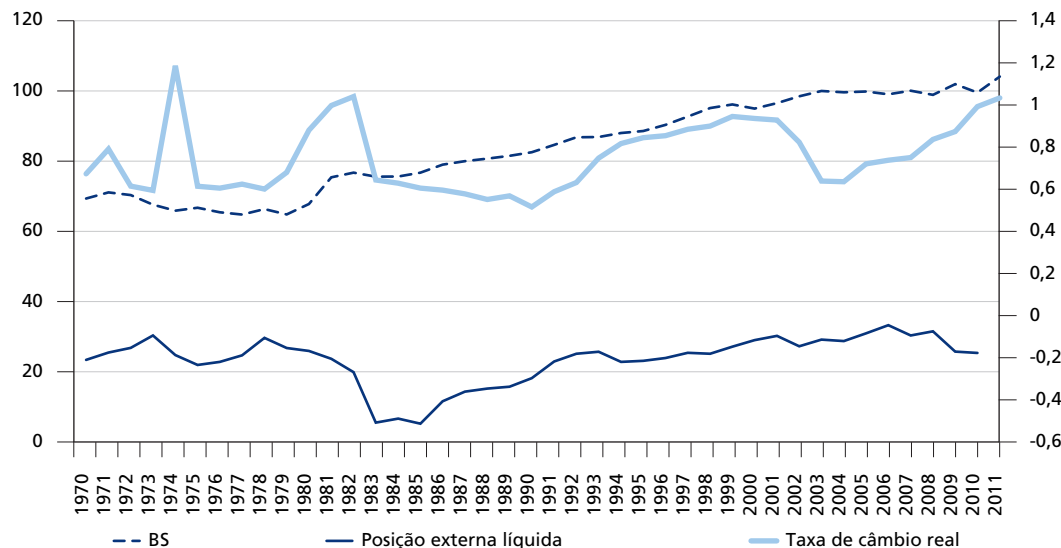
Posição externa líquida, taxa de câmbio real e efeito Balassa-Samuelson para o Reino Unido (1970-2011)



Fonte: Marçal (2012) e FMI.
Elaboração da autora.

GRÁFICO A.20

Posição externa líquida, taxa de câmbio real e efeito Balassa-Samuelson para o Uruguai (1970-2011)



Fonte: Marçal (2012) e FMI.
Elaboração da autora.

GRÁFICO A.21

Posição externa líquida, taxa de câmbio real e efeito Balassa-Samuelson para os Estados Unidos (1970-2011)

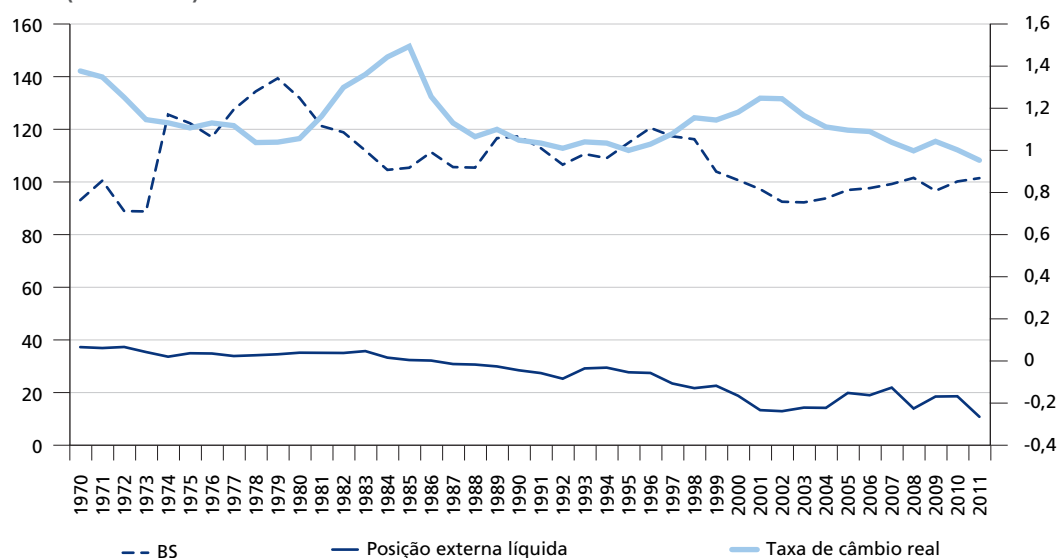


TABELA A.1

Testes de raiz unitária

		ADF		KPSS	
		Constante	Constante + tendência	Constante	Constante + tendência
Brasil	Taxa de câmbio real	-1.9573	-1.6362	0.2588	0.0946
	BS	-0.5156	-2.9377	0.7612*	0.0973
	Posição externa líquida	-2.3811	-3.4306***	0.2730	0.0681
Canadá	Taxa de câmbio real	-1.6654	-1.6449	0.0925	0.0963
	BS	-1.5423	-0.1050	0.5260**	0.1215***
	Posição externa líquida	-0.7983	-1.5661	0.5890**	0.1500**
China	Taxa de câmbio real	-4.5450*	-1.0547	0.6745**	0.2137**
	BS	-1.6264	-1.3328	0.1475	0.1450***
	Posição externa líquida	-1.2585	-1.9522	0.3341	0.1781**
Colômbia	Taxa de câmbio real	-1.9798	-2.2160	0.4806**	0.1081
	BS	-2.1184	-1.6022	0.2577***	0.1844**
	Posição externa líquida	-3.0697**	-3.9290***	0.1352	0.0645
Finlândia	Taxa de câmbio real	-1.5864	-2.2882	0.2712	0.1670***
	BS	-1.9423	-1.7684	0.4549**	0.1408***
	Posição externa líquida	-3.1587**	-3.1074	0.1711	0.1182
França	Taxa de câmbio real	-1.6909	-3.1575	0.6296**	0.0758
	BS	-2.1326	-3.2861	0.6025**	0.1310***
	Posição externa líquida	-1.2963	-1.5860	0.1970	0.0913

(Continua)

(Continuação)

		ADF		KPSS	
		Constante	Constante + tendência	Constante	Constante + tendência
Alemanha	Taxa de câmbio real	-2.7112***	-3.0676	0.2331	0.0663
	BS	-1.7496	-1.7244	0.6857*	0.1515**
	Posição externa líquida	-3.4265**	-4.1153**	0.3525***	0.1044
Grécia	Taxa de câmbio real	-1.2461	-2.2682	0.3871**	0.1857**
	BS	-2.2325	-2.6476	0.2453	0.1100
	Posição externa líquida	-0.6321	-1.8483	0.6155**	0.1315***
Índia	Taxa de câmbio real	-1.9026	-1.0193	0.7164**	0.1642***
	BS	-0.8556	-1.1520	0.7199**	0.1102
	Posição externa líquida	-1.7412	-1.6999	0.1471	0.1479**
Irlanda	Taxa de câmbio real	-1.2162	-1.9326	0.5386**	0.0839
	BS	-0.0365	-1.6335	0.5455**	0.1113***
	Posição externa líquida	-1.1815	-1.1554	0.1092	0.1156
Itália	Taxa de câmbio real	-2.3620	-2.3418	0.0663	0.0665
	BS	-1.5970	-1.8134	0.3007	0.0835
	Posição externa líquida	-1.1305	-2.6208	0.7188**	0.1046
Japão	Taxa de câmbio real	-2.3637	-2.3864	0.5244**	0.2088**
	BS	-2.3775	-1.5448	0.6998**	0.1872**
	Posição externa líquida	0.7887	-1.9158	0.7227**	0.2125**
México	Taxa de câmbio real	-2.8815***	-2.8894	0.2237	0.1533**
	BS	-2.6274***	-2.5677	0.4103***	0.1604***
	Posição externa líquida	-2.3362	-2.0862	0.2824	0.1836**
Holanda	Taxa de câmbio real	-3.1976 **	-2.9892	0.1212	0.0870
	BS	-0.5854	-3.971268**	0.6506**	0.1217***
	Posição externa líquida	-1.3760	-0.9336	0.3323	0.1174
Portugal	Taxa de câmbio real	-1.0524	-1.4523	0.2957	0.1448***
	BS	-1.3444	-1.0916	0.6273**	0.1554***
	Posição externa líquida	-1.0358	-1.5296	0.4149***	0.1441***
Coreia do Sul	Taxa de câmbio real	-2.9492**	-4.4733*	0.8012*	0.1069
	BS	-0.6834	-1.9606	0.4518**	0.1794**
	Posição externa líquida	-1.2838	-1.9798	0.5125**	0.0980
África do Sul	Taxa de câmbio real	-1.4579	-3.4871***	0.6223**	0.0639
	BS	-0.7277	-3.4176***	0.7882*	0.0560
	Posição externa líquida	-1.7947	-3.1178	0.6783**	0.1279***
Cingapura	Taxa de câmbio real	-3.4613**	-4.0693**	0.3570***	0.0901
	BS	-1.2176	-1.6055	0.3409	0.1373***
	Posição externa líquida	1.8106	-0.8013	0.7151**	0.2417*
Espanha	Taxa de câmbio real	-1.9321	-2.9675	0.6176**	0.0750
	BS	-1.7430	-3.4094***	0.7657*	0.0821
	Posição externa líquida	1.1453	-1.1864	0.6528**	0.1841**
Reino Unido	Taxa de câmbio real	-1.0458	-2.8376	0.5886**	0.0777
	BS	-1.5695	-1.0773	0.5478**	0.1844**
	Posição externa líquida	-1.5493	-2.5969	0.5535**	0.1543**

(Continua)

(Continuação)

		ADF		KPSS	
		Constante	Constante + tendência	Constante	Constante + tendência
Uruguai	Taxa de câmbio real	-2.6090***	-2.9269	0.2620	0.0788
	BS	0.1611	-2.7355	0.7729*	0.0976
	Posição externa líquida	-1.6122	-2.6169	0.2434	0.1506**
Estados Unidos	Taxa de câmbio real	-2.2740	-2.9264	0.3179	0.0981
	BS	-2.2740	-2.9264	0.3179	0.0981
	Posição externa líquida	-0.4248	-2.8694	0.7605***	0.1139

Fonte: Marçal (2012) e FMI.

Elaboração da autora.

Obs.: 1. Os símbolos*, ** e *** indicam significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

2. O número de defasagens da variável independente incluídas na equação de teste do teste ADF foi definido com base no critério de Schwarz.

3. O KPSS utilizou o núcleo de Bartlett e a janela de Newey-West.

TABELA A.2

Teste de cointegração de Nyblom and Harvey (2000)

	Hipóteses	
	H0	H1
	K = 1	K = 2
Brasil		0.2730*
Canadá		0.8582*
China		0.1164
Colômbia		0.8949*
Finlândia		0.1099
França		0.0877
Alemanha		0.1910**
Grécia		0.3113*
Índia		0.0088
Irlanda		0.5598*
Itália		0.4032*
Japão		0.3805*
México		0.6525*
Holanda		0.2457**
Portugal		0.2691*
Coreia do Sul		0.5465*
África do Sul		0.2462**
Cingapura		0.0988
Espanha		0.4316*
Reino Unido		0.3083*
Uruguai		0.2118**
Estados Unidos		0.3924*

Fonte: Marçal (2012) e FMI.

Elaboração da autora.

Obs.: 1. Valores críticos a 10% (0.151); 5% (0.18); e 1% (0.24).

2. Os símbolos*, ** e *** indicam significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

EDITORIAL

Coordenação

Cláudio Passos de Oliveira

Supervisão

Everson da Silva Moura

Reginaldo da Silva Domingos

Revisão

Andressa Vieira Bueno

Clícia Silveira Rodrigues

Idalina Barbara de Castro

Laetícia Jensen Eble

Leonardo Moreira de Souza

Luciana Dias

Marcelo Araujo de Sales Aguiar

Marco Aurélio Dias Pires

Olavo Mesquita de Carvalho

Regina Marta de Aguiar

Luana Signorelli Faria da Costa (estagiária)

Tauânara Monteiro Ribeiro da Silva (estagiária)

Editoração

Aline Rodrigues Lima

Bernar José Vieira

Daniella Silva Nogueira

Danilo Leite de Macedo Tavares

Jeovah Herculano Szervinsk Junior

Leonardo Hideki Higa

Cristiano Ferreira Araujo (estagiário)

Diego André Souza Santos (estagiário)

Capa

Luís Cláudio Cardoso da Silva

Projeto Gráfico

Renato Rodrigues Bueno

Livraria do Ipea

SBS – Quadra 1 - Bloco J - Ed. BNDES, Térreo.

70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 3315-5336

Correio eletrônico: livraria@ipea.gov.br

Missão do Ipea

Produzir, articular e disseminar conhecimento para aperfeiçoar as políticas públicas e contribuir para o planejamento do desenvolvimento brasileiro.

