

Nota Técnica

**Estimando o desalinhamento cambial para países
selecionados utilizando análise baseada em fundamentos**

Emerson Fernandes Marçal

Nº 10

Brasília, agosto de 2012

NOTA TÉCNICA¹

Estimando o desalinhamento cambial para países selecionados utilizando análise baseada em fundamentos

Emerson Fernandes Marçal²

Sumário:

Este trabalho objetiva estimar o desalinhamento cambial, em uma análise baseada em fundamentos e técnicas de cointegração, tendo como inspiração o trabalho desenvolvido por Alberola, Cervero et al. (1999) para uma amostra de países que contém nações desenvolvidas e em desenvolvimento, sendo a maioria da amostra membros do G-20. Como resultado, o trabalho documentou a importância do efeito Balassa-Samuelson e da posição internacional de investimentos no longo prazo como determinantes das taxas de câmbio real. O trabalho utiliza a decomposição de Gonzalo e Granger (1995) como forma de estimar o desalinhamento cambial. Os resultados obtidos sugerem que, para o período recente, a moeda brasileira está fortemente apreciada com relação aos fundamentos. A moeda americana está depreciada no período recente. O nível de desalinhamento nos países da zona do Euro como Itália, Alemanha, Grécia e Espanha é bem heterogêneo.

Abstract:

This paper aims to estimate the exchange rate misalignment based on fundamental analysis and co-integration techniques using a methodology very similar to the work of Alberola, Cervero et al. (1999). The sample contains selected developed and developing countries most of them are members of G-20 group. The empirical evidence obtained in this paper highlights the importance of the Balassa-Samuelson effect and net international investment position as long-run determinants of the real effective exchange rate. The paper uses the Gonzalo and Granger (1995) decomposition to obtain an estimative of exchange rate misalignment. The results for Brazil suggest that the Brazilian exchange rate is probably the most overvalued currency in 2010 compared to the fundamentals. The results for the countries in the Euro Area are heterogeneous.

¹ Esta Nota Técnica é produto do projeto Regulação do Comércio Global, da Diretoria de Estudos e Relações Econômicas e Políticas Internacionais (Dinte) do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea).

² Bolsista do Programa de Pesquisa para o Desenvolvimento Nacional (PNPD) do Ipea e Coordenador do Centro de Macroeconomia Aplicada da EESP-FGV e CCSA-Mackenzie. O autor agradece a Priscila Fernandes Ribeiro, bolsista do Ipea, pelo auxílio na pesquisa.

Índice

1. Introdução:.....	5
2. Metodologia:.....	6
Procedimento de Johansen:.....	7
Procedimento de Engle-Granger:.....	9
Procedimento de Shin:	9
Seleção dos modelos:.....	10
Decomposição de Gonzalo e Granger:	10
3. Base de Dados:	12
4. Resultados:.....	13
Resumo dos Resultados dos Testes de Cointegração:	13
Resumo dos Coeficientes estimados:.....	14
Resumo dos Níveis de Desalinhamento Estimados:.....	15
5. Limitações e possíveis extensões:	20
6. Conclusões:.....	20
7. Referências:	21
8. Apêndice:.....	23
África do Sul	23
Alemanha	25
Austrália:.....	28
Argentina.....	30
Brasil	31
Canadá.....	34
Cingapura.....	36
Colômbia.....	37

República da Coreia	39
Dinamarca	41
Espanha	43
Estados Unidos.....	45
Finlândia	48
França.....	50
Grécia.....	52
Holanda.....	54
Índia	56
Irlanda	59
Itália	61
Japão	63
México	65
Portugal.....	66
Reino Unido.....	68
Turquia.....	70
Uruguai	73

1. Introdução:

Este trabalho objetiva estimar o desalinhamento cambial para um conjunto amplo de países. A amostra contém os países desenvolvidos e em desenvolvimento selecionados, muitos dos quais são membros do grupo G-20.³ O trabalho 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 os procedimentos de Johansen⁴, Engle-Granger⁵ e Shin⁶. O cálculo de desalinhamento cambial adota a decomposição de Gonzalo-Granger.⁷

O trabalho apresenta estimativas de desalinhamento desde 1970 a 2010 para a maioria dos países. Os resultados sugerem que o efeito Balassa-Samuelson é um importante determinante das taxas de câmbio real no longo prazo para a maioria dos países analisados. Já a posição internacional de investimento não se mostrou significativa para alguns países, embora isto não seja a regra. As relações estimadas, como regra geral, apresentaram os sinais teóricos esperados.

Alguns países apresentaram grande desalinhamento cambial no período analisado. No final deste período (1970 a 2010), a moeda brasileira, por exemplo, apresentava um alto nível de desalinhamento cambial positivo, ou seja, estava apreciada em relação a uma cesta de moedas. Já a Índia apresentava desalinhamento negativo, ou seja, sua moeda estava

³ A China, um importante membro do G-20, foi objeto de um estudo específico dentro do projeto e, por isto, não está incluída. Outro país importante não analisado por ter uma amostra pequena é a Rússia.

⁴ Johansen (1995).

⁵ Engle e Granger (1987).

⁶ Shin (1994).

⁷ Gonzalo e Granger (1995).

depreciada frente aos fundamentos. Já entre os países da Zona do Euro que fazem parte da amostra havia uma grande heterogeneidade de resultados ao final do estudo.

O trabalho está dividido nas seguintes seções. Além desta introdução, há uma seção metodológica em que os procedimentos econométricos utilizados no trabalho são apresentados e discutidos. Em seguida, há uma seção de apresentação e discussão dos principais resultados. Por fim, as conclusões finais são colocadas. O Apêndice contém uma descrição detalhada dos procedimentos feitos para cada país.

2. Metodologia:

Tendo em vista estimar o desalinhamento cambial, utilizou-se uma abordagem muito similar à feita por Alberola, Cervero *et al.* (1999). Utilizou-se o mesmo conjunto de variáveis para modelar a taxa de câmbio real: a posição internacional de investimento sobre o produto interno bruto (PII) e um indicador de produtividade relativa para controlar o denominado efeito Balassa-Samuelson descrito na seção 3. (Balassa (1964), Samuelson (1964))

O primeiro passo para construir uma medida de desalinhamento cambial consiste em avaliar a presença ou não de cointegração entre as variáveis listadas, na medida em que uma análise baseada em fundamentos implica a existência de cointegração⁸ entre taxa de câmbio real e as variáveis listadas como possíveis fundamentos e determinantes no longo prazo da taxa de câmbio.

A equação (1) consiste na relação a ser estimada que relacione a taxa de câmbio real (RER) aos fundamentos (PII e BS). O termo ε_t consiste num desvio com relação ao equilíbrio com média zero que segue algum processo estacionário e reversível a média.

$$(1) RER_t = f(PII_t, BS_t) + \varepsilon_t$$

⁸ O conceito de cointegração é amplamente conhecido na literatura. Uma excelente revisão desta literatura até o final da década de noventa é feita em Maddala e Kim (1998).

$$(2) \frac{\partial f(PH_t, BS_t)}{\partial PH_t} > 0, \frac{\partial f(PH_t, BS_t)}{\partial BS_t} \cong -1$$

Na estimação de tal relação, utiliza-se o procedimento de Johansen (Johansen (1988)), (Johansen (1995)), o procedimento de Engle-Granger (Engle e Granger (1987)) e o procedimento de Shin (Shin (1994)). Os mesmos procedimentos permitem testar a presença de cointegração ou não e estimar os coeficientes da relação de longo prazo. Para decompor as séries em componentes transitórios – desalinhamento cambial – e permanentes, utiliza-se a metodologia de Gonzalo e Granger (1995).

Procedimento de Johansen:

Suponha o seguinte VAR irrestrito dado por:

$$(3) \mathbf{X}_t = \Pi_1 \mathbf{X}_{t-1} + \Pi_2 \mathbf{X}_{t-2} + \dots + \Pi_k \mathbf{X}_{t-k} + \Phi \mathbf{D}_t + \varepsilon_t, t = 1, \dots, T$$

no qual ε_t é um vetor de erros gaussianos com média zero e variância Ω , e \mathbf{D}_t representa todas as variáveis deterministas do modelo (constante, tendência, *dummies* sazonais e de intervenção) e $\mathbf{A}(L) = (\mathbf{I} - \Pi_1 L - \Pi_2 L^2 - \dots - \Pi_k L^k)$. Por hipótese, todas as raízes do polinômio $\mathbf{A}(L)$ estão fora do círculo unitário ou são unitárias. Se todas as variáveis possuírem ordem de integração um, pode-se induzir estacionaridade tomando a primeira diferença do modelo acima. Reparametrizando-se a (3) pode-se chegar a:

$$(4) \quad \Delta \mathbf{X}_t = \Gamma_1 \Delta \mathbf{X}_t + \dots + \Gamma_k \Delta \mathbf{X}_{t-k} + \Phi \mathbf{D}_t + \pi \mathbf{X}_{t-1} + \varepsilon_t, t = 1, \dots, T$$

$$\text{na qual } \Gamma_i = - \sum_{j=i+1}^k \Pi_j \text{ e } \pi = -[\mathbf{I} - \Pi_1 + \dots + \Pi_k] = -\mathbf{A}(1) ;$$

Em (4) a dinâmica de curto prazo está representada pelas matrizes Γ_i ($i=1, \dots, k$), enquanto a matriz π , sintetiza a relação de longo prazo existente entre as variáveis. Logo, averiguar o posto desta última matriz é essencial para pesquisar a ordem de integração e a existência de cointegração entre as variáveis. Johansen (1995) sugere o seguinte procedimento para estimar por verossimilhança a matriz π . Definindo-se $\mathbf{Z}_{2t} = (\Delta \mathbf{X}_{t-1}, \dots, \Delta \mathbf{X}_t$

$k+1, D_t$), realiza-se uma regressão de ΔX_t e X_{t-1} contra Z_{2t} . Chamando de R_{0t} e R_{1t} os resíduos das regressões, e de $(S_{ij} = T^{-1} \sum_{t=1}^T R_{it} R_{jt}^{\prime}, i, j = 0, 1)$, a matriz que reúne as covariâncias de tais resíduos, pode-se estimar a matriz π através de:

$$(5) \quad R_{0t} = \alpha \beta^{\prime} R_{1t} + v_t$$

Isto equivale a maximizar a seguinte função de verossimilhança:

$$(6) \quad L = -(T/2) \ln |\Omega| - (1/2) \sum_{t=1}^T (R_{0t} + \alpha \beta^{\prime} R_{1t})^{\prime} \Omega^{-1} (R_{0t} + \alpha \beta^{\prime} R_{1t})$$

O autor, na referência citada, demonstra que é possível obter o estimador *máxima verossimilhança* de β a partir da resolução do seguinte problema:

$$(7) \quad \left| \lambda S_{11} - S_{10} S_{00}^{-1} S_{01} \right| = 0$$

O valor da função de verossimilhança no ponto de máximo é dado por:

$$(8) \quad L_{\max}^{-2/T} = |S_{00}| \prod_{i=1}^k (1 - \hat{\lambda}_i)$$

na qual $\hat{\lambda}_i$ representa os autovalores de (7) ordenados de forma decrescente e; $\hat{\phi}_i$, representa os respectivos autovetores.

Quando $r=p$, têm-se o valor da verossimilhança para o modelo irrestrito. A matriz π com posto reduzido ($r < p$) pode ser estimada tomando-se os autovetores correspondentes aos r maiores autovalores de (7). Com base na função de verossimilhança de (6), dois testes são propostos. O primeiro testa a hipótese de existência de r contra, no máximo, n vetores cointegrantes. O segundo testa a hipótese da existência de r vetores cointegrantes:

$$(9) \quad \eta_p = -T \sum_{i=n+1}^k \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$$

$$(10) \quad \xi_p = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$$

Procedimento de Engle-Granger:

Engle e Granger (1987) propõem testar a presença de cointegração, dentre outras formas, avaliando-se se os resíduos de uma regressão estática dada por (11) possuem raízes unitárias ou não.⁹

$$(11) \quad y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + v_t$$

na qual y e x são as séries analisadas, β_0 e β_1 são os coeficientes da regressão e v_t é o erro da regressão.

A presença ou não de raiz unitária deve ser avaliada a partir do procedimento de Dickey e Fuller (1979) aplicado aos resíduos da regressão (11). Os valores críticos do teste devem ser alterados. O procedimento de Engle e Granger tem como hipótese nula a não existência de cointegração e hipótese alternativa a presença de cointegração. O procedimento é adequado apenas para o caso em que há, no máximo, uma relação de cointegração.

Procedimento de Shin:

O procedimento de Shin (1994) segue a mesma linha do procedimento de Engle e Granger (1987), entretanto as hipóteses nula e alternativa são invertidas. A hipótese nula passa a ser a existência de cointegração contra a hipótese alternativa de não existência de cointegração. Para isto, o autor parte da regressão estática dada por (11) e aplica um procedimento similar ao KPSS (Kwiatkowski, Phillips *et al.* (1992)) aos resíduos da regressão. Derivam a distribuição assintótica do teste.

O autor propõe um procedimento modificado que consiste em adicionar, aos regressores da regressão estática, termos defasados, contemporâneas e futuros da primeira

⁹ A rigor, o artigo seminal propõe outras formas de avaliar a existência de cointegração ou não, tais como avaliar o valor da estatística de Durbin-Watson (Durbin e Watson (1950), Durbin e Watson (1951)). Entretanto o procedimento descrito ao longo do texto acabou ganhando mais popularidade sendo amplamente divulgado nos livros de Econometria.

diferença de cada variável explicativa

($Z_t = [\Delta x_{t-q} \Delta x_{t-q+1} \dots \Delta x_t \Delta x_{t+1} \dots \Delta x_{t+q-1} \Delta x_{t-q}]$) mostrada em (12) para corrigir um viés de pequena amostra que o estimador do vetor de cointegração tem.

$$(12) \quad y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + \sum_{i=-q}^q \gamma_i \Delta x_{t-i} + v_{1t}$$

Seleção dos modelos:

Tendo em vista que foram realizados vários testes de cointegração e logo há várias estimativas da relação de longo prazo, utilizou-se, como critério de seleção para o mecanismo de correção de erros a ser utilizado no VECM¹⁰, aquele vetor que satisfaz os sinais sugeridos pela teoria. Por fim, com base na estimativa do VECM, utilizando o mecanismo de correções de erros selecionado, realiza-se a decomposição de Gonzalo e Granger (1995). A seleção do VAR para execução do procedimento de Johansen seguiu o procedimento padrão de comparação dos modelos que contém diversas defasagens através de testes de simplificação e critérios de informação. A busca por *outliers* seguiu o procedimento sugerido por Hendry, Johansen *et al.* (2008) que está implementado no software *Oxmetrics*.

Decomposição de Gonzalo e Granger:

Uma série de decomposições foram propostas para separar um processo entre componentes transitórios e permanentes. Em geral a decomposição tem a forma a seguir:¹¹

$$(13) \quad X_t = \beta_{\perp} (c' \beta_{\perp})^{-1} c' X_t + c_{\perp} (\beta' c_{\perp})^{-1} \beta' X_t$$

¹⁰ Vetor Autorregressivo com Mecanismo de Correção de Erros.

¹¹ β_{\perp} denota o vetor ortogonal a β de tal sorte que $\beta'_{\perp} \beta = 0$

As decomposições variam de acordo com a escolha do vetor c . Uma condição para a existência da decomposição é que a matriz $(\beta' c_{\perp})$ tenha posto completo. Nem sempre isto está assegurado.

Gonzalo e Granger (1995) propuseram $c = \alpha_{\perp}$.¹² Esta representação sempre existe para o caso de um VECM de ordem 0. Johansen (1995) propõe $c = \alpha_{\perp} \Gamma$. Esta decomposição sempre existe desde que no sistema existam variáveis cuja ordem de integração é no máximo 1.¹³ Kaza propõe $c = \beta_{\perp}$. Outra possibilidade consiste em gerar previsões a partir do VECM estimado para cada um dos pontos. Os valores para os quais as séries convergirem são denominados de fundamentos.¹⁴ Neste trabalho utiliza-se a decomposição de Gonzalo e Granger (1995). Os autores demonstram que, em sua decomposição, os componentes transitórios não causam, no sentido de Granger¹⁵, a variação dos componentes permanentes no longo prazo, ou seja, o desalinhamento, definido como sendo o componente transitório da equação do câmbio real num sistema multivariado, não contém informação relevante para prever a variação dos componentes permanentes no longo prazo.¹⁶

Vale notar que a metodologia adotada, ao analisar país a país, não permite modelar a possível interdependência que eventualmente exista entre os países. A metodologia aqui utilizada depende da existência de uma amostra temporal grande e que o modelo estimado seja uma boa representação dos dados. Esta também não é uma metodologia de equilíbrio

¹² A decomposição de Gonzalo e Granger (1995) é implementada no *software* Matlab.

¹³ Note-se que em (13) a matriz $C = \beta_{\perp} (\alpha_{\perp} \Gamma \beta_{\perp})^{-1} \alpha'_{\perp}$ existe e para isto a matriz $\alpha_{\perp} \Gamma \beta_{\perp}$ deve possuir inversa. Isto é uma implicação direta do teorema de representação de Granger-Johansen (Johansen (1995)).

¹⁴ Neste caso, os componentes deterministas do modelo, como constante e tendência, devem estar restritos ao espaço de cointegração.

¹⁵ Para uma definição rigorosa de Causalidade de Granger, ver Hendry (1995).

¹⁶ Se o VECM adequado contiver apenas o mecanismo de erros e termos determinista, então a decomposição de Gonzalo e Granger (1995) satisfaz a condição para ser uma decomposição da classe proposta por Beveridge e Nelson (1981).

geral, em que todos os efeitos conjuntos dos desalinhamentos nas diversas variáveis das economias são analisados.

3. Base de Dados:

Os dados para realização deste trabalho foram coletados 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 foram coletados na base do Banco Mundial *World Development Indicators* disponível *online*.

O indicador de produtividade é calculado seguindo estritamente a metodologia proposta em Alberola, Cervero *et al.* (1999). Compara-se a evolução da razão entre os preços no atacado (ou ao produtor) – IPA – e ao consumidor – IPC – do país com a média da mesma razão para os seus parceiros comerciais, utilizando como ponderador o comércio total (w_i). Trata-se de um procedimento padrão nesta literatura. A descrição do indicador é dada por (14):

$$(14) \quad BS_t = \frac{IPA_t / IPC_t}{\sum_{i=1}^N w_i \left(\frac{IPA_{it}^*}{IPC_{it}^*} \right)}$$

As estimações foram feitas utilizando o software *Oxmetrics* e algumas rotinas foram programadas em *Matlab*. A frequência dos dados é anual. Em muitos dos casos, a série inicia-se em 1970. Em outros, em 1980. A série para todos os países termina em 2010. Os países analisados foram: Alemanha, Argentina, Austrália, África do Sul, Brasil, Canadá, Cingapura, Colômbia, República da Coreia, Espanha, Estados Unidos, França, Grécia, Holanda, Índia, Irlanda, Itália, Japão, México, Portugal, Reino Unido e Uruguai.

4. Resultados:

A descrição detalhada dos procedimentos realizados para cada país é feita no apêndice (página 23 em diante). Nesta seção apresentam-se e discutem-se os resultados globais das estimativas feitas bem como um balanço dos resultados obtidos.

Resumo dos Resultados dos Testes de Cointegração:

Um resumo dos resultados dos testes de cointegração é apresentado na Tabela 2. Os resultados sugerem que a hipótese de cointegração não pode ser formalmente rejeitada a partir dos procedimentos de Shin para todos os países na sua versão modificada (equação (12)). Já no teste na sua versão não modificada, equação (11), há rejeição para Finlândia, Irlanda, Suécia, Turquia. Já pelo teste de Engle e Granger é possível rejeitar a hipótese nula de não cointegração para Cingapura, Dinamarca, França, Grécia, Holanda e Itália.

Já o procedimento de Johansen para testar a presença de cointegração aponta para um vetor de cointegração como regra geral seja no teste do traço e/ou do máximo valor ao nível de 5%. Não há rejeição da nula de não cointegração para Áustria, Canadá, Dinamarca, França, Holanda, Itália, Reino Unido e Suécia ao nível de pelo menos 5% ,tanto pela estatística do traço quanto do máximo autovalor. Para alguns destes, há rejeição da nula ao nível de 10%.

Apenas para o caso da Turquia há evidência confirmatória de não existência de cointegração, ou seja, ausência de rejeição da nula de não cointegração pelos testes do Johansen e de Engle e Granger e rejeição da nula de cointegração pelos dois testes de Shin. A Grécia é o país para o qual a evidência confirmatória de cointegração é plena, ou seja, há evidência de cointegração pelos testes de Johansen, Engle e Granger e aceitação da nula de cointegração pelos procedimentos de Shin. O padrão dos testes para grande parte dos países se dá pela não rejeição de cointegração pelos procedimentos de Shin e pela evidência de cointegração seja pelos testes do Johansen e/ou pelo teste de Engle-Granger. (Tabela 2)

Resumo dos Coeficientes estimados:

Apresenta-se na Tabela 1 os coeficientes dos vetores de cointegração estimados para os diversos modelos. O coeficiente da variável taxa de câmbio real foi normalizado para 1, logo se apresenta apenas os valores para a variável posição internacional de investimento e efeito Balassa-Samuelson. Para grande parte dos países foi possível obter coeficientes com os sinais esperados pela teoria. Apenas para África do Sul, Canadá, República da Coreia e Cingapura não foi possível obter pelo menos uma estimativa do mecanismo de correção de erros com os sinais esperados. No caso do efeito Balassa Samuelson, espera-se um coeficiente próximo a -1 (Ver Alberola, Cervero *et al.* (1999)). Em geral os coeficientes estimados estão próximos a este valor. No caso do procedimento de Johansen é possível testar se este coeficiente é estatisticamente igual a -1. Para os casos em que tal restrição não foi rejeitada, utilizou o vetor restrito como mecanismo de correção de erros. Os resultados são apresentados na Tabela 1.

Estimou-se um VECM (Vetor Autorregressivo com Mecanismo de Correção de Erros) para os países cujos coeficientes dos vetores estão dentro dos valores teóricos esperados. A partir deste modelo, realizou-se a decomposição de Gonzalo e Granger para estimar o desalinhamento cambial. O desalinhamento foi estimado usando os três mecanismos de correção de erros disponíveis a partir do modelo de Johansen, Shin e Engle e Granger. O desalinhamento só foi calculado para os vetores que satisfizeram as restrições teóricas. Por isto, não necessariamente há estimativas disponíveis pelas 3 metodologias para todos os países. Para os países em que mais de uma estimativa atendeu aos critérios de sinal esperados, foi calculado o número correspondente de estimativas de desalinhamentos cambiais. Por exemplo, o caso da Alemanha, em que todas as estimativas satisfizeram as restrições teóricas, há três medidas alternativas de desalinhamento cambial.

Os valores estimados para o efeito Balassa-Samuelson, em geral, tiveram o sinal esperado pela teoria e uma magnitude muito próxima também ao sugerido pela teoria. Em muitos não foi possível rejeitar a hipótese nula de que o coeficiente do vetor de cointegração de longo prazo associado a esta variável é igual ao valor sugerido pela teoria (-1).

Resumo dos Níveis de Desalinhamento Estimados:

A análise detalhada de cada país está disponível no Apêndice. Os valores estimados de desalinhamento cambial são apresentados individualmente, bem como os resultados dos testes de cointegração e o gráfico das séries utilizadas.

O Brasil surge como o país que apresentava, em 2010, o maior nível de desalinhamento cambial estimado na lista de países listados. Não é objetivo deste trabalho discutir causas, consequências e as implicações de política econômica relacionados à existência de altos graus de desalinhamento. No caso brasileiro, também há momentos em que a taxa de câmbio real esteve excessivamente depreciada (Figura A. 7). Nos anos 1980 e no início dos anos 2000, houve períodos de depreciação intensa por conta da instabilidade macroeconômica. Além disto, é preciso que se discuta em que medida existe alta precisão da estimativa de desalinhamento cambial ao final da amostra, pois nem toda a informação disponível para o cálculo da trajetória futura dos fundamentos é conhecida. No caso brasileiro, o modelo é instável ao final da amostra, com a necessidade de inclusão de variáveis *dummies* pontuais para controlar a não normalidade - o que talvez indique a possibilidade de uma mudança estrutural. Se isto for correto, talvez a medida de desalinhamento possa estar super ou subestimada.

No caso dos países da Europa, alguns pontos chamam a atenção. Grécia, Espanha, Itália apresentam um desalinhamento positivo e Alemanha e França apresentam desalinhamento negativo. Os preços relativos do primeiro grupo de países necessitam de um ajuste na direção inversa ao necessário para os países do segundo grupo. Entretanto, todos

eles estão atrelados ao Euro; tal desalinhamento é fonte de desequilíbrio que não pode ser corrigido por taxa de câmbio. A Índia apresenta longos ciclos de apreciação e de depreciação de sua moeda (Figura A. 29). As estimativas de desalinhamento desta são grandes em termos absolutos, assim como os valores dos efeitos das variáveis utilizadas nos fundamentos de longo prazo da taxa de câmbio. Este ponto é ressaltado também pelo FMI num exercício muito similar ao deste trabalho.¹⁷

Entre os países da América Latina analisados, os dados da Argentina não permitiram a estimação de um modelo adequado do ponto de vista econométrico, o que torna a estimativa de desalinhamento, que seria calculada, não adequada. No caso do Uruguai, a moeda deste país parece estar bem apreciada nos últimos anos, segundo a estimativa aqui construída. Já no México, a moeda esteve ligeiramente depreciada em 2010. A moeda colombiana também esteve depreciada além dos fundamentos ao final de 2010, entretanto as estimativas sugerem que o grau de desalinhamento é maior na Colômbia que no México.

¹⁷ IMF (2006); "India: Selected Issues"; February 2006 IMF Country Report No. 06/56 (<http://www.imf.org/external/pubs/ft/scr/2006/cr0656.pdf>)

País	Shin - FM		Engle e Granger		Johansen		Número de estimativas com o sinal esperado
	PII	BS	PII	BS	PII	BS	
África do Sul	-0,29	-2,09	-0,53	-1,93	-1,20	-2,77	0
Alemanha	0,28	-0,76	0,01	-0,59	0,0	-1,0	3
Argentina	0,15	n.c.	-0,20	n.c.	-1,15	n.c.	1
Austrália	-0,06	-0,54	0,23	-0,26	5,46	4,33	1
Brasil	1,54	-0,09	1,37	-0,10	1,73	0,00	3
Canadá	-0,32	-0,21	-0,23	-0,23	-2,31	-1,85	0
China	n.c.	n.c.	n.c.	n.c.	n.c.	n.c.	n.c.
Cingapura	-0,05	0,00	-0,05	-0,04	-0,01	0,20	0
Colômbia	1,42	-1,81	0,76	-1,86	2,30	-1,66	3
Coréia do Sul	-0,65	-0,08	-0,73	-0,26	-0,40	1,15	0
Dinamarquia	0,16	-1,33	0,13	-1,54	-0,33	23,29	2
Espanha	0,02	-0,98	0,03	-1,10	0,11	-1,00	3
Estados Unidos	0,59	-0,47	0,59	-0,49	0,52	0,00	3
Finlândia	0,22	-0,72	0,10	-0,43	-1,28	1,49	2
França	-0,47	-0,02	-0,21	0,50	0,00	-1,00	1
Grécia	-0,13	-0,40	-0,12	-0,54	0,98	-1,00	1
Holanda	0,05	-0,03	-0,02	-0,08	0,00	-0,12	1
Índia	1,66	-3,71	1,43	-3,88	3,00	-1,00	3
Irlanda	-0,03	-0,70	-0,08	-0,82	0,00	-1,00	1
Itália	-0,18	-2,29	-0,36	-2,18	0,31	-1,00	1
Japão	-0,83	-1,12	-0,71	-1,01	0,57	-1,80	1
México	1,31	-0,40	1,36	-0,52	1,06	-1,28	2
Portugal	0,14	-0,63	0,10	-0,57	0,22	-0,87	2
Reino Unido	-0,11	0,77	-0,09	0,77	0,28	0,00	1
Suécia	-0,30	-1,02	-0,21	-0,83	0,00	-3,65	1
Turquia	0,02	-1,85	0,45	-1,96	-12,67	5,89	2
Uruguai	0,54	0,32	0,55	0,28	2,25	-1,00	1

Valores em negrito indicam que o coeficiente estimado tem o sinal esperado, em itálico, implica que não tem.

Tabela 1: Resumo dos valores dos coeficientes de cointegração estimados a partir de diversas metodologias.

Teste	Johansen		Shin		Shin Modificado		Engle
	Pais	Número de relações de cointegração a 5% - Traço	Número de relações de cointegração a 5% - Máximo autovalor	Rejeita a nula de cointegração a 5% ?	Rejeita a nula de cointegração a 1%	Rejeita a nula de cointegração a 5%	Rejeita a nula de não cointegração a 5%
África do Sul	1	1	Aceita a Nula de cointegração	Aceita a Nula de cointegração	Aceita a Nula de cointegração	Aceita a Nula de cointegração	Aceita a Nula de não cointegração
Alemanha	1	0	Aceita a Nula de cointegração	Aceita a Nula de cointegração	Aceita a Nula de cointegração	Aceita a Nula de cointegração	Aceita a Nula de não cointegração
Austrália	1	1	Aceita a Nula de cointegração	Aceita a Nula de cointegração	Aceita a Nula de cointegração	Aceita a Nula de cointegração	Aceita a Nula de não cointegração
Austria	0	0	Aceita a Nula de cointegração	Aceita a Nula de cointegração	Aceita a Nula de cointegração	Aceita a Nula de cointegração	Aceita a Nula de não cointegração
Canada	0	0	Aceita a Nula de cointegração	Aceita a Nula de cointegração	Aceita a Nula de cointegração	Aceita a Nula de cointegração	Aceita a Nula de não cointegração
Coréia	1	1	Aceita a Nula de cointegração	Aceita a Nula de cointegração	Aceita a Nula de cointegração	Aceita a Nula de cointegração	Aceita a Nula de não cointegração
Cingapura	0	1	Aceita a Nula de cointegração	Aceita a Nula de cointegração	Aceita a Nula de cointegração	Aceita a Nula de cointegração	Rejeita a Nula
Colômbia	1	1	Aceita a Nula de cointegração	Aceita a Nula de cointegração	Aceita a Nula de cointegração	Aceita a Nula de cointegração	Aceita a Nula de não cointegração
Dinamarca	0	0	Aceita a Nula de cointegração	Aceita a Nula de cointegração	Aceita a Nula de cointegração	Aceita a Nula de cointegração	Rejeita a Nula
Espanha	1	1	Aceita a Nula de cointegração	Aceita a Nula de cointegração	Aceita a Nula de cointegração	Aceita a Nula de cointegração	Aceita a Nula de não cointegração
Estados Unidos	0	0	Aceita a Nula de cointegração	Aceita a Nula de cointegração	Aceita a Nula de cointegração	Aceita a Nula de cointegração	Aceita a Nula de não cointegração
Finlândia	1	1	Rejeita a Nula	Rejeita a Nula	Aceita a Nula de cointegração	Aceita a Nula de cointegração	Aceita a Nula de não cointegração
França	0	0	Aceita a Nula de cointegração	Aceita a Nula de cointegração	Aceita a Nula de cointegração	Aceita a Nula de cointegração	Rejeita a Nula
Grécia	1	1	Aceita a Nula de cointegração	Aceita a Nula de cointegração	Aceita a Nula de cointegração	Aceita a Nula de cointegração	Rejeita a Nula
Holanda	0	0	Aceita a Nula de cointegração	Aceita a Nula de cointegração	Aceita a Nula de cointegração	Aceita a Nula de cointegração	Rejeita a Nula
Índia	1	0	Aceita a Nula de cointegração	Aceita a Nula de cointegração	Aceita a Nula de cointegração	Aceita a Nula de cointegração	Aceita a Nula de cointegração
Irlanda	0	1	Rejeita a Nula	Rejeita a Nula	Aceita a Nula de cointegração	Aceita a Nula de cointegração	Aceita a Nula de cointegração
Itália	0	0	Aceita a Nula de cointegração	Aceita a Nula de cointegração	Aceita a Nula de cointegração	Aceita a Nula de cointegração	Rejeita a Nula
Japão	1	1	Aceita a Nula de cointegração	Aceita a Nula de cointegração	Aceita a Nula de cointegração	Aceita a Nula de cointegração	Aceita a Nula de não cointegração
México	1	1	Aceita a Nula de cointegração	Aceita a Nula de cointegração	Aceita a Nula de cointegração	Aceita a Nula de cointegração	Aceita a Nula de não cointegração
Portugal	1	1	Aceita a Nula de cointegração	Aceita a Nula de cointegração	Aceita a Nula de cointegração	Aceita a Nula de cointegração	Aceita a Nula de não cointegração
Reino Unido	0	0	Aceita a Nula de cointegração	Aceita a Nula de cointegração	Aceita a Nula de cointegração	Aceita a Nula de cointegração	Aceita a Nula de não cointegração
Suécia	0	0	Rejeita a nula	Rejeita a Nula	Aceita a Nula de cointegração	Aceita a Nula de cointegração	Aceita a Nula de não cointegração
Uruguai	1	1	Aceita a Nula de cointegração	Aceita a Nula de cointegração	Aceita a Nula de cointegração	Aceita a Nula de cointegração	Aceita a Nula de não cointegração
Turquia	0	0	Rejeita a nula	Rejeita a Nula	Aceita a Nula de cointegração	Aceita a Nula de cointegração	Aceita a Nula de não cointegração

Valores em negrito sugerem evidência favorável a hipótese de cointegração entre as variáveis câmbio real, posição internacional de investimentos e efeito Balassa-Samuelson

Tabela 2: Resumo dos resultados dos testes de cointegração estimados a partir de diversas metodologias.

5. Limitações e possíveis extensões:

O trabalho aqui realizado possui limitações. Os modelos adotados são essencialmente lineares, o que pode ocasionar algum tipo de imprecisão na estimação dos desalinhamentos, em alguns momentos, na presença de processos não lineares. Uma possível extensão da pesquisa consistiria em verificar até que ponto estruturas mais complexas permitem ganhos na estimação dos desalinhamentos. Outro ponto importante diz respeito ao cálculo de bandas para as estimativas de desalinhamento cambial nos moldes feitos por Alberola, Cervero *et al.* (1999). Este será um ponto de pesquisa futuro.

A ampliação do conjunto de informação aqui utilizado – na direção de incorporar indicadores de política fiscal, grau de abertura comercial e financeira, diferenciais de juros, entre outros – seria interessante para avaliar em que medida as estimativas de desalinhamento cambial sofreriam alterações. Por fim, a modelagem da interdependência entre os desalinhamentos dos países poderia ser investigada, seja nos moldes propostos por Pesaran, Schuermann *et al.* (2002), seja nos propostos por Groen e Kleibergen (2003).

O cálculo do desalinhamento do Euro frente aos seus parceiros exige algum tipo de agregação dos dados dos países membros, além de ser necessário avaliar como a introdução da moeda única alterou a dinâmica das variáveis analisadas como fundamentos tradicionais.

6. Conclusões:

O trabalho teve o objetivo de estimar o desalinhamento cambial para um conjunto amplo de países utilizando uma análise baseada em fundamentos. Como resultado principal, o trabalho documentou a importância do efeito Balassa-Samuelson no longo prazo como determinante das taxas de câmbio real, assim como a posição internacional de investimentos.

No que tange ao período recente, alguns resultados chamam a atenção. A moeda brasileira parece ser uma das que possuía o maior nível de desalinhamento cambial em 2010, dentro do grupo de países analisados. A moeda da Índia está entre as mais depreciadas, frente aos valores dos fundamentos. A moeda americana parece estar ligeiramente depreciada. Nos países da zona do Euro, a situação é heterogênea. Enquanto a Alemanha possui um desalinhamento negativo de seus preços relativos, países como Espanha, Grécia, Itália possuem um desalinhamento positivo. Como partilham da moeda comum, o ajustamento deverá ser feito necessariamente por algum movimento de preços relativos. Na presença de rigidez de preços importantes, isto poderá causar custos acentuados de ajustamento.

7. Referências:

Alberola, E., S. Cervero, *et al.* Global Equilibrium exchange rate: Euro, Dolar, 'Ins', 'Outs' and other major currencies in a Panel Cointegration Framework. IMF Working Paper. Washington: IMF. 99-175 1999.

Balassa, B. The Purchasing Power Doctrine: A Reappraisal. Journal of Political Economy, v.72, p.584-596. 1964.

Beveridge, S. e D. B. Nelson. 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. e W. A. Fuller. 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. e G. S. Watson. 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.

Engle, R. F. e C. W. J. Granger. Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. Econometrica, v.55, p.251-276. 1987.

Gonzalo, J. e C. W. J. Granger. Estimation of Common Long-Memory Components in Cointegrated Systems. Journal of business and Economics Statistics, v.13, n.1. 1995.

Groen, J. J. J. e F. Kleibergen. Likelihood-Based Cointegration Analysis in Panels of Vector Error-Correction Models. 21: 295-318 p. 2003.

Hendry, D., S. Johansen, *et al.* Automatic selection of indicators in a fully saturated regression. Computational Statistics, v.23, n.2, p.337-339. 2008.

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. x, 267 p. (Advanced texts in econometrics)

Kwiatkowski, D., P. C. B. Phillips, *et al.* 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.

Lane, P. R. e G. M. Milesi-Ferretti. 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.

Maddala, G. S. e I.-M. Kim. Unit roots, cointegration and structural change. Cambridge: Cambridge University Press. 1998. xviii, 505 p. (Themes in modern econometrics)

Pesaran, M. H., T. Schuermann, *et al.* 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.

Shin, Y. A residual-based test of the null of cointegration against the alternative of no cointegration. Econometric Theory, v.10, n.01, p.91-115. 1994.

8. Apêndice:

África do Sul

Os dados coletados para a África do Sul são apresentados na Figura A. 1. A taxa de câmbio vem apresentando uma progressiva depreciação, enquanto a posição internacional de investimentos, uma progressiva melhoria.

Os testes de cointegração apresentados na Tabela A. 1 sugerem a existência de cointegração a partir da estatística do traço e do máximo autovalor e pelo teste do Shin. Já pelo teste de Engle e Granger não há evidência de cointegração. Os testes para a seleção do VAR utilizada na análise de cointegração de Johansen é reportado na Tabela A. 2

Os coeficientes dos vetores de cointegração estimados são reportados na Tabela 1 e os valores associados aos coeficientes da posição internacional de investimentos não estão de acordo com a teoria por nenhuma das estimativas. Desta forma, optou-se por não reportar as estimativas de desalinhamento cambial para este país.

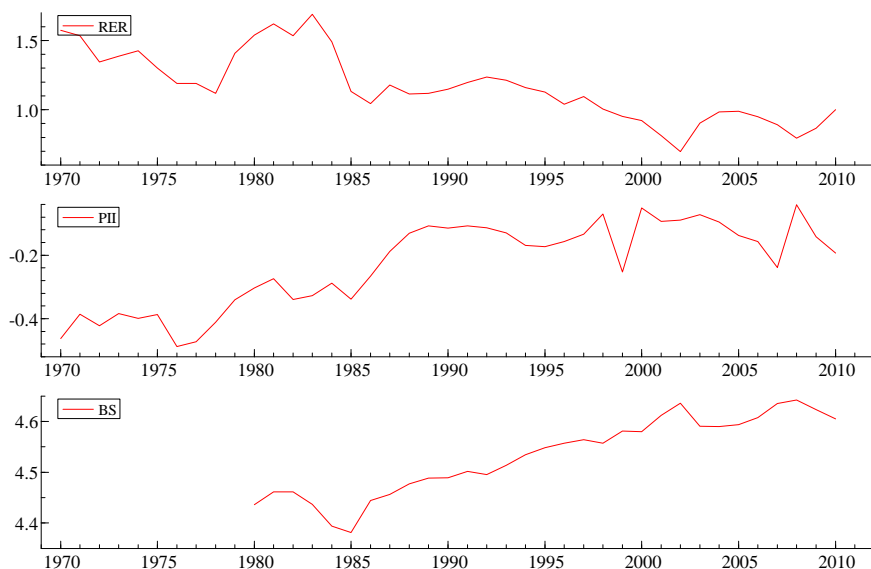


Figura A. 1: África do Sul: Taxa de câmbio real, Posição Internacional de investimento e Balassa-Samuelson

África do Sul	Estatística de teste	Valor Crítico - 5% *	Distribuição	Graus de Liberdade	P-valor	Tamanho da amostra	Hipótese Nula	Hipótese Alternativa	Conclusão
Engle e Granger	-2,852	-3,55	Não Padrão	n.a.		29	Ausência de cointegração	Presença de cointegração	Aceita a Nula
Shin	0,061	0,221	Não Padrão	n.a.			Presença de cointegração	Ausência de cointegração	Aceita a Nula
Shin-FM	0,086	0,221	Não Padrão	n.a.			Presença de cointegração	Ausência de cointegração	Aceita a Nula
Traço	49,59		Não Padrão	n.a.	0,000		r=0	r=3	Rejeita a Nula
Máximo auto-valor	37,03		Não Padrão	n.a.	0,000		r=0	r=1	Rejeita a Nula
Exogeneidade fraca	12,38		Qui-quadrada	2	0,2055%		Presença de exogeneidade fraca	Ausência de exogeneidade fraca	Rejeita a Nula

* Valor crítico obtido a partir de Madala & Kim (1998).

Tabela A. 1: Resultados dos testes de cointegração – África do Sul.

País: África do Sul									
Modelo	T	p	Método	log-verossimilhança	SC	HQ	AIC		
1	29	27	OLS	179,89	-9,27	-10,15	-10,54		
2	29	18	OLS	171,88	-9,76	> -10,35	> -10,61	>	
Teste de Redução de Modelos									
1	-->	2	Qui-Quadrado (9)	12,963	[0.1643]				

Variável exógena: Dummy .

Tabela A. 2: Resultados dos testes de seleção da ordem do VAR – África do Sul.

Alemanha

Os dados utilizados para a estimação do desalinhamento cambial alemão são dados na Figura A. 2. A taxa de câmbio real apresenta dois picos de força, frente a uma cesta de moedas, dado pelo final dos anos setenta e meados dos anos noventa e se aproxima de um pico histórico desde o início dos anos setenta. Os dados compreendem o período de 1970-2010 cobrindo o período de quatro décadas, mas não estão disponíveis para as três variáveis (posição internacional de investimento, câmbio real e efeito Balassa-Samuelson). A posição internacional de investimento vem melhorando substancialmente desde 2000, data esta muito próxima da adoção da moeda única na Europa.

O primeiro passo na modelagem dos dados alemães deu-se pela estimação de um Vetor autorregressivo de segunda ordem (VAR(2)) e mais duas *dummies* de intervenção em 1979 e 2009 para induzir normalidade nos erros do modelo estimado.¹⁸ O modelo final possui duas defasagens e as *dummies* pontuais citadas. (Tabela A. 3)

Os testes de cointegração de Johansen, dados pela estatística do traço e do máximo autovalor, foram realizados. A primeira estatística indica a existência de um vetor de cointegração ao nível de 5% e a estatística do máximo autovalor indica a não existência de cointegração a 5%. Os sinais estimados para o vetor estão dentro do esperado para o efeito Balassa-Samuelson e a posição internacional de investimento tem o sinal contrário do esperado e é estatisticamente igual a zero. Testou-se a exclusão da variável posição internacional de investimento do vetor de cointegração e o coeficiente da variável, que mede o efeito Balassa-Samuelson, é igual a -1. Tal hipótese é aceita com folga a partir de um teste de razão de verossimilhança com distribuição qui-quadrado com dois graus de liberdade (Tabela 1). A partir

¹⁸ A seleção das *dummies* pontuais seguiu o procedimento implementado no software Oxmetrics.

dos procedimentos de Shin não é possível rejeitar a hipótese nula de cointegração ao nível de 5%. (Tabela A. 4)

A Figura A. 3 contém as estimativas do desalinhamento cambial alemão obtido a partir dos diversos modelos. A estimativa obtida a partir do modelo que utiliza os coeficientes do modelo de Shin difere das demais no que tange ao efeito da posição internacional de investimentos no câmbio de equilíbrio de longo prazo. Como este coeficiente é maior pelo estimador de Shin, e a posição internacional de investimento se alterou fortemente nos últimos anos, a estimativa de desalinhamento cambial difere de maneira mais acentuada no final da amostra a partir dos anos 2000.

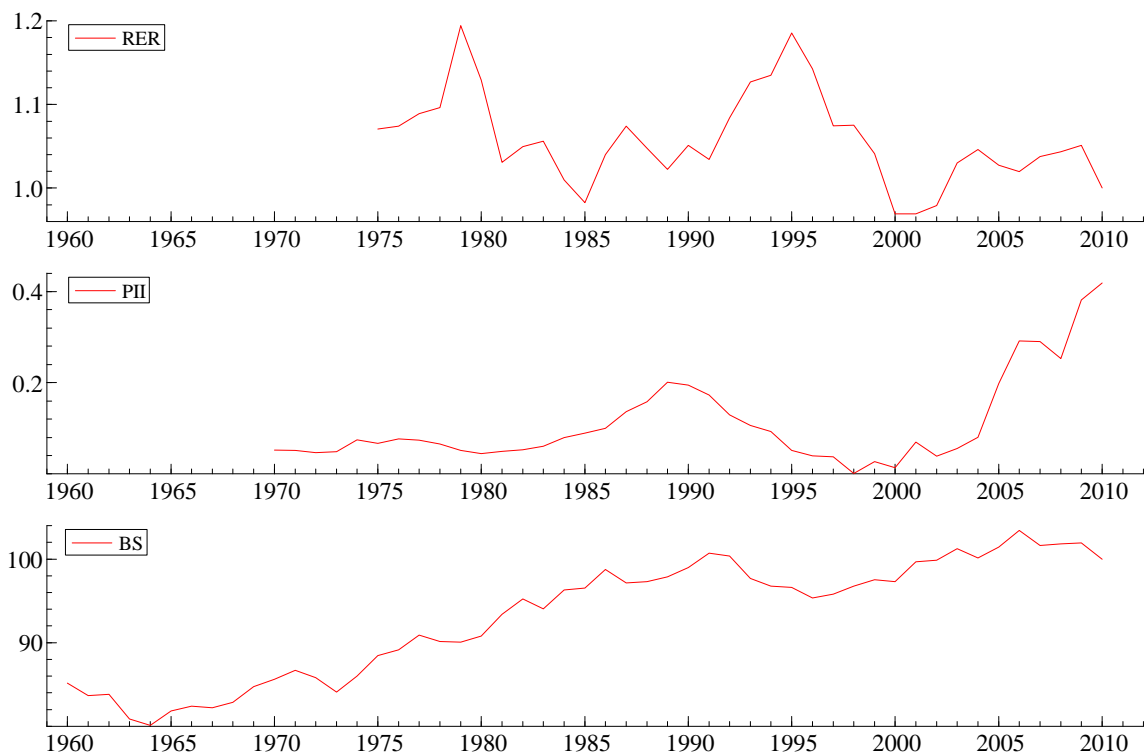


Figura A. 2: Alemanha: Taxa de câmbio real, Posição Internacional de investimento e Balassa-Samuelson

Seleção de Modelos										
País: Alemanha										
Modelo	T	p	Método	log-verossimilhança	SC	HQ	AIC			
1	34	27	OLS	262,41	-12,64	>	-13,43	>	-13,85	>
2	34	18	OLS	246,11	-12,61		-13,14		-13,42	

Teste de Redução de Modelos					
1	-->	2	Qui-Quadrado (9)	30,03	[0.0004]**

Variável exógena: Dummy 1979 e 2009

Tabela A. 3: Resultados dos testes de seleção da ordem do VAR – Alemanha.

Alemanha	Estatística de teste	Valor Crítico 5% *	Distribuição	Graus de Liberdade	P-valor	Tamanho da amostra	Hipótese Nula	Hipótese Alternativa	Conclusão
Engle e Granger	-3,04	-3,52	Não Padrão	n.a.		34	Ausência de cointegração	Presença de cointegração	Aceita a Nula
Shin	0,09	0,221	Não Padrão	n.a.			Presença de cointegração	Ausência de cointegração	Aceita a Nula
Shin-FM	0,20	0,221	Não Padrão	n.a.			Presença de cointegração	Ausência de cointegração	Aceita a Nula
Traço	30,12		Não Padrão	n.a.	0,046		r=0	r=3	Rejeita a Nula
Máximo auto-valor	18,44		Não Padrão	n.a.	0,117		r=0	r=1	Aceita a Nula
Exogeneidade fraca	5,61		Qui-quadrada	2	6,0616%		Presença de exogeneidade fraca	Ausência de exogeneidade fraca	Aceita a Nula

* Valor crítico obtido a partir de Madala & Kim (1998).

Tabela A. 4: Resultados dos testes de cointegração – Alemanha.



Valores positivos indicam que a taxa de câmbio deve subir (se apreciar) para atingir o equilíbrio. Valores negativos indicam que a taxa de câmbio deve cair (depreciar) para atingir o equilíbrio.

Figura A. 3: Gráfico do desalinhamento cambial estimado - Alemanha.

Austrália:

A Figura A. 4 mostra a evolução das variáveis utilizadas para calcular o câmbio real de equilíbrio australiano. A Tabela A. 5 mostra os resultados dos testes de seleção para a ordem do VAR utilizado no teste de cointegração de Johansen. Os resultados dos testes de cointegração realizados apontam para a existência de cointegração, à exceção do procedimento de Engle-Granger (Tabela A. 6). Os coeficientes dos vetores de cointegração estimados são apresentados na Tabela 1. Os melhores resultados são obtidos a partir da estimação proposta por Shin. Os coeficientes dos vetores, neste caso, apresentam o sinal teórico esperado.

Na Figura A. 5, apresenta-se o desalinhamento cambial estimado para a Austrália. A moeda australiana vem apresentando uma progressiva apreciação no período recente e, pela estimativa aqui realizada, tal apreciação não teria base nos fundamentos. A moeda australiana estaria cerca de 20% sobreapreciada em 2010.

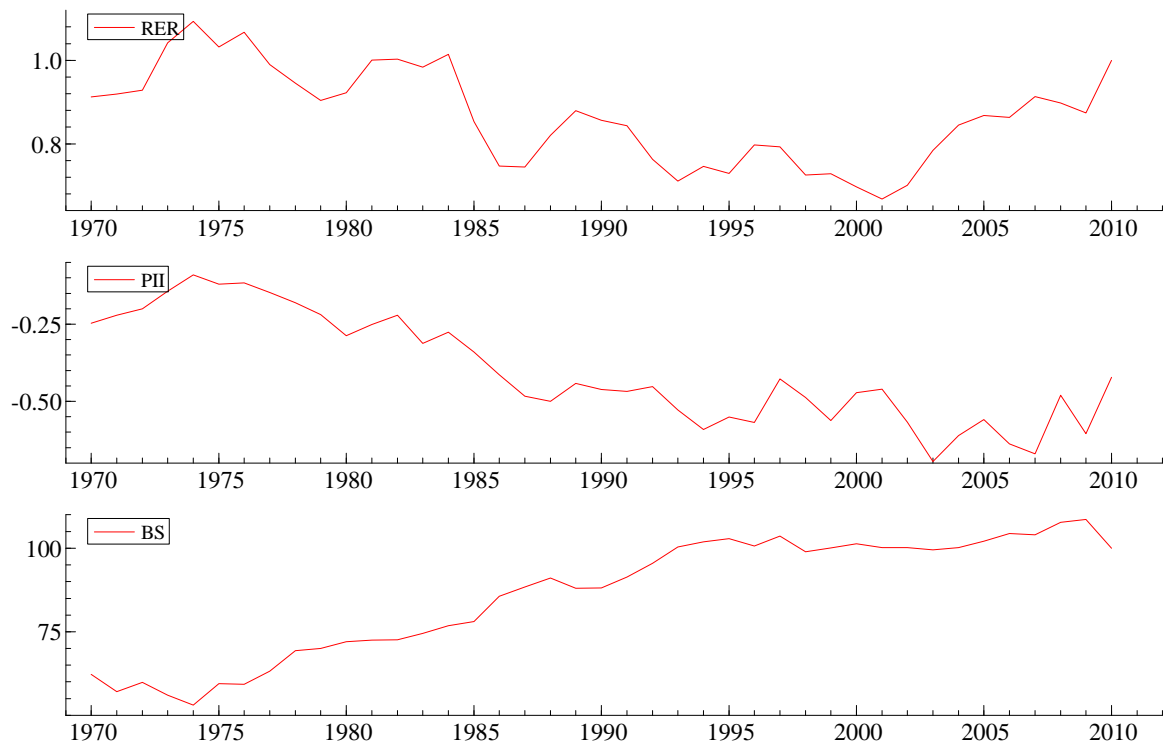


Figura A. 4: Austrália - Taxa de câmbio real, Posição Internacional de investimento e Balassa-Samuelson

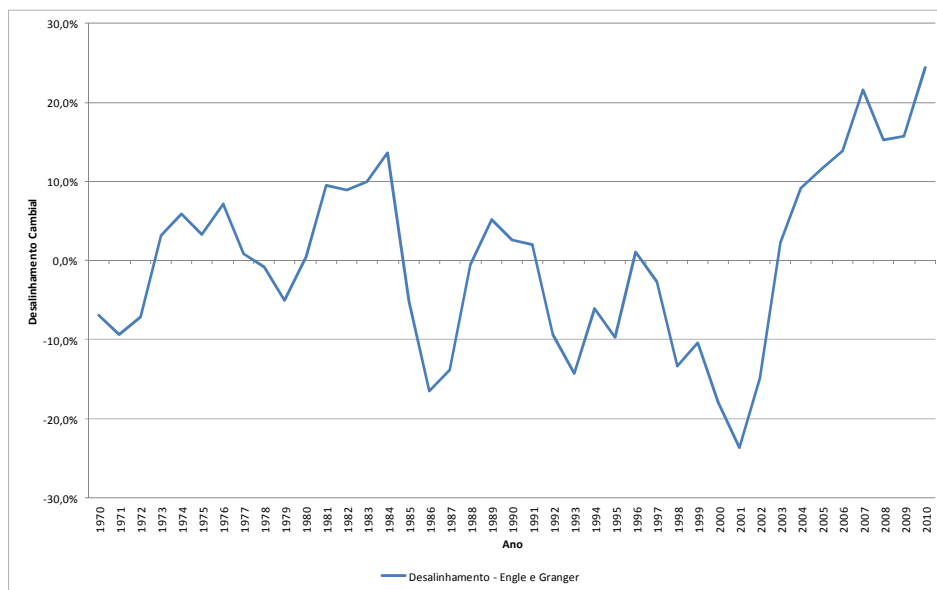
País: Austrália									
Modelo	T	p	Método	log-verossimilhança	SC	HQ	AIC		
1	39	27	OLS	215,46	-8,51	-9,25	-9,66	>	
2	39	27	OLS	206,07	-8,88	>	-9,37	>	-9,64
Teste de Redução de Modelos									
1	-->	2	Qui-Quadrado (9)	16,614	[0.0551]				
Variável exógena: Dummy .									

Tabela A. 5: Resultados dos testes de seleção da ordem do VAR – Austrália.

Austrália	Estatística de teste	Valor Crítico - 5% *	Distribuição	Graus de Liberdade	P-valor	Tamanho da amostra	Hipótese Nula	Hipótese Alternativa	Conclusão
Engle e Granger	-1,885	-3,50	Não Padrão	n.a.		39	Ausência de cointegração	Presença de cointegração	Aceita a Nula
Shin	0,164	0,221	Não Padrão	n.a.			Presença de cointegração	Ausência de cointegração	Aceita a Nula
Shin-FM	0,142	0,221	Não Padrão	n.a.			Presença de cointegração	Ausência de cointegração	Aceita a Nula
Traço	47,11		Não Padrão	n.a.	0,000		r=0	r=3	Rejeita a Nula
Máximo auto-valor	35,16		Não Padrão	n.a.	0,000		r=0	r=1	Rejeita a Nula
Exogeneidade fraca	17,227		Qui-quadrada	2	0,0182%		Presença de exogeneidade fraca	Ausência de exogeneidade fraca	Rejeita a Nula

* Valor crítico obtido a partir de Madala & Kim (1998).

Tabela A. 6: Resultados dos testes de cointegração – Austrália.



Valores positivos indicam que a taxa de câmbio deve subir (se apreciar) para atingir o equilíbrio. Valores negativos indicam que a taxa de câmbio deve cair (depreciar) para atingir o equilíbrio.

Figura A. 5: Gráfico do desalinhamento cambial estimado - Austrália.

Argentina

Os dados argentinos são apresentados na Figura A. 6. O indicador para o efeito Balassa-Samuelson está disponível apenas para o período recente. Realizaram-se estimativas de desalinhamento utilizando apenas as variáveis câmbio real e posição internacional de investimentos. Estes modelos não apresentaram resultados satisfatórios, então se optou por não calcular o desalinhamento utilizando esta metodologia.

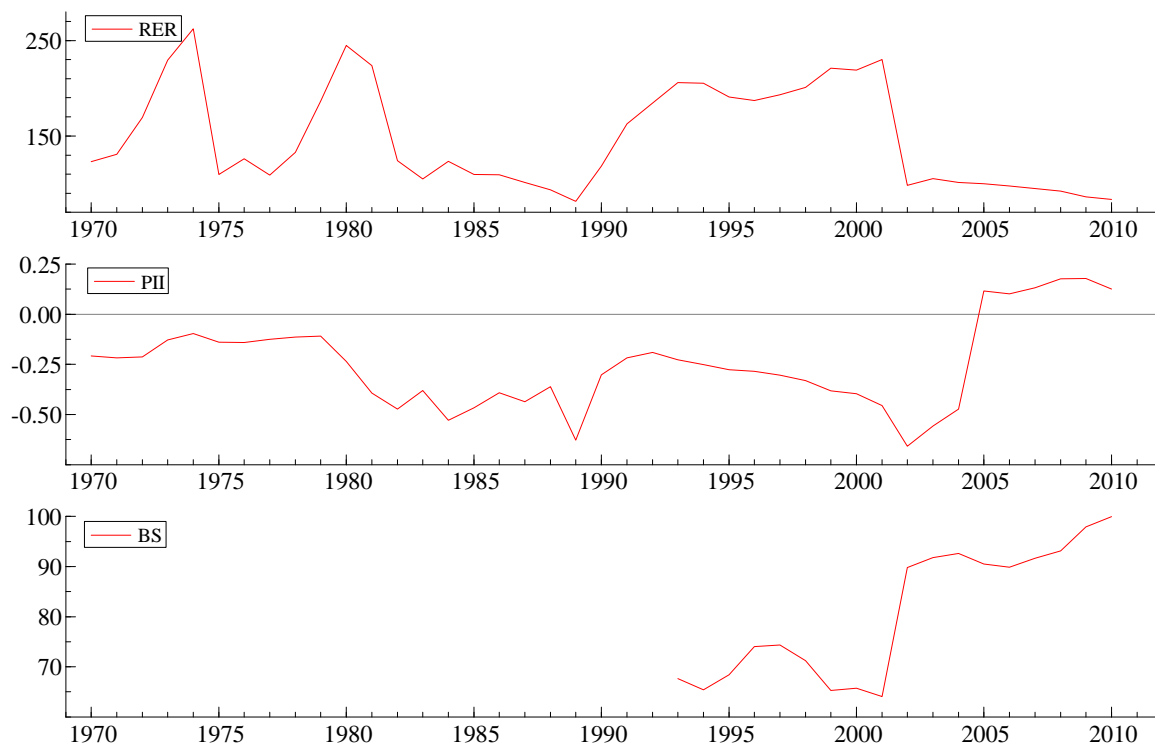


Figura A. 6: Argentina: Taxa de câmbio real, Posição Internacional de investimento e Balassa-Samuelson

Brasil

A Figura A. 7 mostra a evolução das variáveis utilizadas na estimação da taxa de câmbio real de equilíbrio. 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. Não está claro se este indicador vai continuar melhorando nos próximos anos ou não.

Estimou-se um VAR com duas defasagens como ponto de partida para a realização do procedimento do Johansen. A especificação com uma defasagem parece ser a melhor

especificação (Tabela A. 7). Adicionaram-se duas *dummies* pontuais para os anos de 1999, 2008 e 2009 para controlar não normalidade nos resíduos.¹⁹

A Tabela A. 8 apresenta os resultados do teste de cointegração de Johansen. Pela estatística do traço a hipótese nula de cointegração pode ser rejeita a pelo menos 1%. Pela estatística do máximo autovalor, esta não é significativa a 5%. Pelo procedimento de Engle-Granger não há cointegração, todavia pelos procedimentos de Shin não é possível rejeitar a hipótese nula de cointegração, o que torna os resultados inconclusivos.

O desalinhamento cambial brasileiro é estimado de várias formas. Os resultados são similares no que tange a direção do desalinhamento nos diversos períodos, contudo em alguns momentos há diferenças importantes com relação à magnitude. No final da amostra, no ano de 2010, o câmbio deve estar valorizado algo entre 30% e 50% pelos diversos critérios.

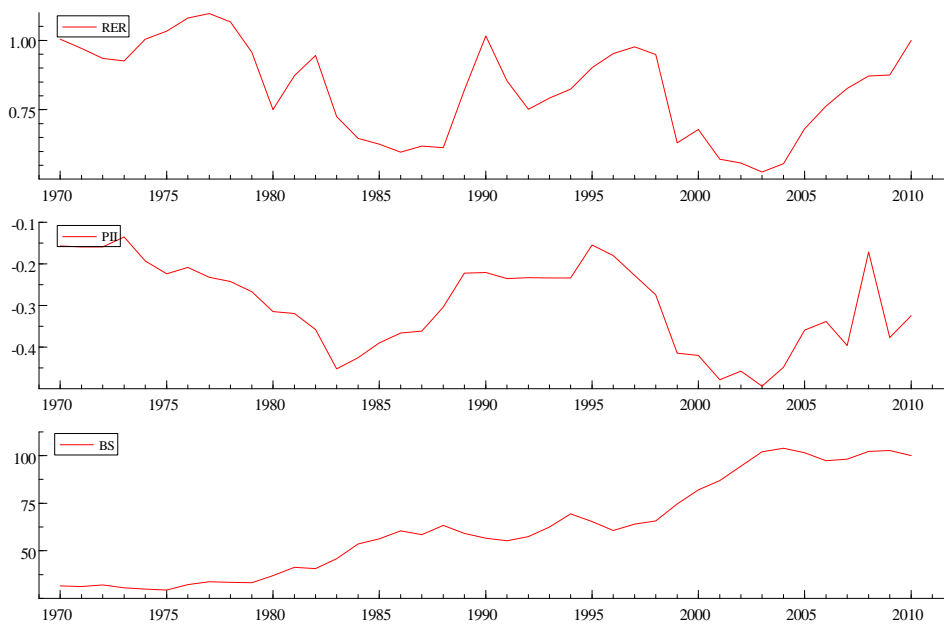


Figura A. 7: Brasil - Taxa de câmbio real, Posição Internacional de investimento e Balassa-Samuelson

¹⁹ A seleção das *dummies* pontuais seguiu o procedimento implementado no software Oxmetrics.

Seleção de Modelos										
País: Brasil										
Modelo	T	p	Método	log-verossimilhança	SC		HQ		AIC	
1	39	30	OLS	190,82	-6,97		-7,79		-8,25	
2	39	21	OLS	182,44	-7,38	<	-7,96	<	-8,28	<

Teste de Redução de Modelos					
1	-->	2	F(9,65)	1,4132	[0,2010]
Variável exógena: Dummy: 1999, 2008, 2009					

Tabela A. 7: Testes de Seleção da ordem do VAR - Brasil.

Brasil	Estatística de teste	Valor Crítico 5% *	Distribuição	Graus de Liberdade	P-valor	Tamanho da amostra	Hipótese Nula	Hipótese Alternativa	Conclusão
Engle e Granger	-2,272	-3,56	Não Padrão	n.a.		28	Ausência de cointegração	Presença de cointegração	Aceita a Nula
Shin	0,127	0,221	Não Padrão	n.a.			Presença de cointegração	Ausência de cointegração	Aceita a Nula
Shin-FM	0,125	0,221	Não Padrão	n.a.			Presença de cointegração	Ausência de cointegração	Aceita a Nula
Traço	34,48		Não Padrão	n.a.	1,3%		r=0	r=3	Rejeita a Nula
Máximo auto-valor	18,73		Não Padrão	n.a.	10,7%		r=0	r=1	Aceita a Nula
Exogeneidade fraca	9,82		Qui-quadrada	2	0,74%		Presença de exogeneidade fraca	Ausência de exogeneidade fraca	Rejeita a Nula

* Valor crítico obtido a partir de Madala & Kim (1998).

Tabela A. 8: Resultados dos testes de cointegração e de exogeneidade fraca - Brasil



Valores positivos indicam que a taxa de câmbio deve subir (se apreciar) para atingir o equilíbrio. Valores negativos indicam que a taxa de câmbio deve cair (depreciar) para atingir o equilíbrio.

Figura A. 8: Gráfico de Desalinhamento cambial - Brasil.

Canadá

A Figura A. 9: mostra a evolução das variáveis utilizadas na estimação da taxa de câmbio real de equilíbrio. 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 noventa e se estabilizou nos anos 2000.

Estimou-se um VAR com duas defasagens como ponto de partida para a realização do procedimento do Johansen. Não está clara qual especificação é melhor (Tabela A. 9). Opta-se por duas defasagens para evitar a omissão de variável relevante, o que causaria viés nas estimativas. Adicionaram-se duas *dummies* pontuais para os anos de 1979 e de 2008 para controlar não normalidade nos resíduos.²⁰

A Tabela 1 apresenta os resultados do teste de cointegração de Johansen. Pela estatística do traço e do máximo autovalor a hipótese nula de cointegração não pode ser rejeitada pelo menos 5%.

A Tabela A. 10 mostra os resultados dos diversos testes de cointegração. Pelo procedimento de Engle-Granger não há cointegração, todavia pelos procedimentos de Shin não é possível rejeitar a hipótese nula de cointegração, o que torna os resultados inconclusivos.

Os sinais dos vetores de cointegração estimados não seguem os esperados pela teoria para todas as estimativas e, logo, optou-se por não calcular uma estimativa de desalinhamento cambial para este país.

²⁰ A seleção das *dummies* pontuais seguiu o procedimento implementado no software Oxmetrics.

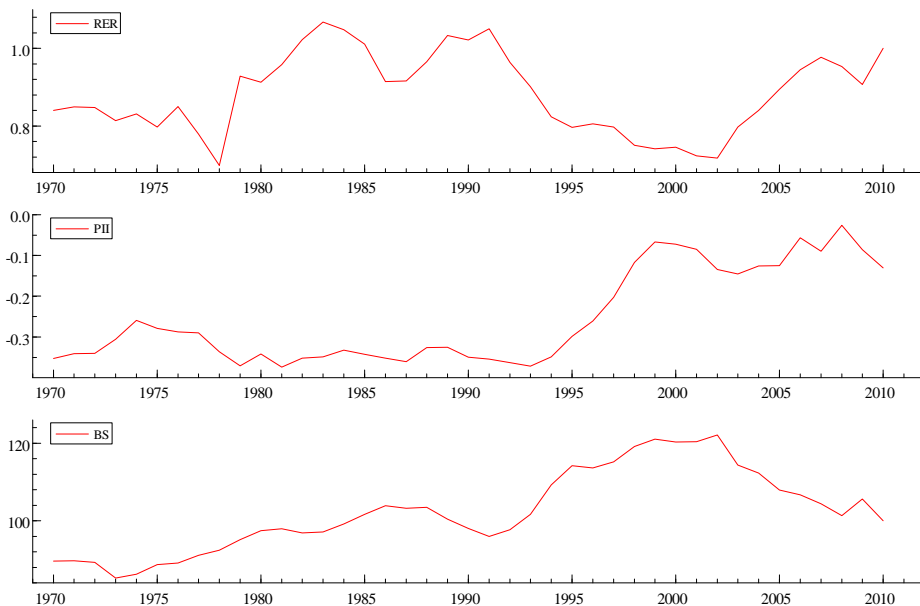


Figura A. 9: Canadá - Taxa de câmbio real, Posição Internacional de investimento e Balassa-Samuelson

País: Canadá									
Modelo	T	p	Método	log-verossimilhança	SC	HQ	AIC		
1	39	27	OLS	252,60	-10,42	-11,16	-11,57	>	
2	39	18	OLS	242,71	-10,76	>	-11,25	>	
Teste de Redução de Modelos									
1	-->	2	Qui-Quadrado (9)	17,258	[0.0448]*				
Variável exógena: Dummy 1979 e 2008.									

Tabela A. 9: Testes de Seleção da ordem do VAR - Canadá.

Canadá	Estatística de teste	Valor Crítico 5% *	Distribuição	Graus de Liberdade	P-valor	Tamanho da amostra	Hipótese Nula	Hipótese Alternativa	Conclusão
Engle e Granger	-1,833	-3,50	Não Padrão	n.a.		39	Ausência de cointegração	Presença de cointegração	Aceita a Nula
Shin	0,145	0,221	Não Padrão	n.a.			Presença de cointegração	Ausência de cointegração	Aceita a Nula
Shin-FM	0,139	0,221	Não Padrão	n.a.			Presença de cointegração	Ausência de cointegração	Aceita a Nula
Traço	15,13		Não Padrão	n.a.	0,775		r=0	r=3	Aceita a Nula
Máximo auto-valor	9,04		Não Padrão	n.a.	0,826		r=0	r=1	Aceita a Nula
Exogeneidade fraca	17,649		Qui-quadrada	2	0,0147%		Presença de exogeneidade fraca	Ausência de exogeneidade fraca	Rejeita a Nula

* Valor crítico obtido a partir de Madala & Kim (1998).

Tabela A. 10: Resultados dos testes de cointegração e de exogeneidade fraca.

Cingapura

Os dados referentes a Cingapura estão na Figura A. 10. A taxa de câmbio real apresenta movimentos relativamente suaves ao longo dos anos. O momento de maior força da moeda no período analisado, que vai de 1975 até 2010, é justamente no início da amostra. Ao final dos anos oitenta a taxa de câmbio real está no ponto mais baixo. A posição internacional de investimentos vem apresentando melhoria ininterrupta desde o início da amostra.

Os testes de cointegração são apresentados na Tabela A. 11. Os testes de cointegração de Johansen sugerem a existência de um vetor de cointegração pela estatística do máximo autovalor a 5%. Os coeficientes dos vetores estimados não apresentam o sinal esperado pela teoria e, logo, optou-se por não calcular o desalinhamento cambial.

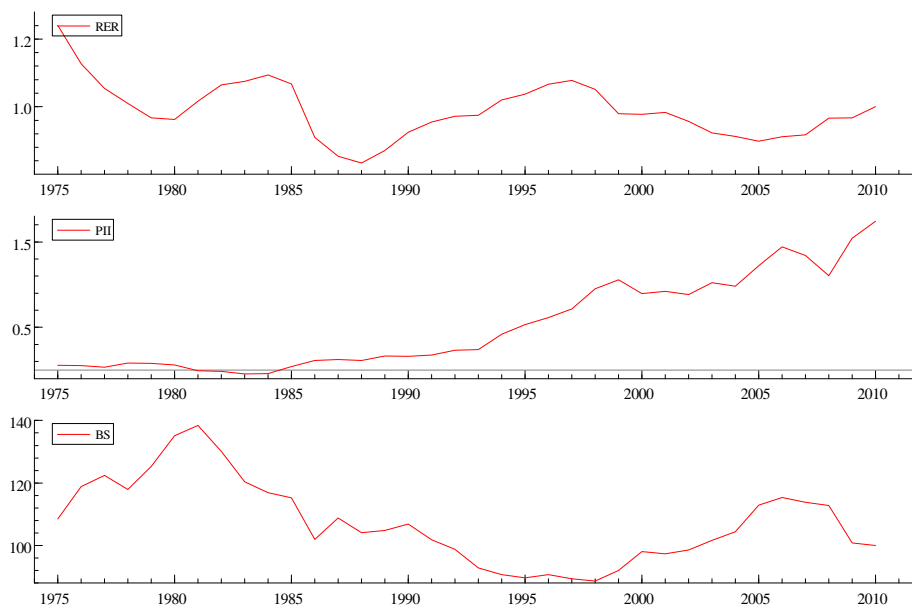


Figura A. 10: Cingapura - Taxa de câmbio real, Posição Internacional de investimento e Balassa-Samuelson

Cingapura	Estatística de teste	Valor Crítico 5% *	Distribuição	Graus de Liberdade	P-valor	Tamanho da amostra	Hipótese Nula	Hipótese Alternativa	Conclusão
Engle e Granger	-3,759	-3,52	Não Padrão	n.a.		35	Ausência de cointegração	Presença de cointegração	Rejeita a Nula
Shin	0,140	0,221	Não Padrão	n.a.			Presença de cointegração	Ausência de cointegração	Aceita a Nula
Shin-FM	0,060	0,221	Não Padrão	n.a.			Presença de cointegração	Ausência de cointegração	Aceita a Nula
Traço	27,48		Não Padrão	n.a.	0,092		r=0	r=3	Aceita a Nula
Máximo auto-valor	21,56		Não Padrão	n.a.	0,042		r=0	r=1	Rejeita a Nula
Exogeneidade fraca	1,32		Qui-quadrada	2	51,7446%		Presença de exogeneidade fraca	Ausência de exogeneidade fraca	Aceita a Nula

* Valor crítico obtido a partir de Madala & Kim (1998).

Tabela A. 11: Cingapura - Resultados dos testes de cointegração e de exogeneidade fraca - Cingapura.

Colômbia

A moeda colombiana mantém um patamar bem mais baixo do que o prevalecente nos anos setenta e oitenta. Desde 2000 vem ganhando força gradualmente, enquanto a posição internacional de investimento flutua em torno de -20% nas últimas décadas.

Realizou-se a seleção da ordem do VAR para realizar o procedimento de Johansen (Tabela A. 12). Os resultados sugerem que um modelo com duas defasagens é a melhor opção. Os testes de cointegração apontam para a presença de um vetor de cointegração ao nível de 1% pela estatística do traço e do máximo autovalor.

A Tabela A. 13 apresenta os resultados dos testes de cointegração. Estes sugerem a existência de cointegração pelo procedimento de Shin e não presença de cointegração pelo procedimento de Engle e Granger. O procedimento de Johansen aponta para a existência de um vetor de cointegração.

A Figura A. 11 mostra a evolução do desalinhamento cambial colombiano a partir dos três modelos, pois todos tiveram coeficientes com os sinais teóricos esperados, entretanto a magnitude do efeito que a posição internacional de investimentos tem na taxa de câmbio real varia bastante nos diversos modelos, o que causa diferenças importantes na estimação do

desalinhamento. Os valores de desalinhamento estimados a partir dos coeficientes obtidos do procedimento de Engle e Granger são muito grandes em módulo. Dado que a evidência de cointegração é baixa por este teste, talvez a estimativa de desalinhamento deva ser descartada dado que os resultados pouco intuitivos. De qualquer forma, as três estimativas sugerem que a taxa de câmbio colombiana estaria excessivamente depreciada no final da amostra e os resultados são reportados.

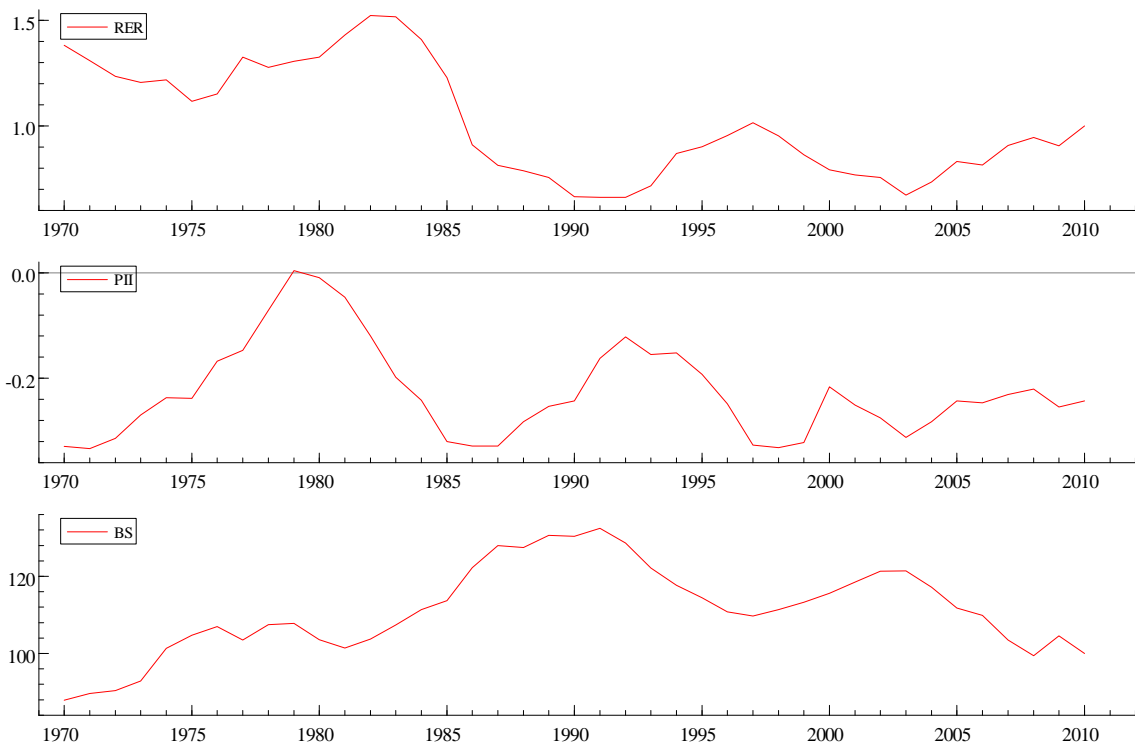


Figura A. 11: Colômbia - Taxa de câmbio real, Posição Internacional de investimento e Balassa-Samuelson

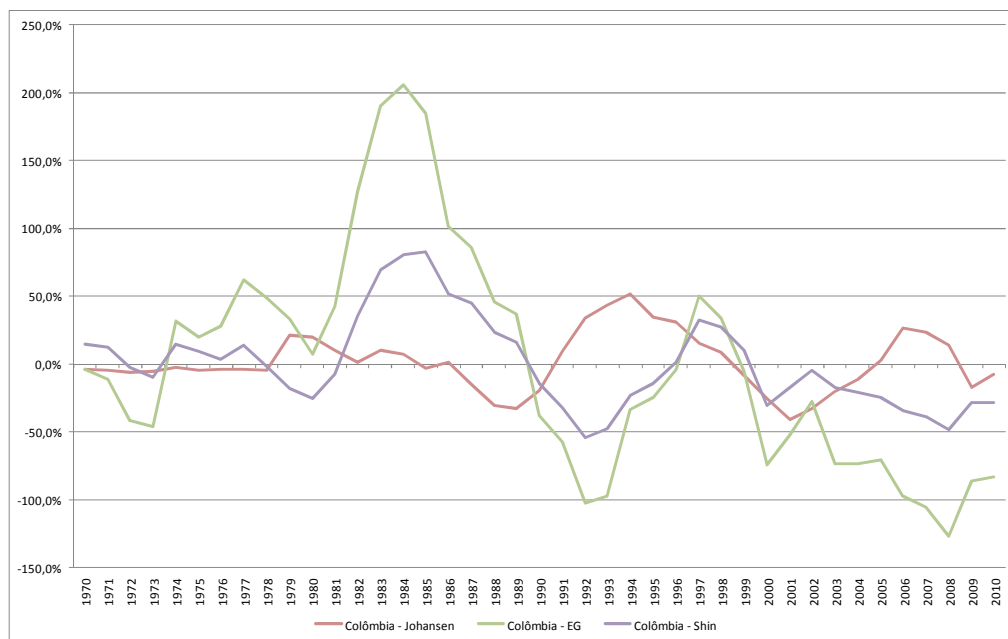
Seleção de Modelos									
País: Colômbia									
Modelo	T	p	Método	log-verossimilhança	SC	HQ	AIC		
1	39	27	OLS	232,87	-9,41	-10,14	>	-10,56	>
2	39	18	OLS	218,45	-9,51	>	-10,00	-10,28	
Teste de Redução de Modelos									
1	-->	2	Qui-Quadrado (9)		32,044		[0.0002]**		
Variável exôgena: Dummy 1977 e 2001.									

Tabela A. 12: Testes de Seleção da ordem do VAR – Colômbia.

Colômbia	Estatística de teste	Valor Crítico 5% *	Distribuição	Graus de Liberdade	P-valor	Tamanho da amostra	Hipótese Nula	Hipótese Alternativa	Conclusão
Engle e Granger	-1,964	-3,50	Não Padrão	n.a.		39	Ausência de cointegração	Presença de cointegração	Aceita a Nula
Shin	0,158	0,221	Não Padrão	n.a.			Presença de cointegração	Ausência de cointegração	Aceita a Nula
Shin-FM	-0,147	0,221	Não Padrão	n.a.			Presença de cointegração	Ausência de cointegração	Aceita a Nula
Traço	46,10		Não Padrão	n.a.	0,000		r=0	r=3	Rejeita a Nula
Máximo auto-valor	30,51		Não Padrão	n.a.	0,001		r=0	r=1	Rejeita a Nula
Exogeneidade fraca	8,641		Qui-quadrada	2	1,3295%		Presença de exogeneidade fraca	Ausência de exogeneidade fraca	Rejeita a Nula

* Valor crítico obtido a partir de Madala & Kim (1998).

Tabela A. 13: Resultados dos testes de cointegração e de exogeneidade fraca - Colômbia.



Valores positivos indicam que a taxa de câmbio deve subir (se apreciar) para atingir o equilíbrio. Valores negativos indicam que a taxa de câmbio deve cair (depreciar) para atingir o equilíbrio.

Figura A. 12: Gráfico de Desalinhamento cambial colombiano.

República da Coreia

Os dados coletados para a República da Coreia são apresentados na Figura A. 13. Os testes de cointegração sugerem a existência de cointegração a partir do procedimento do Johansen e do Shin. Contudo nenhum dos vetores estimados apresenta sinais esperados pela

teoria. Os resultados detalhados da estimação são apresentados na Tabela A. 13 e na Tabela A.

15.

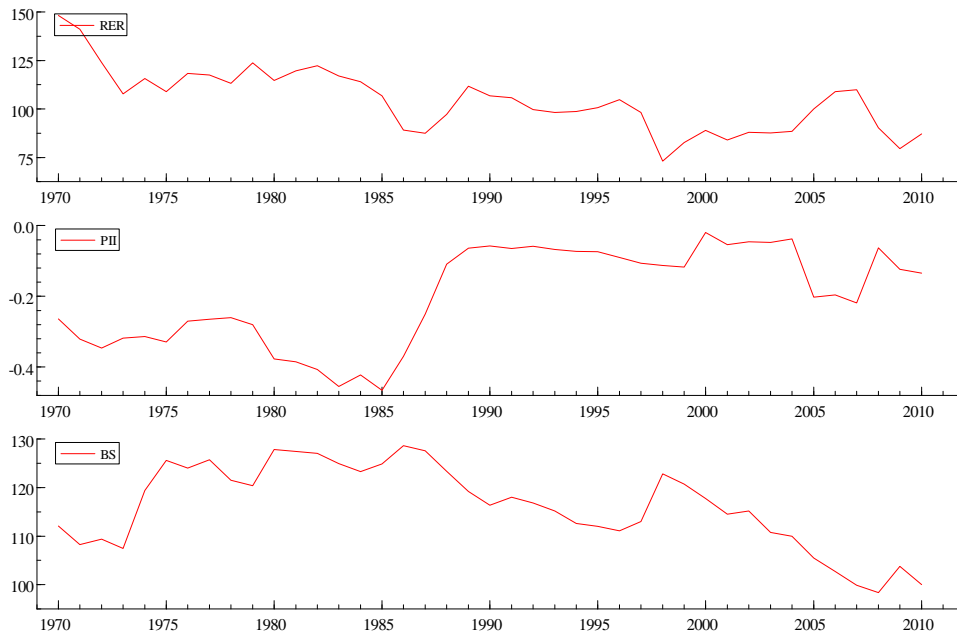


Figura A. 13: República da Coreia - Taxa de câmbio real, Posição Internacional de investimento e Balassa-Samuelson

Seleção de Modelos									
País: Coreia do Sul									
Modelo	T	p	Método	log-verossimilhança	SC	HQ	AIC		
1	39	33	OLS	233,74	-8,89	-9,79	-10,29		
2	39	24	OLS	229,04	-9,49	> -10,15	> -10,51	>	
Teste de Redução de Modelos									
1	-->	2	Qui-Quadrado (9)	7,1936	[0.6170]				
Variável exôgena: Dummy 1974, 1998, 2005 e 2008.									

Tabela A. 14: Testes de Seleção da ordem do VAR – República da Coreia.

Coréia do Sul	Estatística de teste	Valor Crítico 5% *	Distribuição	Graus de Liberdade	P-valor	Tamanho da amostra	Hipótese Nula	Hipótese Alternativa	Conclusão
Engle e Granger	-2,969	-3,50	Não Padrão	n.a.		39	Ausência de cointegração	Presença de cointegração	Aceita a Nula
Shin	0,059	0,221	Não Padrão	n.a.			Presença de cointegração	Ausência de cointegração	Aceita a Nula
Shin-FM	0,060	0,221	Não Padrão	n.a.			Presença de cointegração	Ausência de cointegração	Aceita a Nula
Traço	36,06		Não Padrão	n.a.	0,008		r=0	r=3	Rejeita a Nula
Máximo auto-valor	29,59		Não Padrão	n.a.	0,002		r=0	r=1	Rejeita a Nula
Exogeneidade fraca	5,61		Qui-quadrada	2	6,0616%		Presença de exogeneidade fraca	Ausência de exogeneidade fraca	Aceita a Nula

* Valor crítico obtido a partir de Madala & Kim (1998).

Tabela A. 15: Resultados dos testes de cointegração - República da Coreia.

Dinamarca

Apresenta-se na Figura A. 14 os dados utilizados para estimação. A Tabela A. 16 apresenta os resultados da seleção da ordem do VAR. A Tabela A. 17 apresenta os resultados dos testes de cointegração. Os coeficientes estimados apresentam os sinais esperados para duas das técnicas utilizadas (Engle e Granger e, Shin). O desalinhamento cambial é calculado a partir de tais resultados e a evolução dos mesmos é apresentada na Figura A. 15. Os valores estimados são muito similares e indicam que a taxa de câmbio dinamarquesa estava muito próxima do equilíbrio em 2010.

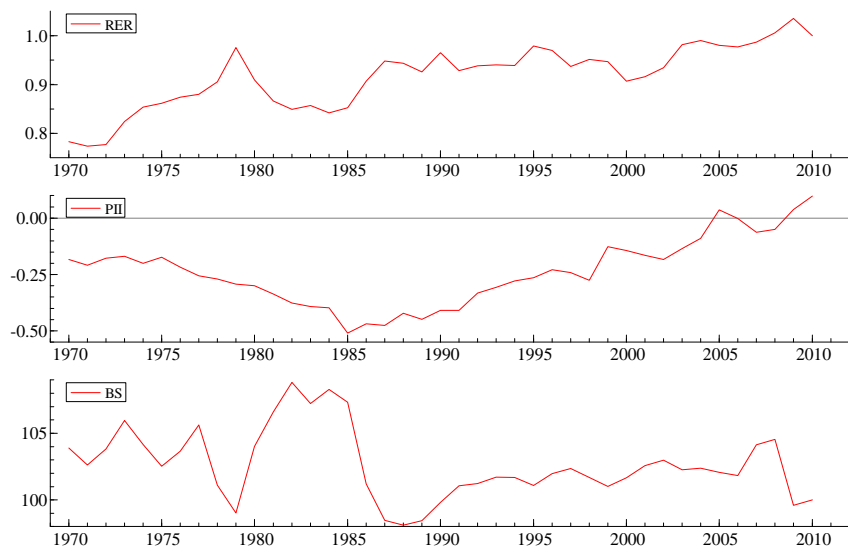


Figura A. 14: Dinamarca - Taxa de câmbio real, Posição Internacional de investimento e Balassa-Samuelson

Dinamarca	Estatística de teste	Valor Crítico 5% *	Distribuição	Grau de Liberdade	P-valor	Tamanho da amostra	Hipótese Nula	Hipótese Alternativa	Conclusão
Engle e Granger	-3,937	-3,50	Não Padrão	n.a.		39	Ausência de cointegração	Presença de cointegração	Rejeita a Nula
Shin	0,191	0,221	Não Padrão	n.a.			Presença de cointegração	Ausência de cointegração	Aceita a Nula
Shin-FM	0,162	0,221	Não Padrão	n.a.			Presença de cointegração	Ausência de cointegração	Aceita a Nula
Traço	27,49		Não Padrão	n.a.	0,092		r=0	r=3	Aceita a Nula
Máximo auto-valor	14,79		Não Padrão	n.a.	0,317		r=0	r=1	Aceita a Nula
Exogeneidade fraca	15,17		Qui-quadrada	2	0,0509%		Presença de exogeneidade fraca	Ausência de exogeneidade fraca	Rejeita a Nula

* Valor crítico obtido a partir de Madala & Kim (1998).

Tabela A. 16: Testes de Seleção da ordem do VAR – Dinamarca.

Seleção de Modelos									
País: Dinamarca									
Modelo	T	p	Método	log-verossimilhança	SC	HQ	AIC		
1	39	30	OLS	284,10	-11,75	-12,57	-13,03		
2	39	21	OLS	276,42	-12,20	> -12,78	> -13,10	>	>
Teste de Redução de Modelos									
1	-->	2	Qui-Quadrado (9)	12,546	[0.1843]				
Variável exógena: Dummy .									

Tabela A. 17: Resultados dos testes de cointegração - Dinamarca.



Valores positivos indicam que a taxa de câmbio deve subir (se apreciar) para atingir o equilíbrio. Valores negativos indicam que a taxa de câmbio deve cair (depreciar) para atingir o equilíbrio.

Figura A. 15: Gráfico de Desalinhamento cambial - Dinamarca.

Espanha

Os dados da Espanha são apresentados na Figura A. 16 e mostram uma tendência de apreciação da taxa de câmbio real, principalmente após a adoção da moeda única europeia. Simultaneamente, há uma forte deterioração da posição internacional de investimentos após a adoção do Euro.

Os resultados detalhados da estimação, da seleção de modelos e dos testes de cointegração, estão apresentados na Tabela A. 18 e na Tabela A. 19. Os testes de Engle e Granger apontam para a não existência de cointegração. Já os testes de Johansen (traço e máximo autovalor) e Shin apontam para a evidência de cointegração.

Todos os coeficientes estimados apresentaram os sinais desejados. Estimou-se o desalinhamento por diversos critérios. A evolução do desalinhamento estimado está apresentada na

Figura A. 17. Existe uma grande discrepância entre as estimativas. A diferença reside na magnitude estimada do efeito Balassa-Samuleson na taxa de câmbio real (na casa de -3,5 pela técnica de Johansen em contraste com -1 nas técnicas de Engle e Granger e Shin). Como o valor teórico deve ser próximo de -1, então, opta-se por utilizar as medidas obtidas a partir dos vetores estimados que utilizem os vetores estimados com as técnicas de Shin e Engle-Granger. Por estas medidas a taxa de câmbio real está ligeiramente apreciada.

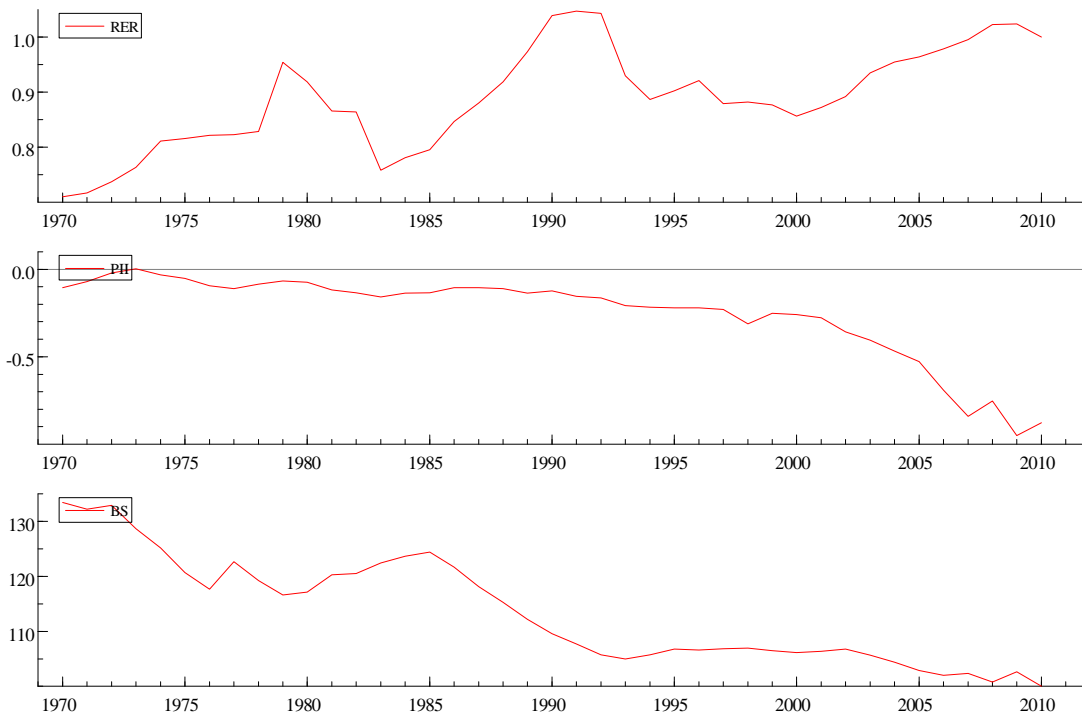


Figura A. 16: Espanha - Taxa de câmbio real, Posição Internacional de investimento e Balassa-Samuelson

País: Espanha										
Modelo	T	p	Método	log-verossimilhança	SC	HQ	AIC			
1	39	33	OLS	278,61	-11,19	>	-12,09	>	-12,60	>
2	39	24	OLS	261,25	-11,14		-11,80		-12,17	
Teste de Redução de Modelos										
1	-->	2	Qui-Quadrado (9)		31,562		[0.0002]**			
Variável exógena: Dummy 1977, 1979, 1983 e 2007.										

Tabela A. 18: Testes de Seleção da ordem do VAR – Espanha.

Espanha	Estatística de teste	Valor Crítico 5% *	Distribuição	Graus de Liberdade	P-valor	Tamanho da amostra	Hipótese Nula	Hipótese Alternativa	Conclusão
Engle e Granger	-2,622	-3,50	Não Padrão	n.a.		39	Ausência de cointegração	Presença de cointegração	Aceita a Nula
Shin	0,111	0,221	Não Padrão	n.a.			Presença de cointegração	Ausência de cointegração	Aceita a Nula
Shin-FM	0,100	0,221	Não Padrão	n.a.			Presença de cointegração	Ausência de cointegração	Aceita a Nula
Traço	34,32		Não Padrão	n.a.	0,013		r=0	r=3	Rejeita a Nula
Máximo auto-valor	23,52		Não Padrão	n.a.	0,02		r=0	r=1	Rejeita a Nula
Exogeneidade fraca	11,175		Qui-quadrada	2	0,3744%		Presença de exogeneidade fraca	Ausência de exogeneidade fraca	Rejeita a Nula

* Valor crítico obtido a partir de Madala & Kim (1998).

Tabela A. 19: Resultados dos testes de cointegração e de exogeneidade fraca - Espanha.



Figura A. 17: Espanha - Desalinhamento cambial estimado.

Estados Unidos

Os dados norte-americanos são apresentados na Figura A. 18. A taxa de câmbio real americana teve alguns pontos de maior valorização, principalmente em meados dos anos oitenta e início dos anos 2000. A posição internacional de investimentos como proporção do PIB vem se deteriorando como tendência.

Os testes de cointegração são apresentados na Tabela A. 21. A Tabela A. 20 os testes para seleção dos modelos da defasagem do VAR a ser utilizado no procedimento de Johansen. A hipótese de cointegração utilizando os procedimentos de Shin não é formalmente rejeitada. Já tanto pelo teste de Johansen quanto de Engle-Granger não há evidência de cointegração.

Por fim a Figura A. 19 apresenta as diversas estimativas de desalinhamento cambial. Todas elas apresentam valores semelhantes e indicam, por exemplo, que ao final da amostra a taxa de câmbio americana está abaixo dos valores de fundamentos, estando excessivamente depreciada.

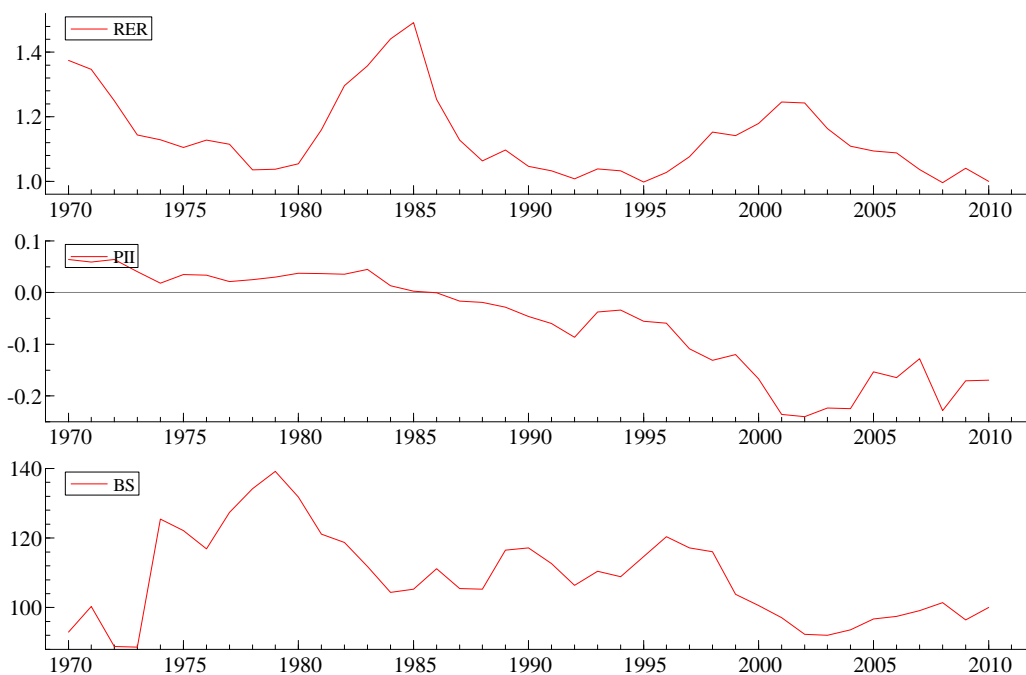


Figura A. 18: Estados Unidos - Taxa de câmbio real, Posição Internacional de investimento e Balassa-Samuelson

Seleção de Modelos										
País: Estados Unidos										
Modelo	T	p	Método	log-verossimilhança	SC		HQ		AIC	
1	39	30	OLS	235,59	-9,26		-10,08	<	-10,54	<
2	39	21	OLS	223,53	-9,49	<	-10,07		-10,39	

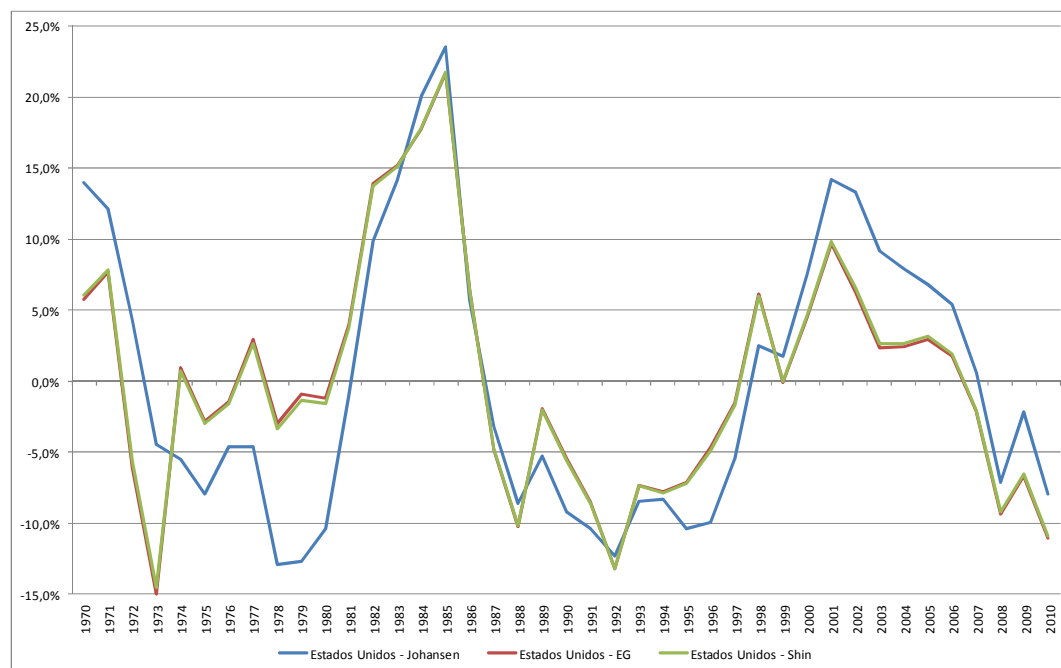
Teste de Redução de Modelos					
1	-->	2	F(9,65)	2,1185	[0,0403]
Variável exógena: Dummy: 1979, 1986, 2008					

Tabela A. 20: Testes de Seleção da ordem do VAR - Estados Unidos.

Estados Unidos	Estatística de teste	Valor Crítico 5% *	Distribuição	Graus de Liberdade	P-valor	Tamanho da amostra	Hipótese Nula	Hipótese Alternativa	Conclusão
Engle e Granger	-2,999	-3,56	Não Padrão	n.a.		28	Ausência de cointegração	Presença de cointegração	Aceita a Nula
Shin	0,062	0,221	Não Padrão	n.a.			Presença de cointegração	Ausência de cointegração	Aceita a Nula
Shin-FM	0,071	0,221	Não Padrão	n.a.			Presença de cointegração	Ausência de cointegração	Aceita a Nula
Traço	23,28		Não Padrão	n.a.	24,0%		r=0	r=3	Aceita a Nula
Máximo auto-valor	12,72		Não Padrão	n.a.	49,3%		r=0	r=1	Aceita a Nula
Exogeneidade fraca	0,57		Qui-quadrada	2	75,14%		Presença de exogeneidade fraca	Ausência de exogeneidade fraca	Aceita a Nula

* Valor crítico obtido a partir de Madala & Kim (1998).

Tabela A. 21: Resultados dos testes de cointegração e de exogeneidade fraca - Estados Unidos



Valores positivos indicam que a taxa de câmbio deve subir (se apreciar) para atingir o equilíbrio.

Valores negativos indicam que a taxa de câmbio deve cair (depreciar) para atingir o equilíbrio.

Figura A. 19: Gráfico de Desalinhamento cambial - Estados Unidos.

Finlândia

A Figura A. 20 apresenta os dados utilizados para estimação da taxa de câmbio de equilíbrio no caso da Finlândia. A taxa de câmbio real finlandesa apresentou uma tendência de apreciação até o início dos anos noventa e depois uma abrupta depreciação. A posição internacional de investimento apresentou uma forte deterioração no final dos anos noventa que foi revertida nos anos 2000.

Não está claro em que medida existe cointegração neste caso, pois a hipótese nula de cointegração é formalmente rejeitada pelo teste de Shin. Já o teste de Johansen sugere cointegração. (Tabela 2) Os testes detalhados estão na Tabela A. 22 e na Tabela A. 23. Com base nas estimativas dos vetores que apresentaram os sinais esperados, apresentam-se as estimativas do desalinhamento cambial na Figura A. 21. Os resultados são bem similares até os anos 2000. Depois há alguma divergência quanto à magnitude estimada dos desalinhamentos. Ambas as medidas calculadas sugerem que a taxa de câmbio finlandesa está depreciada além dos fundamentos.

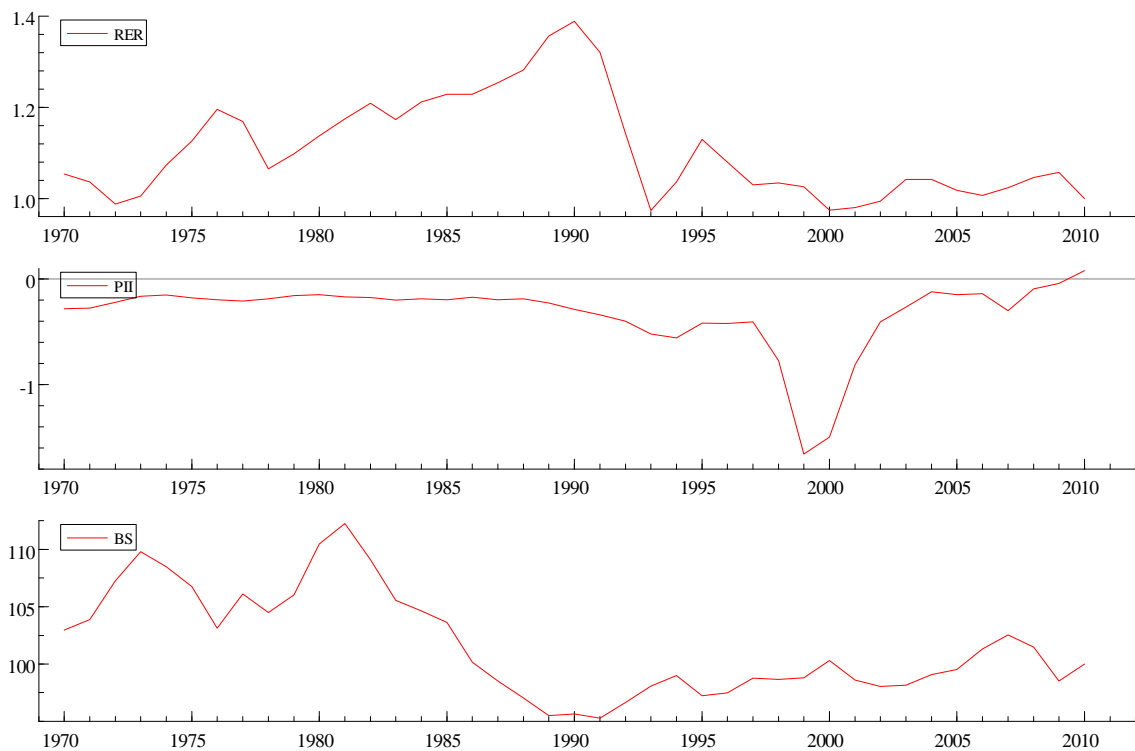


Figura A. 20: Finlândia - Taxa de câmbio real, Posição Internacional de investimento e Balassa-Samuelson

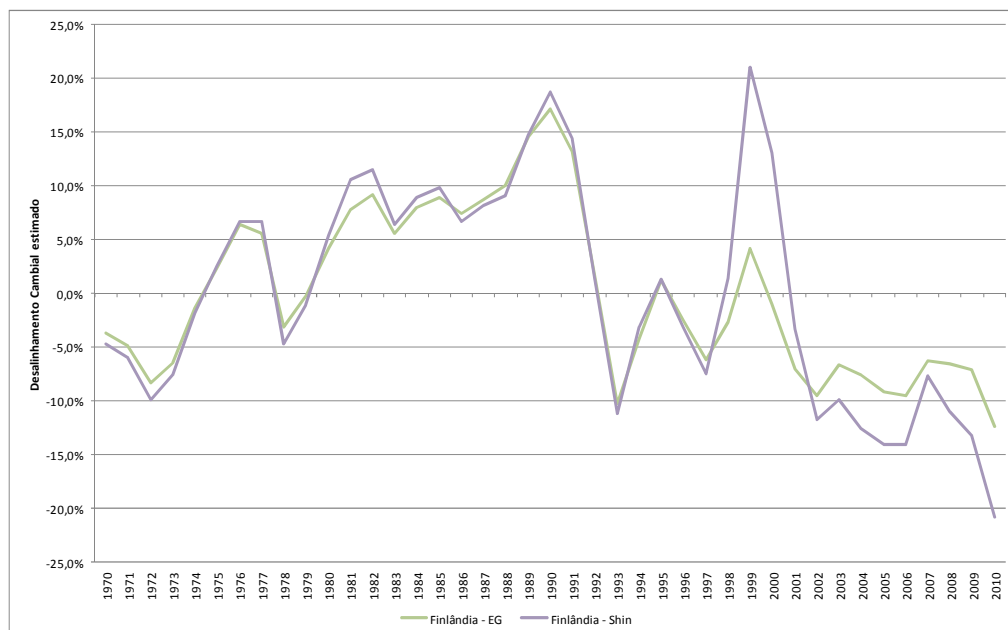
País: Finlândia									
Modelo	T	p	Método	log-verossimilhança	SC	HQ	AIC		
1	39	27	OLS	222,84	-8,89	-9,63	>	-10,04	>
2	39	18	OLS	207,22	-8,94	-9,43		-9,70	
Teste de Redução de Modelos									
1	-->	2	Qui-Quadrado (9)	33,071	[0.0001]**				
Variável exógena: Dummy 1998 e 1999.									

Tabela A. 22: Testes de Seleção da ordem do VAR – Finlândia.

Finlândia	Estatística de teste	Valor Crítico 5% *	Distribuição	Graus de Liberdade	P-valor	Tamanho da amostra	Hipótese Nula	Hipótese Alternativa	Conclusão
Engle e Granger	-1,200	-3,50	Não Padrão	n.a.		39	Ausência de cointegração	Presença de cointegração	Aceita a Nula
Shin	0,258	0,221	Não Padrão	n.a.			Presença de cointegração	Ausência de cointegração	Rejeita a Nula
Shin-FM	0,195	0,221	Não Padrão	n.a.			Presença de cointegração	Ausência de cointegração	Aceita a Nula
Traço	67,91		Não Padrão	n.a.	0,000		r=0	r=3	Rejeita a Nula
Máximo auto-valor	52,51		Não Padrão	n.a.	0,000		r=0	r=1	Rejeita a Nula
Exogeneidade fraca	5,61		Qui-quadrada	2	6,0616%		Presença de exogeneidade fraca	Ausência de exogeneidade fraca	Aceita a Nula

* Valor crítico obtido a partir de Madala & Kim (1998).

Tabela A. 23: Resultados dos testes de cointegração e de exogeneidade fraca - Finlândia.



Valores positivos indicam que a taxa de câmbio deve subir (se apreciar) para atingir o equilíbrio. Valores negativos indicam que a taxa de câmbio deve cair (depreciar) para atingir o equilíbrio.

Figura A. 21: Gráfico de Desalinhamento cambial - Finlândia.

França

A Figura A. 22 apresenta a evolução da taxa de câmbio real efetiva para a França. A Tabela A. 24 apresenta os resultados dos testes de seleção da ordem do VAR utilizada no procedimento de Johansen. A Tabela A. 25 apresenta os resultados dos testes de cointegração e sugerem a existência de cointegração pelo procedimento de Engle-Granger e Shin, mas não pelo Johansen. Os sinais dos coeficientes dos vetores de cointegração estimados estão de acordo com a teoria apenas para o estimador de Johansen. A evolução estimada do desalinhamento é dada na Figura A. 23.

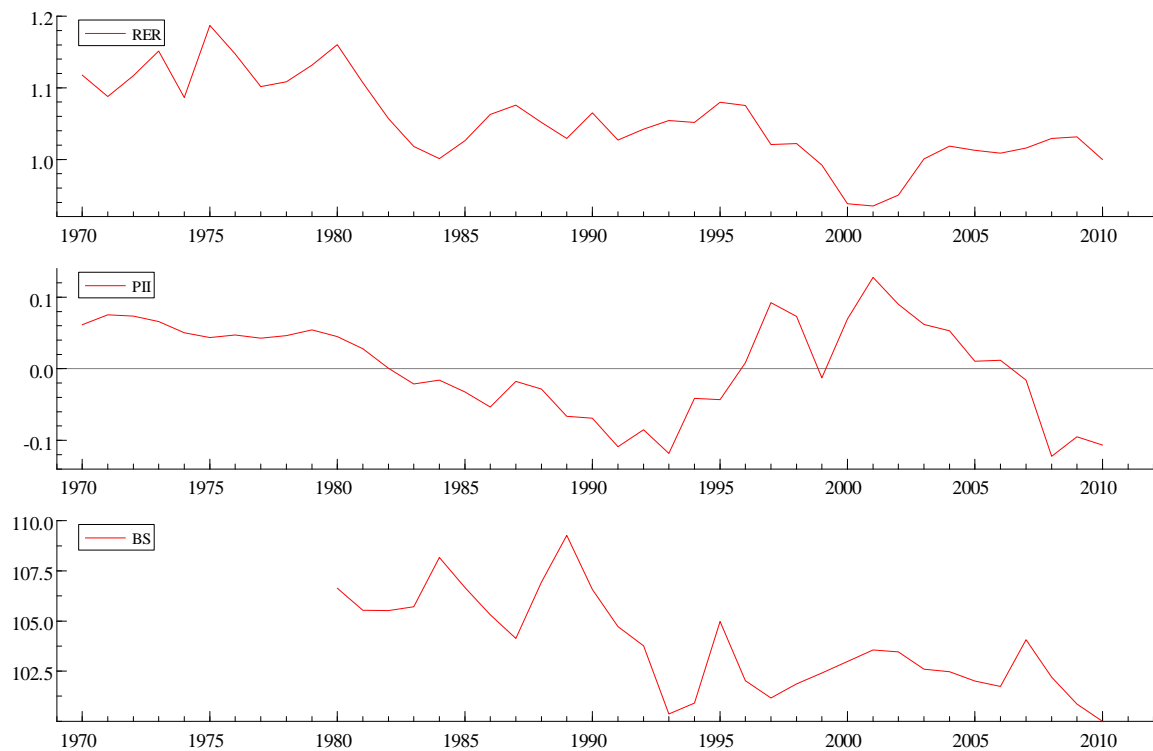


Figura A. 22: França - Taxa de câmbio real, Posição Internacional de investimento e Balassa-Samuelson

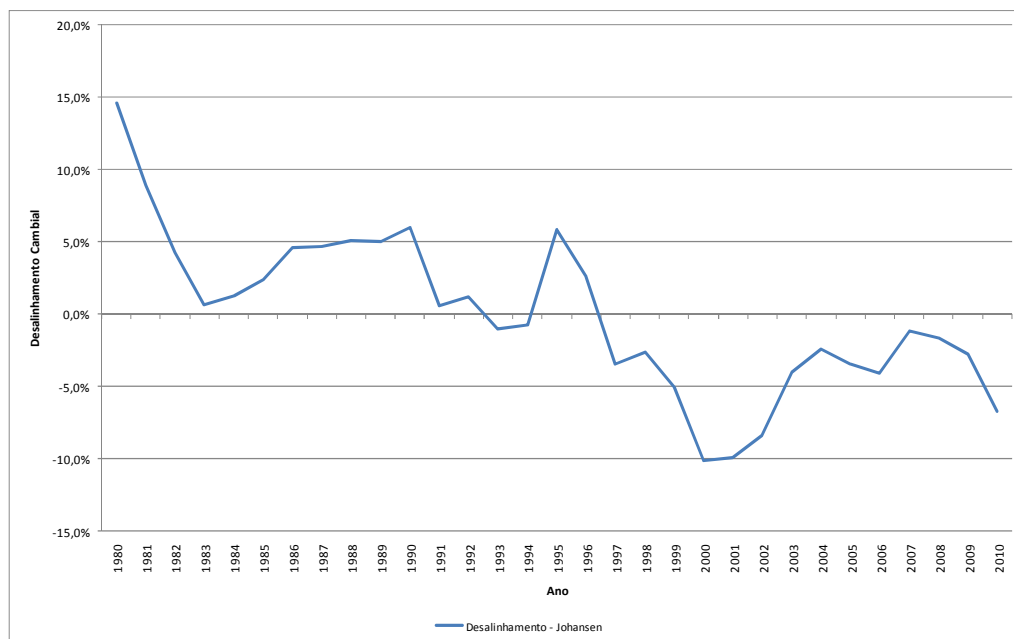
Seleção de Modelos									
País: França									
Modelo	T	p	Método	log-verossimilhança	SC	HQ	AIC		
1	29	24	OLS	214,06	-11,98	-12,75	-13,11		
2	29	15	OLS	208,46	-12,63	> -13,12	> -13,34	>	
Teste de Redução de Modelos									
1	-->	2	Qui-Quadrado (9)	9,6196	[0.3822]				
Variável exógena: Dummy 1995.									

Tabela A. 24: Testes de Seleção da ordem do VAR – França.

França	Estatística de teste	Valor Crítico 5% *	Distribuição	Graus de Liberdade	P-valor	Tamanho da amostra	Hipótese Nula	Hipótese Alternativa	Conclusão
Engle e Granger	-3,790	-3,55	Não Padrão	n.a.		29	Ausência de cointegração	Presença de cointegração	Rejeita a Nula
Shin	0,055	0,221	Não Padrão	n.a.			Presença de cointegração	Ausência de cointegração	Aceita a Nula
Shin-FM	0,195	0,221	Não Padrão	n.a.			Presença de cointegração	Ausência de cointegração	Aceita a Nula
Traço	26,97		Não Padrão	n.a.	0,105		r=0	r=3	Aceita a Nula
Máximo auto-valor	17,04		Não Padrão	n.a.	0,176		r=0	r=1	Aceita a Nula
Exogeneidade fraca	0,630		Qui-quadrada	2	72,9968%		Presença de exogeneidade fraca	Ausência de exogeneidade fraca	Aceita a Nula

* Valor crítico obtido a partir de Madala & Kim (1998).

Tabela A. 25: Resultados dos testes de cointegração e de exogeneidade fraca - França.



Valores positivos indicam que a taxa de câmbio deve subir (se apreciar) para atingir o equilíbrio. Valores negativos indicam que a taxa de câmbio deve cair (depreciar) para atingir o equilíbrio.

Figura A. 23: Gráfico de Desalinhamento cambial - França.

Grécia

A Figura A. 24 apresenta a evolução da taxa de câmbio real efetiva para a Grécia. A Tabela A. 26 apresenta os resultados dos testes de seleção da ordem do VAR utilizada no procedimento de Johansen. A Tabela A. 27 apresenta os resultados dos testes de cointegração e sugerem a existência de cointegração pelo procedimento de Engle-Granger e Shin e pelo procedimento Johansen. Os sinais dos coeficientes dos vetores de cointegração estimados estão de acordo com a teoria para a estimativa que utiliza o procedimento de Johansen.

A evolução do desalinhamento cambial estimado para a Grécia é apresentado na Figura A. 25. Os resultados sugerem que taxa de câmbio grego está sobre apreciada no período recente.

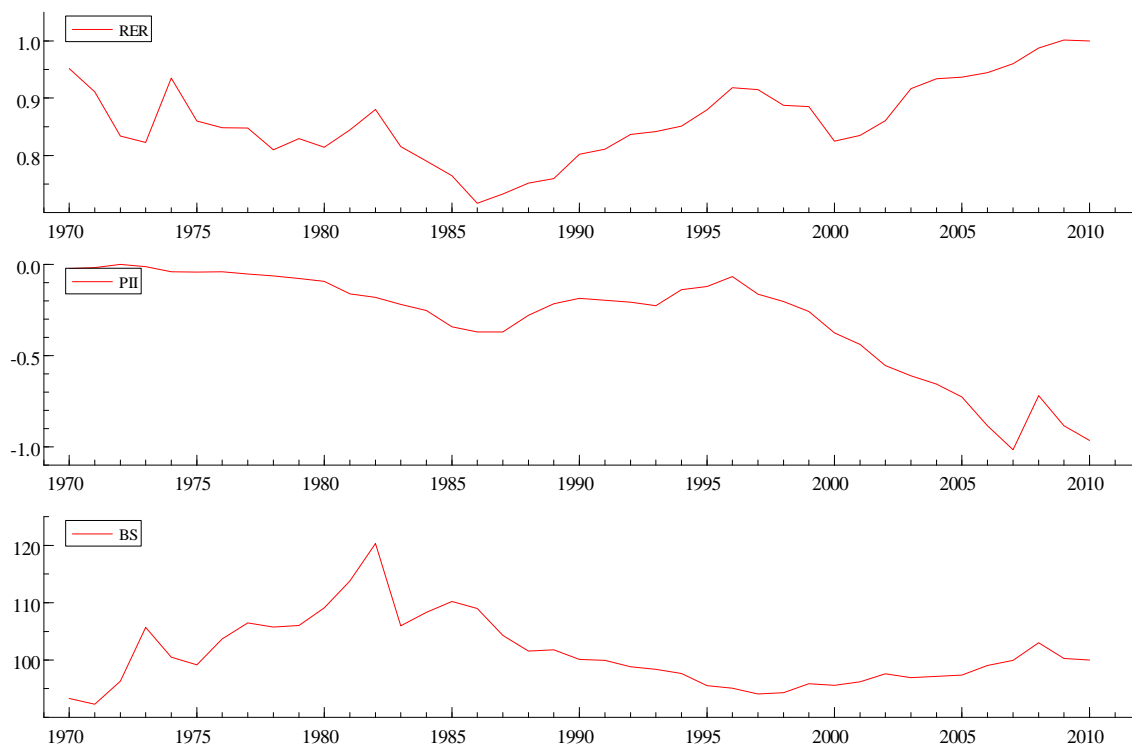


Figura A. 24: Grécia - Taxa de câmbio real, Posição Internacional de investimento e Balassa-Samuelson

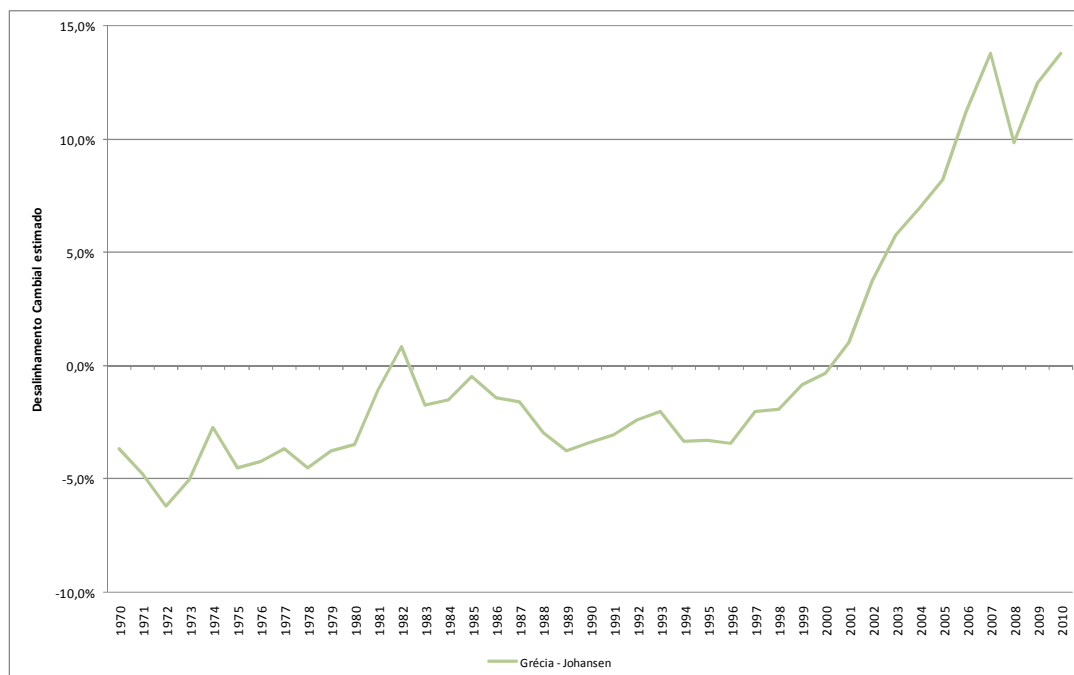
País: Grécia										
Modelo	T	p	Método	log-verossimilhança	SC	HQ	AIC			
1	39	30	OLS	254,69	-10,24	-11,06	>	-11,52	>	
2	39	21	OLS	240,48	-10,36	>	-10,93	-11,26		
Teste de Redução de Modelos										
1	-->	2	Qui-Quadrado (9)	26,815	[0.0015]**					
Variável exógena: Dummy 1974, 1983 e 2008.										

Tabela A. 26: Testes de Seleção da ordem do VAR – Grécia.

Grécia	Estatística de teste	Valor Crítico - 5% *	Distribuição	Graus de Liberdade	P-valor	Tamanho da amostra	Hipótese Nula	Hipótese Alternativa	Conclusão
Engle e Granger	-1,966	-3,50	Não Padrão	n.a.		39	Ausência de cointegração	Presença de cointegração	Aceita a Nula
Shin	0,193	0,221	Não Padrão	n.a.			Presença de cointegração	Ausência de cointegração	Aceita a Nula
Shin-FM	0,159	0,221	Não Padrão	n.a.			Presença de cointegração	Ausência de cointegração	Aceita a Nula
Traço	41,54		Não Padrão	n.a.	0,001		r=0	r=3	Rejeita a Nula
Máximo auto-valor	28,80		Não Padrão	n.a.	0,002		r=0	r=1	Rejeita a Nula
Exogeneidade fraca	5,61		Qui-quadrada	2	6,0616%		Presença de exogeneidade fraca	Ausência de exogeneidade fraca	Aceita a Nula

* Valor crítico obtido a partir de Madala & Kim (1998).

Tabela A. 27: Resultados dos testes de cointegração e de exogeneidade fraca - Grécia.



Valores positivos indicam que a taxa de câmbio deve subir (se apreciar) para atingir o equilíbrio. Valores negativos indicam que a taxa de câmbio deve cair (depreciar) para atingir o equilíbrio.

Figura A. 25: Gráfico de Desalinhamento cambial - Grécia.

Holanda

A Figura A. 26 apresenta a evolução da taxa de câmbio real efetiva para a Holanda. A Tabela A. 28 apresenta os resultados dos testes de seleção da ordem do VAR utilizada no procedimento de Johansen. A Tabela A. 29 apresenta os resultados dos testes de cointegração e sugere a existência de cointegração pelo procedimento de Engle-Granger e Shin e não pelo procedimento Johansen. Os sinais dos coeficientes dos vetores de cointegração estimados estão de acordo com a teoria para a estimativa utilizando Johansen.

A evolução do desalinhamento cambial estimado para a Holanda é apresentado na Figura A. 25. Os resultados sugerem que taxa de câmbio holandesa está ligeiramente apreciada além dos fundamentos no período recente.

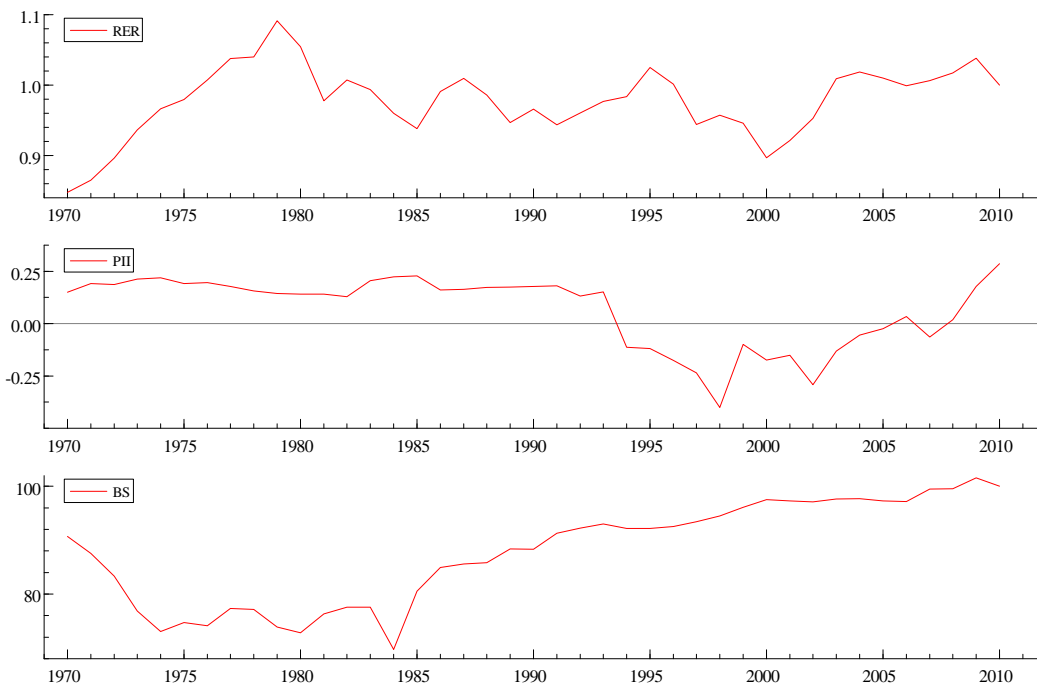


Figura A. 26: Holanda - Taxa de câmbio real, Posição Internacional de investimento e Balassa-Samuelson

País: Holanda										
Modelo	T	p	Método	log-verossimilhança	SC	HQ	AIC			
1	39	33	OLS	249,02	-9,67	-10,57	-11,08	>		
2	39	24	OLS	232,80	-9,68	-10,34	-10,71	>		

Teste de Redução de Modelos

1	-->	2	Qui-Quadrado (9)	29,194	[0.0006]**
---	-----	---	------------------	--------	------------

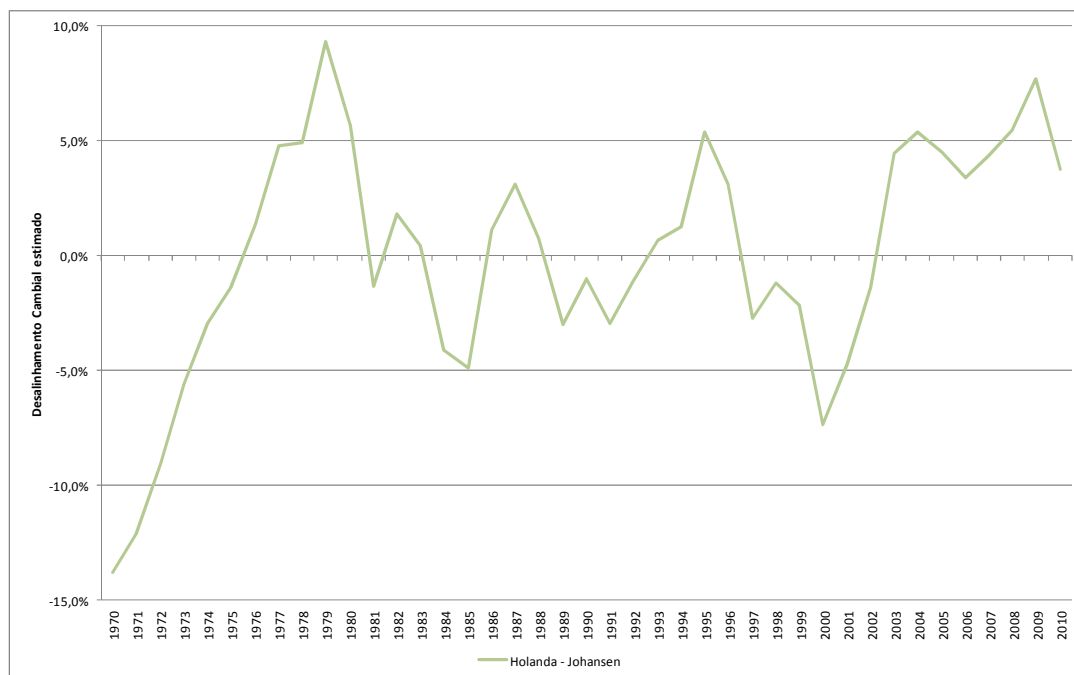
Variável exógena: Dummy 1984, 1985, 1994 e 1999.

Tabela A. 28: Testes de Seleção da ordem do VAR – Holanda.

Holanda	Estatística de teste	Valor Crítico 5% *	Distribuição	Graus de Liberdade	P-valor	Tamanho da amostra	Hipótese Nula	Hipótese Alternativa	Conclusão
Engle e Granger	-3,567	-3,50	Não Padrão	n.a.		39	Ausência de cointegração	Presença de cointegração	Rejeita a Nula
Shin	0,110	0,221	Não Padrão	n.a.			Presença de cointegração	Ausência de cointegração	Aceita a Nula
Shin-FM	0,012	0,221	Não Padrão	n.a.			Presença de cointegração	Ausência de cointegração	Aceita a Nula
Traço	22,26		Não Padrão	n.a.	0,293		r=0	r=3	Aceita a Nula
Máximo auto-valor	19,37		Não Padrão	n.a.	0,087		r=0	r=1	Aceita a Nula
Exogeneidade fraca	2,566		Qui-quadrada	2	27,7191%		Presença de exogeneidade fraca	Ausência de exogeneidade fraca	Aceita a Nula

* Valor crítico obtido a partir de Madala & Kim (1998).

Tabela A. 29: Resultados dos testes de cointegração e de exogeneidade fraca - Holanda.



Valores positivos indicam que a taxa de câmbio deve subir (se apreciar) para atingir o equilíbrio. Valores negativos indicam que a taxa de câmbio deve cair (depreciar) para atingir o equilíbrio.

Figura A. 27: Gráfico de Desalinhamento cambial – Holanda.

Índia

Os gráficos dos dados coletados para a Índia são apresentados na Figura A. 28. A taxa de câmbio real da Índia vem perdendo força ao longo do tempo. Uma piora da posição internacional de investimento ocorreu nos anos oitenta até meados dos anos noventa, quando foi revertida progressivamente. O indicador de produtividade oscilou ao longo do período da amostra sem direção definida.

O VAR escolhido para testar a presença de cointegração tem duas defasagens e um conjunto de variáveis *dummies* nos anos de 1974, 1976 e 2009. O teste do traço apresenta evidência de cointegração ao nível de 5% para a presença de um vetor de cointegração. Já os testes de cointegração de Shin sugerem evidência favorável à presença de cointegração enquanto pelo teste de Engle e Granger não é possível rejeitar a nula de não cointegração.

Os coeficientes estimados têm todos os sinais esperados pela teoria, mas variam muito em termos de magnitude. (Tabela 1) Optou-se por calcular o desalinhamento a partir do mecanismo de correção de erros construído pela técnica de Johansen. Os mecanismos de correção de erros estimados a partir de Shin e Engle e Granger não se mostraram significativos, enquanto o modelo utilizando a estimativa de Johansen mostrou-se adequado do ponto de vista estatístico. O desalinhamento estimado sugere que a moeda indiana estava depreciada além dos fundamentos em 2010.

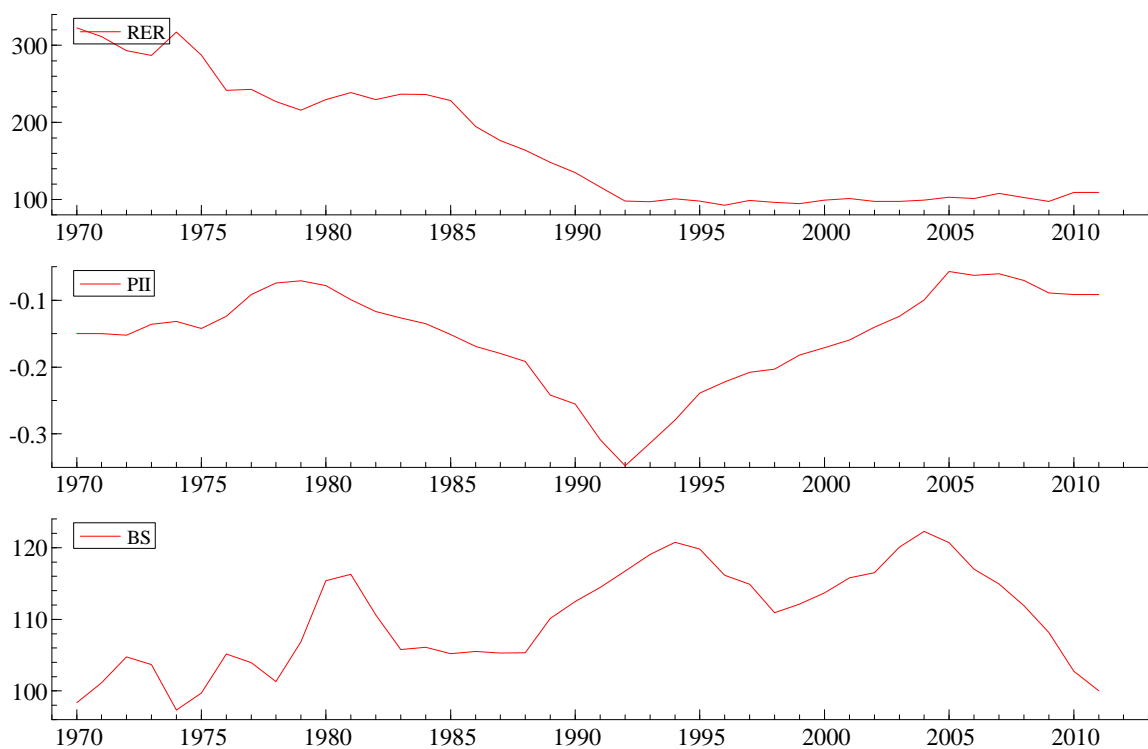


Figura A. 28: Índia - Taxa de câmbio real, Posição Internacional de investimento e Balassa-Samuelson

País: Índia										
Modelo	T	p	Método	log-verossimilhança	SC	HQ	AIC			
1	39	33	OLS	297,53	-12,16	>	-13,06	>	-13,57	>
2	39	24	OLS	276,58	-11,93		-12,59		-12,95	

Teste de Redução de Modelos					
1	-->	2	Qui-Quadrado (9)	43,2	[0.0000]**

Variável exógena: Dummy 1974, 1986, 1991 e 1993.

Tabela A. 30: Testes de Seleção da ordem do VAR – Índia.

Índia	Estatística de teste	Valor Crítico 5% *	Distribuição	Grau de Liberdade	P-valor	Tamanho da amostra	Hipótese Nula	Hipótese Alternativa	Conclusão
Engle e Granger	-2,935	-3,50	Não Padrão	n.a.		39	Ausência de cointegração	Presença de cointegração	Aceita a Nula
Shin	0,150	0,221	Não Padrão	n.a.			Presença de cointegração	Ausência de cointegração	Aceita a Nula
Shin-FM	0,096	0,221	Não Padrão	n.a.			Presença de cointegração	Ausência de cointegração	Aceita a Nula
Traço	29,99		Não Padrão	n.a.	0,048		r=0	r=3	Rejeita a Nula
Máximo auto-valor	18,41		Não Padrão	n.a.	0,118		r=0	r=1	Aceita a Nula
Exogeneidade fraca	15,87		Qui-quadrada	2	0,0357%		Presença de exogeneidade fraca	Ausência de exogeneidade fraca	Rejeita a Nula

* Valor crítico obtido a partir de Madala & Kim (1998).

Tabela A. 31: Resultados dos testes de cointegração e de exogeneidade fraca - Índia.



Valores positivos indicam que a taxa de câmbio deve subir (se apreciar) para atingir o equilíbrio.
Valores negativos indicam que a taxa de câmbio deve cair (depreciar) para atingir o equilíbrio.

Figura A. 29: Gráfico de Desalinamento cambial – Índia.

Irlanda

Os dados da Irlanda são apresentados na Figura A. 30. A Tabela A. 32 apresenta o teste de seleção de modelos para a realização do procedimento de Johansen. A Tabela A. 33 apresenta os resultados dos testes de cointegração. Pelo procedimento de Johansen há evidência de cointegração, mas já pelo procedimento de Shin e Engle e Granger a hipótese de cointegração não é rejeitada. A Figura A. 30 apresenta a estimativa de desalinhamento cambial feita para a Irlanda. Os resultados sugerem que a taxa de câmbio da Irlanda está abaixo do nível de fundamentos.

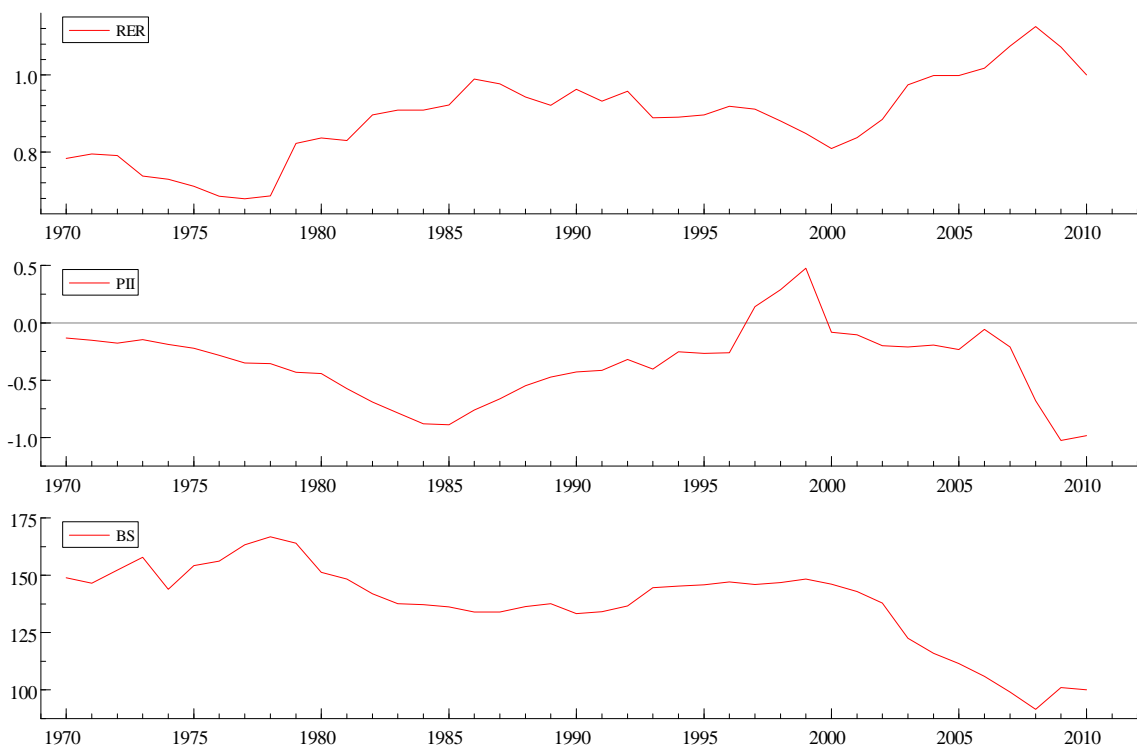


Figura A. 30: Irlanda - Taxa de câmbio real, Posição Internacional de investimento e Balassa-Samuelson

País: Irlanda									
Modelo	T	p	Método	log-verossimilhança	SC	HQ	AIC		
1	39	30	OLS	193,57	-7,11	-7,93	-8,39	>	
2	39	21	OLS	187,67	-8,55	-8,23	-7,65	>	
Teste de Redução de Modelos									
1	-->	2	Qui-Quadrado (9)	9,585	[0.3851]				

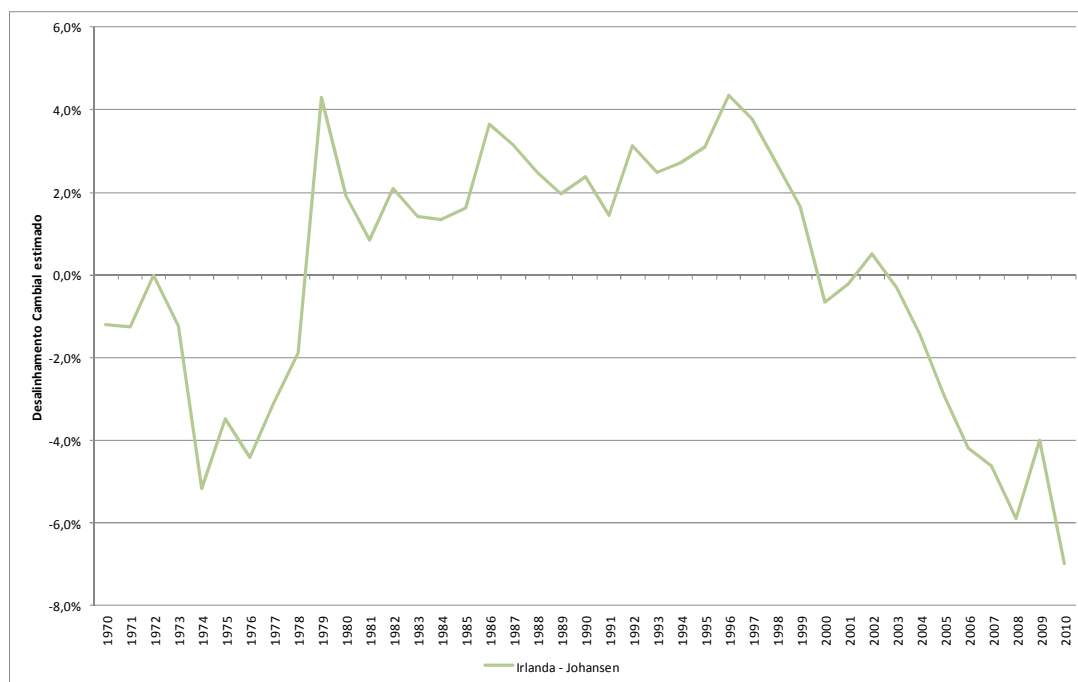
Variável exógena: Dummy 1979, 2000 e 2010.

Tabela A. 32: Testes de Seleção da ordem do VAR – Irlanda.

Irlanda	Estatística de teste	Valor Crítico 5% *	Distribuição	Graus de Liberdade	P-valor	Tamanho da amostra	Hipótese Nula	Hipótese Alternativa	Conclusão
Engle e Granger	-1,465	-3,56	Não Padrão	n.a.		28	Ausência de cointegração	Presença de cointegração	Aceita a Nula
Shin	0,284	0,221	Não Padrão	n.a.			Presença de cointegração	Ausência de cointegração	Rejeita a Nula
Shin-FM	0,183	0,221	Não Padrão	n.a.			Presença de cointegração	Ausência de cointegração	Aceita a Nula
Traço	28,77		Não Padrão	n.a.	6,0%		r=0	r=3	Aceita a Nula
Máximo auto-valor	25,14		Não Padrão	n.a.	1,1%		r=0	r=1	Rejeita a Nula
Exogeneidade fraca	20,02		Qui-quadrada	2	0,00%		Presença de exogeneidade fraca	Ausência de exogeneidade fraca	Rejeita a Nula

* Valor crítico obtido a partir de Madala & Kim (1998).

Tabela A. 33: Resultados dos testes de cointegração e de exogeneidade fraca - Irlanda.



Valores positivos indicam que a taxa de câmbio deve subir (se apreciar) para atingir o equilíbrio.

Valores negativos indicam que a taxa de câmbio deve cair (depreciar) para atingir o equilíbrio.

Figura A. 31: Gráfico de Desalinhamento cambial – Irlanda.

Itália

Os dados da Itália são apresentados na Figura A. 32. A Tabela A. 34 apresenta o teste de seleção de modelos para a realização do procedimento de Johansen. A Tabela A. 35 apresenta os resultados dos testes de cointegração. Pelo procedimento de Johansen, há evidência de cointegração, mas já pelo procedimento de Shin e Engle e Granger, a hipótese de cointegração não é rejeitada. A Figura A. 33 apresenta a estimativa de desalinhamento cambial feita para a Itália. Os resultados sugerem que a taxa de câmbio da Itália está acima do nível de fundamentos.

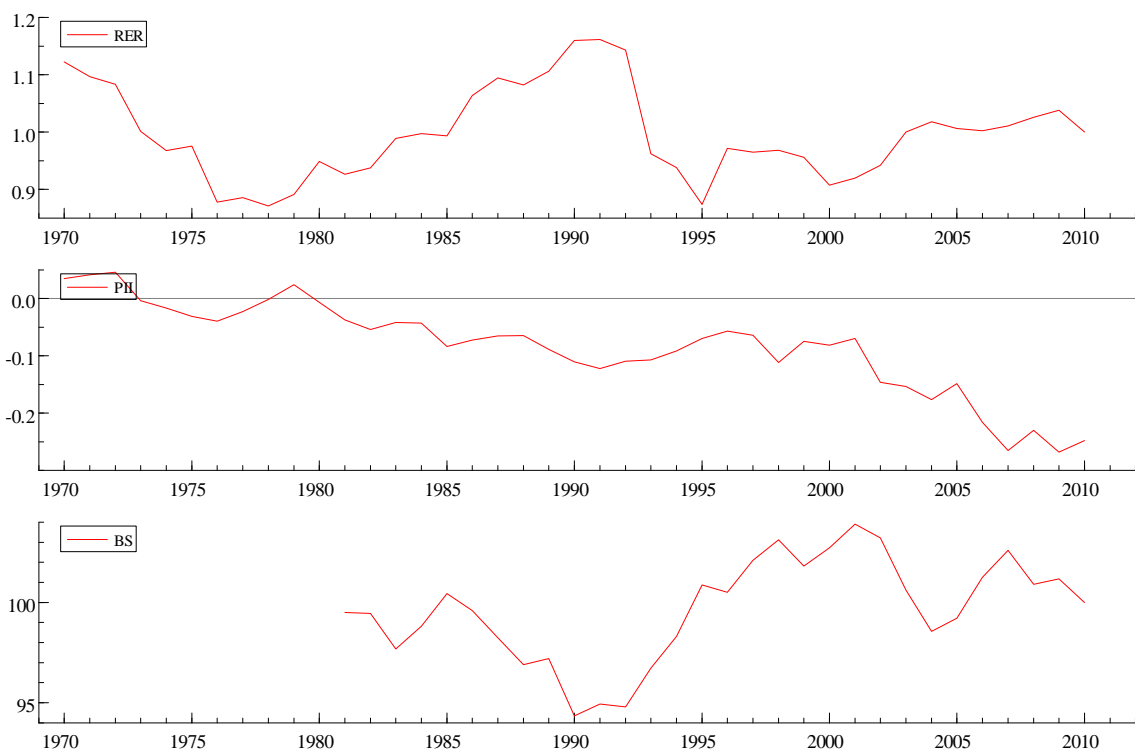


Figura A. 32: Itália - Taxa de câmbio real, Posição Internacional de investimento e Balassa-Samuelson

País: Itália									
Modelo	T	p	Método	log-verossimilhança	SC	HQ	AIC		
1	28	24	OLS	212,92	-12,35	-13,15	-13,49		
2	28	15	OLS	208,53	-13,11	> -13,61	> -13,82	>	>
Teste de Redução de Modelos									
1	-->	2	Qui-Quadrado (9)	7,001	[0.6370]				

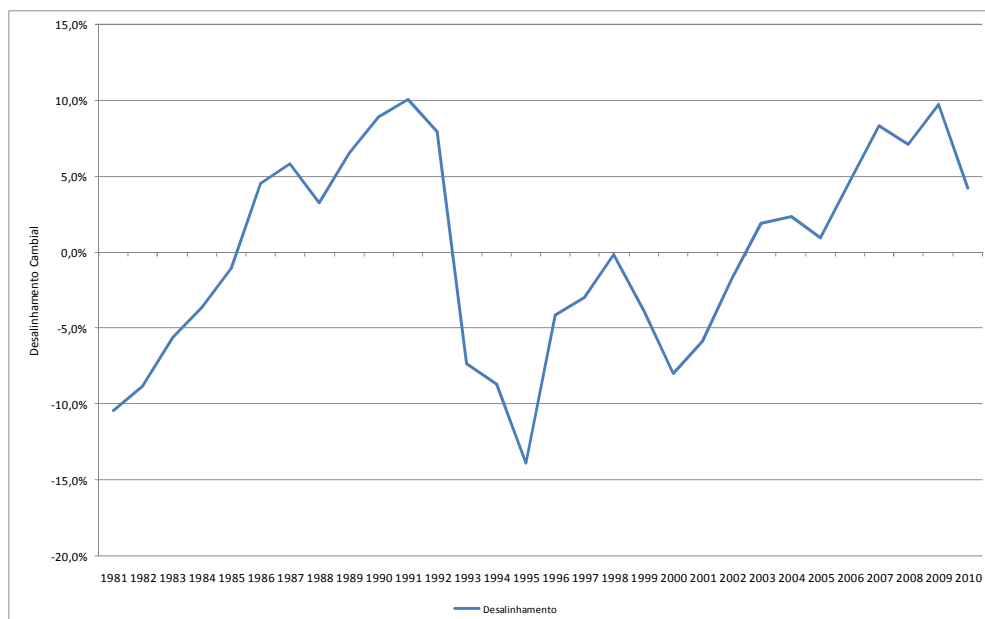
Variável exógena: Dummy 1993.

Tabela A. 34: Testes de Seleção da ordem do VAR – Itália.

Itália	Estatística de teste	Valor Crítico 5% *	Distribuição	Graus de Liberdade	P-valor	Tamanho da amostra	Hipótese Nula	Hipótese Alternativa	Conclusão
Engle e Granger	-3,646	-3,56	Não Padrão	n.a.		28	Ausência de cointegração	Presença de cointegração	Rejeita a Nula
Shin	0,059	0,221	Não Padrão	n.a.			Presença de cointegração	Ausência de cointegração	Aceita a Nula
Shin-FM	0,183	0,221	Não Padrão	n.a.			Presença de cointegração	Ausência de cointegração	Aceita a Nula
Traço	20,42		Não Padrão	n.a.	0,405		r=0	r=3	Aceita a Nula
Máximo auto-valor	17,04		Não Padrão	n.a.	0,176		r=0	r=1	Aceita a Nula
Exogeneidade fraca	5,61		Qui-quadrada	2	6,0616%		Presença de exogeneidade fraca	Ausência de exogeneidade fraca	Aceita a Nula

* Valor crítico obtido a partir de Madala & Kim (1998).

Tabela A. 35: Resultados dos testes de cointegração e de exogeneidade fraca - Itália.



Valores positivos indicam que a taxa de câmbio deve subir (se apreciar) para atingir o equilíbrio. Valores negativos indicam que a taxa de câmbio deve cair (depreciar) para atingir o equilíbrio.

Figura A. 33: Gráfico de Desalinamento cambial – Itália.

Japão

Os dados do Japão são apresentados na Figura A. 34. A Tabela A. 36 apresenta o teste de seleção de modelos para a realização do procedimento de Johansen. A Tabela A. 37 apresenta os resultados dos testes de cointegração. Pelo procedimento de Johansen há evidência de cointegração e Shin, mas já pelo procedimento de Engle e Granger a hipótese de cointegração não é rejeitada. A Figura A. 33 apresenta a estimativa de desalinhamento cambial feita para o Japão. Os resultados sugerem que a taxa de câmbio japonesa está abaixo do nível de fundamentos basicamente por conta da melhoria da posição internacional de investimentos japonesa.

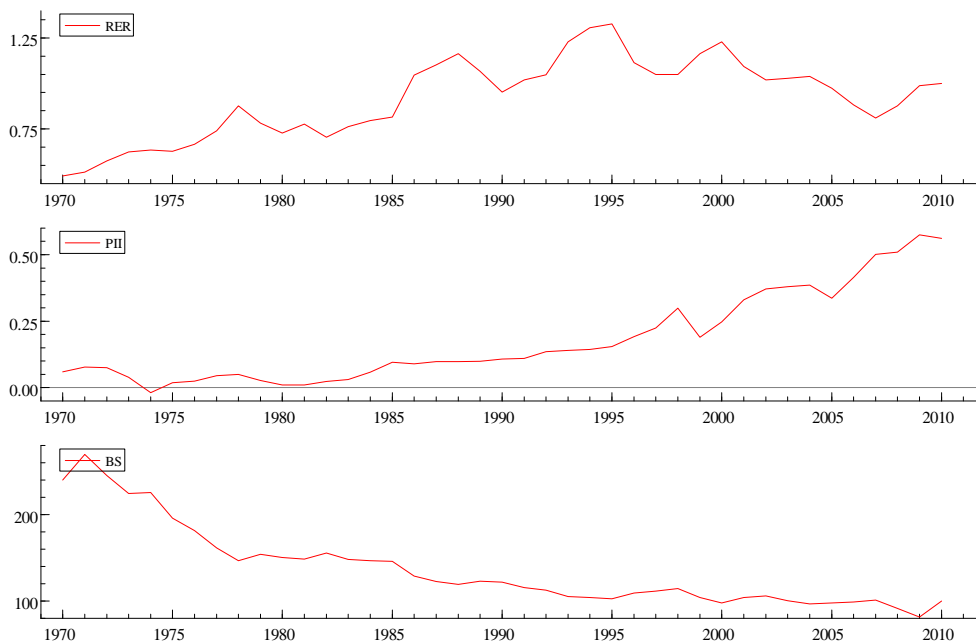


Figura A. 34: Japão - Taxa de câmbio real, Posição Internacional de investimento e Balassa-Samuelson

Seleção de Modelos									
País: Japão									
Modelo	T	p	Método	log-verossimilhança	SC	HQ	AIC		
1	39	33	OLS	236,30	-9,02	-9,92	-10,43		
2	39	24	OLS	232,13	-9,65	> -10,31	> -10,67	>	

Teste de Redução de Modelos				
1	-->	2	Qui-Quadrado (9)	6,3658 [0.7028]

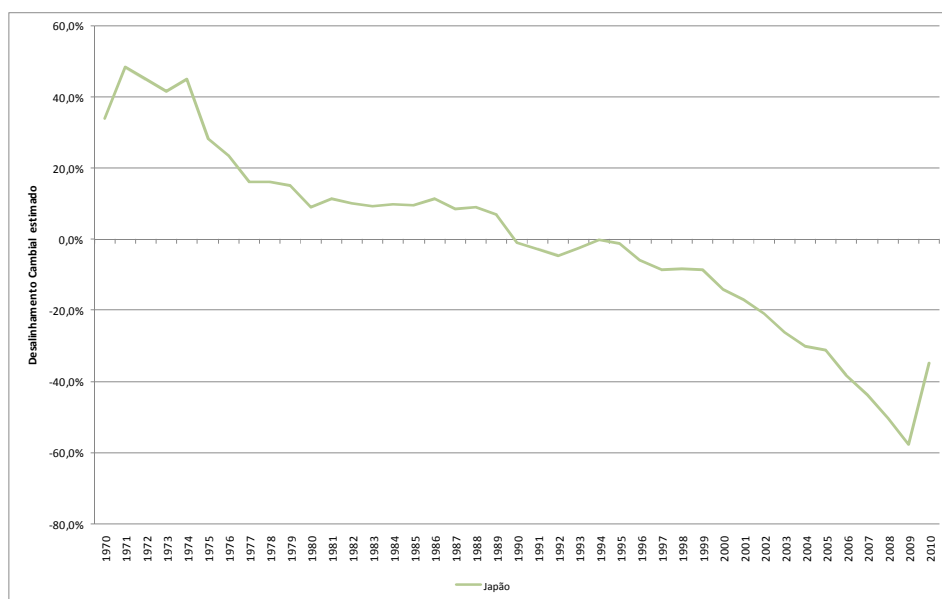
Variável exógena: Dummy 1975, 1999, 2005 e 2010.

Tabela A. 36: Testes de Seleção da ordem do VAR – Japão.

Japão	Estatística de teste	Valor Crítico 5% *	Distribuição	Graus de Liberdade	P-valor	Tamanho da amostra	Hipótese Nula	Hipótese Alternativa	Conclusão
Engle e Granger	-3,054	-3,50	Não Padrão	n.a.		39	Ausência de cointegração	Presença de cointegração	Aceita a Nula
Shin	0,132	0,221	Não Padrão	n.a.			Presença de cointegração	Ausência de cointegração	Aceita a Nula
Shin-FM	0,117	0,221	Não Padrão	n.a.			Presença de cointegração	Ausência de cointegração	Aceita a Nula
Traço	34,85		Não Padrão	n.a.	0,011		r=0	r=3	Rejeita a Nula
Máximo auto-valor	27,15		Não Padrão	n.a.	0,005		r=0	r=1	Rejeita a Nula
Exogeneidade fraca	14,138		Qui-quadrada	2	0,0851%		Presença de exogeneidade fraca	Ausência de exogeneidade fraca	Rejeita a Nula

* Valor crítico obtido a partir de Madala & Kim (1998).

Tabela A. 37: Resultados dos testes de cointegração e de exogeneidade fraca - Japão.



Valores positivos indicam que a taxa de câmbio deve subir (se apreciar) para atingir o equilíbrio. Valores negativos indicam que a taxa de câmbio deve cair (depreciar) para atingir o equilíbrio.

Figura A. 35: Gráfico de Desalinamento cambial – Japão.

México

Os dados do México são apresentados na Figura A. 36. A Tabela A. 38 apresenta o teste de seleção de modelos para a realização do procedimento de Johansen. A Tabela A. 39 apresenta os resultados dos testes de cointegração. Pelos procedimentos de Johansen e Shin, há evidência de cointegração, mas já pelo procedimento de Engle e Granger, a hipótese de cointegração não é rejeitada. A Figura A. 33 apresenta a estimativa de desalinhamento cambial feita para o México. Os resultados sugerem que a taxa de câmbio mexicana pode estar abaixo do nível de fundamentos.

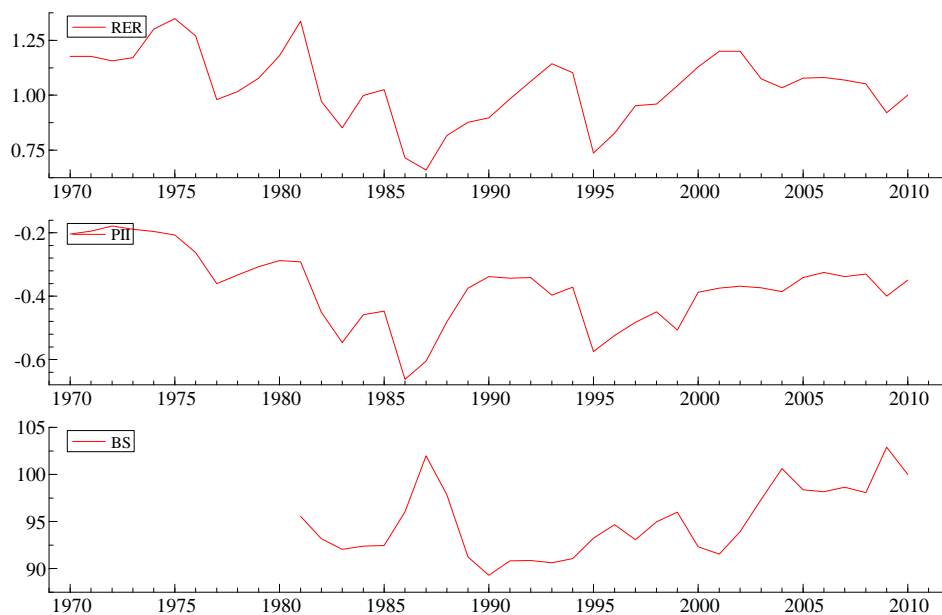


Figura A. 36: México - Taxa de câmbio real, Posição Internacional de investimento e Balassa-Samuelson.

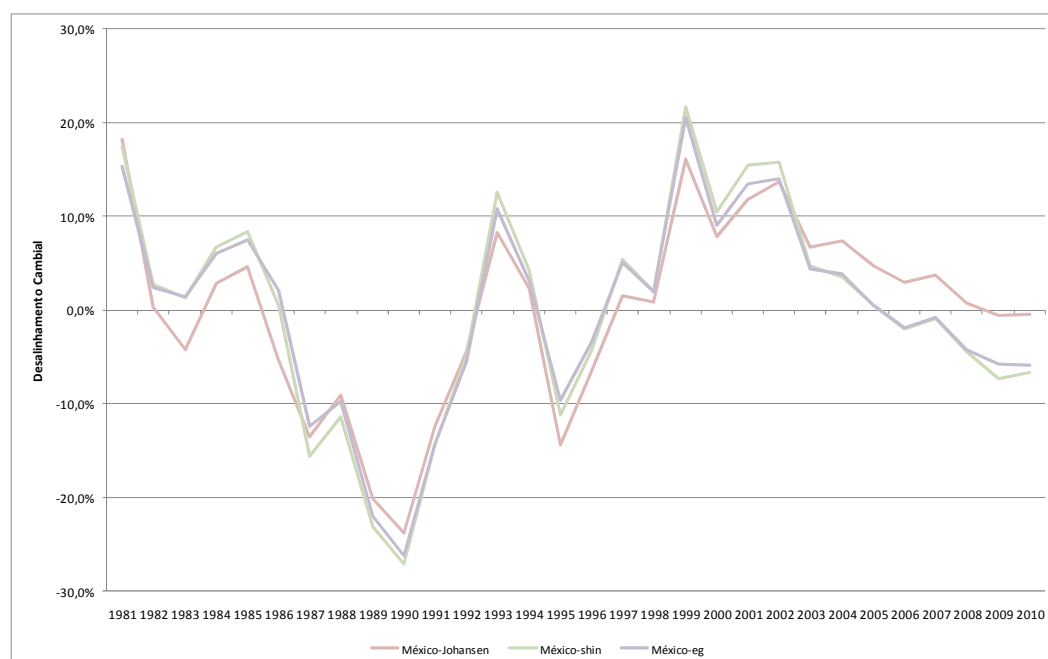
País: México									
Modelo	T	p	Método	log-verossimilhança	SC	HQ	AIC		
1	28	24	OLS	155,94	-8,28	-9,07	-9,42		
2	28	15	OLS	147,11	-8,72	> -9,22	> -9,44	>	
Teste de Redução de Modelos									
1	-->	2	Qui-Quadrado (9)	16,028	[0.0663]				
Variável exôgena: Dummy 1987.									

Tabela A. 38: Testes de Seleção da ordem do VAR – México.

México	Estatística de teste	Valor Crítico 5% *	Distribuição	Graus de Liberdade	P-valor	Tamanho da amostra	Hipótese Nula	Hipótese Alternativa	Conclusão
Engle e Granger	-2,207	-3,56	Não Padrão	n.a.		28	Ausência de cointegração	Presença de cointegração	Aceita a Nula
Shin	0,115	0,221	Não Padrão	n.a.			Presença de cointegração	Ausência de cointegração	Aceita a Nula
Shin-FM	0,132	0,221	Não Padrão	n.a.			Presença de cointegração	Ausência de cointegração	Aceita a Nula
Traço	23,60		Não Padrão	n.a.	0,225		r=0	r=3	Aceita a Nula
Máximo auto-valor	15,32		Não Padrão	n.a.	0,279		r=0	r=1	Aceita a Nula
Exogeneidade fraca	7,7094		Qui-quadrada	2	2,1180%		Presença de exogeneidade fraca	Ausência de exogeneidade fraca	Rejeita a Nula

* Valor crítico obtido a partir de Madala & Kim (1998).

Tabela A. 39: Resultados dos testes de cointegração e de exogeneidade fraca - México.



Valores positivos indicam que a taxa de câmbio deve subir (se apreciar) para atingir o equilíbrio. Valores negativos indicam que a taxa de câmbio deve cair (depreciar) para atingir o equilíbrio.

Figura A. 37: Gráfico de Desalinamento cambial – México.

Portugal

Os dados de Portugal são apresentados na Figura A. 38. A Tabela A. 40 apresenta o teste de seleção de modelos para a realização do procedimento de Johansen. A Tabela A. 41 apresenta os resultados dos testes de cointegração. Pelos procedimentos de Johansen e Shin há evidência de cointegração, mas já pelo procedimento de Engle e Granger a hipótese de ausência de cointegração não é rejeitada. A Figura A. 39 apresenta a estimativa de desalinamento cambial

feita para Portugal. Os resultados sugerem que a taxa de câmbio portuguesa pode estar abaixo do nível de fundamentos, mas os valores estimados são muito pequenos. Como a amostra é relativamente curta, talvez os parâmetros da dinâmica de curto prazo não estejam sendo estimados com a devida precisão.

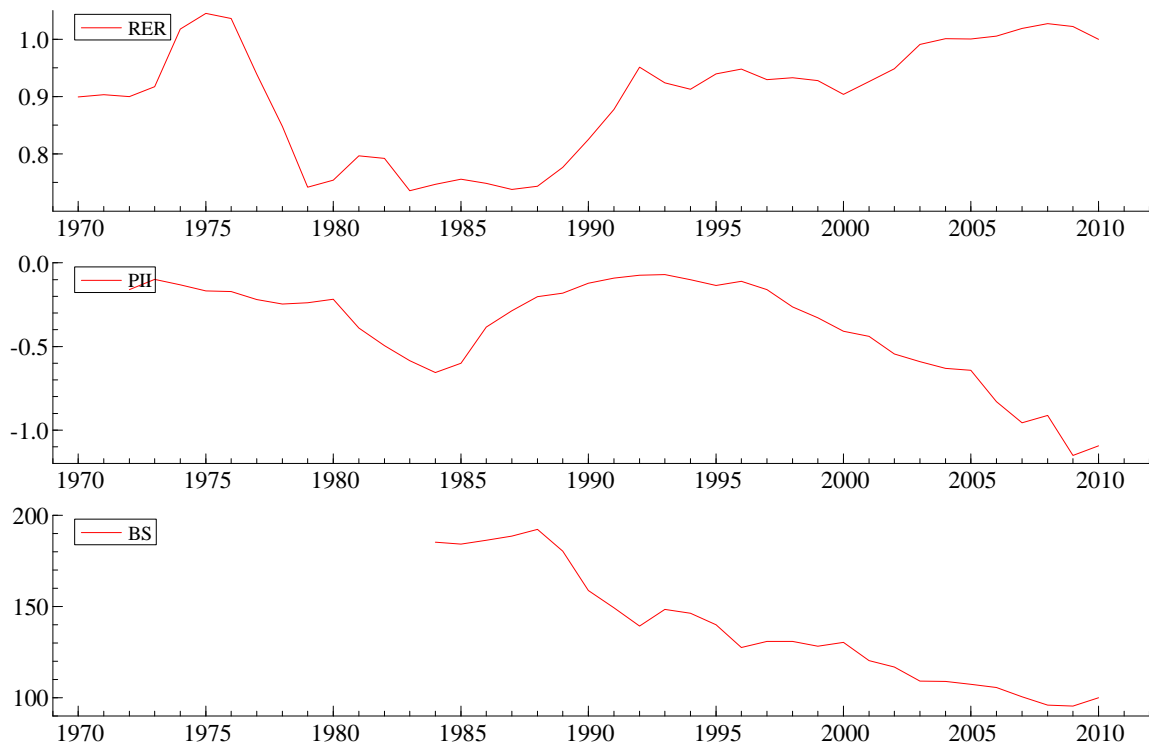


Figura A. 38: Portugal - Taxa de câmbio real, Posição Internacional de investimento e Balassa-Samuelson.

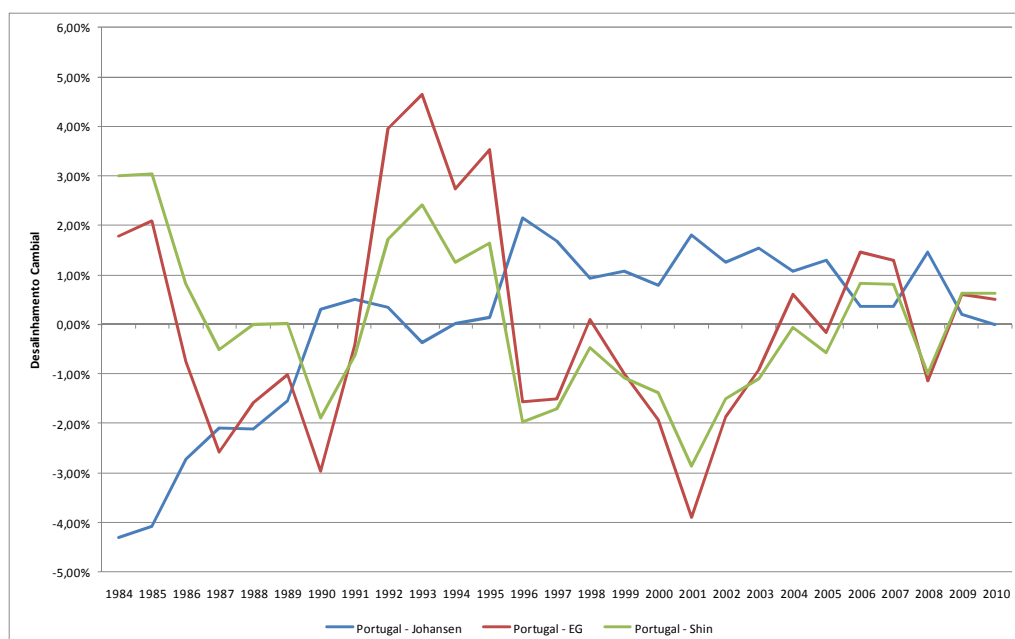
País: Portugal									
Modelo	T	p	Método	log-verossimilhança	SC	HQ	AIC		
1	25	21	OLS	160,82	-10,16	-10,90	>	-11,19	>
2	25	12	OLS	149,71	-10,43	>	-10,85	-11,02	
Teste de Redução de Modelos									
1	-->	2	Qui-Quadrado (9)	21,172	[0.0119]*				

Tabela A. 40: Testes de Seleção da ordem do VAR – Portugal.

Portugal	Estatística de teste	Valor Crítico 5% *	Distribuição	Graus de Liberdade	P-valor	Tamanho da amostra	Hipótese Nula	Hipótese Alternativa	Conclusão
Engle e Granger		-3,59	Não Padrão	n.a.		25	Ausência de cointegração	Presença de cointegração	Aceita a Nula
Shin		0,221	Não Padrão	n.a.			Presença de cointegração	Ausência de cointegração	Aceita a Nula
Shin-FM		0,221	Não Padrão	n.a.			Presença de cointegração	Ausência de cointegração	Aceita a Nula
Traço	31,00		Não Padrão	n.a.	0,036		r=0	r=3	Rejeita a Nula
Máximo auto-valor	21,67		Não Padrão	n.a.	0,040		r=0	r=1	Rejeita a Nula
Exogeneidade fraca	5,61		Qui-quadrada	2	6,0616%		Presença de exogeneidade fraca	Ausência de exogeneidade fraca	Aceita a Nula

* Valor crítico obtido a partir de Madala & Kim (1998).

Tabela A. 41: Resultados dos testes de cointegração e de exogeneidade fraca - Portugal.



Valores positivos indicam que a taxa de câmbio deve subir (se apreciar) para atingir o equilíbrio. Valores negativos indicam que a taxa de câmbio deve cair (depreciar) para atingir o equilíbrio.

Figura A. 39: Gráfico de Desalinhamento cambial – Portugal.

Reino Unido

Os dados do Reino Unido são apresentados na Figura A. 40. A Tabela A. 42 apresenta o teste de seleção de modelos para a realização do procedimento de Johansen. A Tabela A. 43 apresenta os resultados dos testes de cointegração. Pelo procedimento de Shin há evidência de cointegração, mas já pelos procedimentos de Engle-Granger e Johansen não há evidência de

cointegração. A Figura A. 41 apresenta a estimativa de desalinhamento cambial feita para o Reino Unido. Os resultados sugerem que a taxa de câmbio britânica pode estar acima do nível de fundamentos

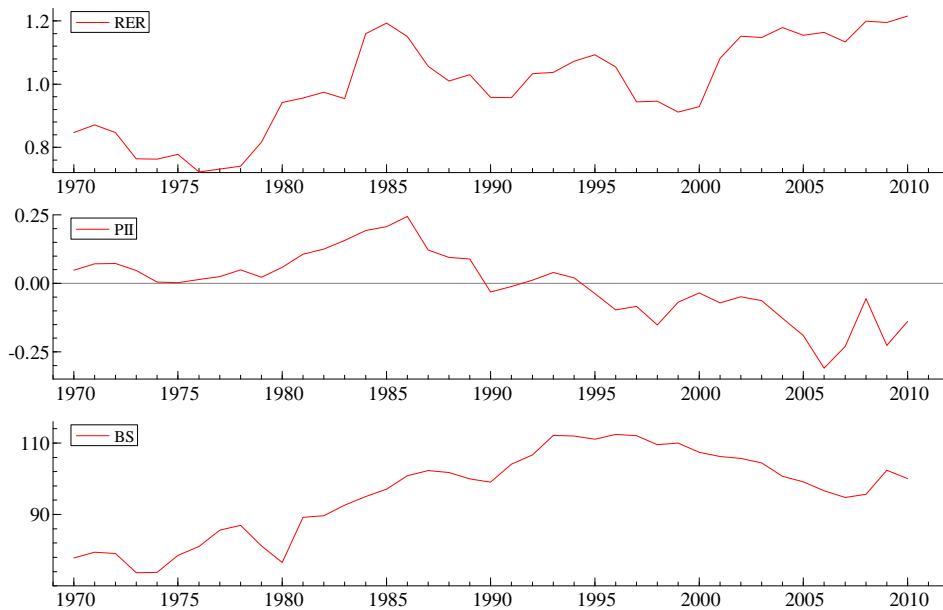


Figura A. 40: Reino Unido - Taxa de câmbio real, Posição Internacional de investimento e Balassa-Samuelson.

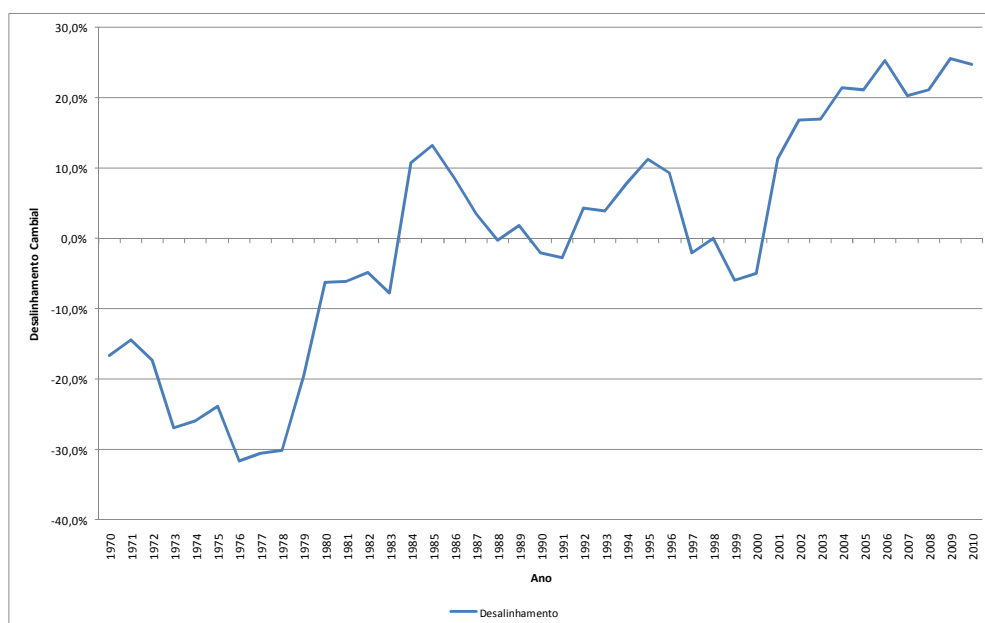
País: Reino Unido									
Modelo	T	p	Método	log-verossimilhança	SC		HQ	AIC	
1	39	33	OLS	201,38	-7,23		8,13	-8,64	
2	39	24	OLS	193,24	-7,66	>	-8,31	-8,68	>
Teste de Redução de Modelos									
1	-->	2	Qui-Quadrado (9)		12,679		[0.1777]		
Variável exógena: Dummy 1974, 1975, 1981 e 1983.									

Tabela A. 42: Testes de Seleção da ordem do VAR – Reino Unido.

Reino Unido	Estatística de teste	Valor Crítico 5% *	Distribuição	Graus de Liberdade	P-valor	Tamanho da amostra	Hipótese Nula	Hipótese Alternativa	Conclusão
Engle e Granger	-2,201	-3,50	Não Padrão	n.a.		39	Ausência de cointegração	Presença de cointegração	Aceita a Nula
Shin	0,115	0,221	Não Padrão	n.a.			Presença de cointegração	Ausência de cointegração	Aceita a Nula
Shin-FM	0,164	0,221	Não Padrão	n.a.			Presença de cointegração	Ausência de cointegração	Aceita a Nula
Traço	10,79		Não Padrão	n.a.	0,961		r=0	r=3	Aceita a Nula
Máximo auto-valor	8,80		Não Padrão	n.a.	0,844		r=0	r=1	Aceita a Nula
Exogeneidade fraca	11,025		Qui-quadrada	2	0,4036%		Presença de exogeneidade fraca	Ausência de exogeneidade fraca	Rejeita a Nula

* Valor crítico obtido a partir de Madala & Kim (1998).

Tabela A. 43: Resultados dos testes de cointegração e de exogeneidade fraca - Reino Unido.



Valores positivos indicam que a taxa de câmbio deve subir (se apreciar) para atingir o equilíbrio. Valores negativos indicam que a taxa de câmbio deve cair (depreciar) para atingir o equilíbrio.

Figura A. 41: Gráfico de Desalinamento cambial – Reino Unido.

Turquia

Os dados da Turquia são apresentados na Figura A. 42. A Tabela A. 44 apresenta o teste de seleção de modelos para a realização do procedimento de Johansen. A Tabela A. 45 apresenta os resultados dos testes de cointegração. Pelo procedimento de Shin e de Engle-Granger e Johansen não há evidência de cointegração. Somente para o procedimento de Shin modificado. A

Figura A. 43 apresenta a estimativa de desalinhamento cambial feita para a Turquia. Os resultados sugerem que a taxa de câmbio do país pode estar abaixo do nível de fundamentos

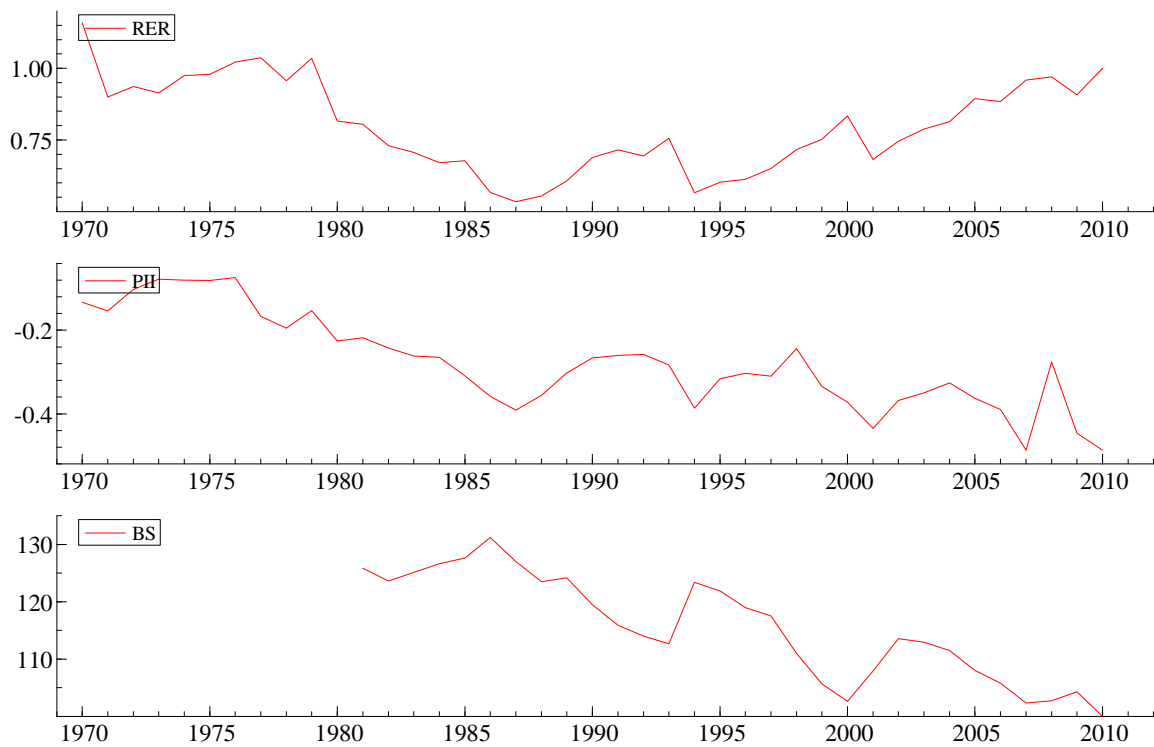


Figura A. 42: Turquia - Taxa de câmbio real, Posição Internacional de investimento e Balassa-Samuelson.

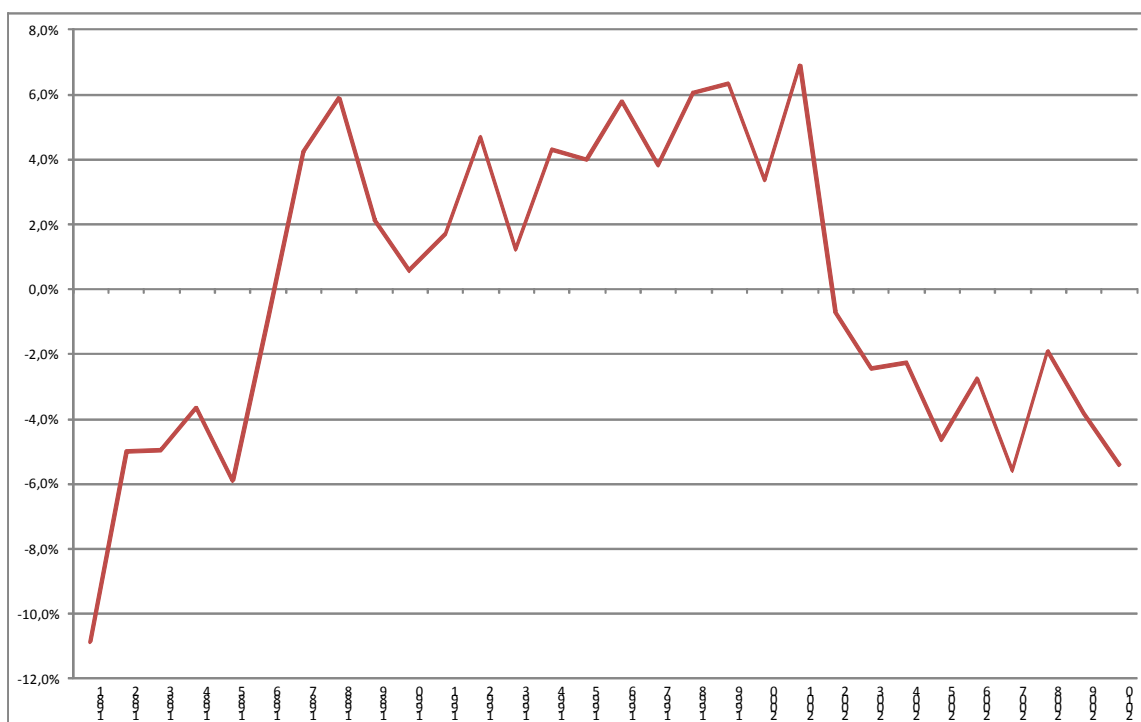
Seleção de Modelos										
País: Turquia										
Modelo	T	p	Método	log-verossimilhança	SC	HQ	AIC			
1	28	27	OLS	159,48	-8,18	-9,07	-9,46			
2	28	18	OLS	155,24	-8,95	> -9,54	> -9,80	>		
Teste de Redução de Modelos										
1	-->	2	Qui-Quadrado (9)	6,5261	[0.6863]					

Tabela A. 44: Testes de Seleção da ordem do VAR – Turquia.

Turquia	Estatística de teste	Valor Crítico 5% *	Distribuição	Graus de Liberdade	P-valor	Tamanho da amostra	Hipótese Nula	Hipótese Alternativa	Conclusão
Engle e Granger	-1,554	-3,56	Não Padrão	n.a.		28	Ausência de cointegração	Presença de cointegração	Aceita a Nula
Shin	0,251	0,221	Não Padrão	n.a.			Presença de cointegração	Ausência de cointegração	Rejeita a Nula
Shin-FM	0,086	0,221	Não Padrão	n.a.			Presença de cointegração	Ausência de cointegração	Aceita a Nula
Traço	17,67		Não Padrão	n.a.	60%		r=0	r=3	Aceita a Nula
Máximo auto-valor	12,79		Não Padrão	n.a.	49%		r=0	r=1	Aceita a Nula
Exogeneidade fraca	5,76		Qui-quadrada	2	5,6272%		Presença de exogeneidade fraca	Ausência de exogeneidade fraca	Aceita a Nula

* Valor crítico obtido a partir de Madala & Kim (1998).

Tabela A. 45: Resultados dos testes de cointegração e de exogeneidade fraca - Turquia.



Valores positivos indicam que a taxa de câmbio deve subir (se apreciar) para atingir o equilíbrio.

Valores negativos indicam que a taxa de câmbio deve cair (depreciar) para atingir o equilíbrio.

Figura A. 43: Gráfico de Desalinamento cambial – Turquia.

Uruguai

Os dados do Uruguai são apresentados na Figura A. 44. A Tabela A. 46 apresenta o teste de seleção de modelos para a realização do procedimento de Johansen. A Tabela A. 47 apresenta os resultados dos testes de cointegração. Pelo procedimento de Shin há evidência de cointegração, mas já pelos procedimentos de Engle-Granger e Johansen não há evidência de cointegração. A Figura A. 45 apresenta a estimativa de desalinhamento cambial feita para o Uruguai. Os resultados sugerem que a taxa de câmbio uruguaia pode estar acima do nível de fundamentos.

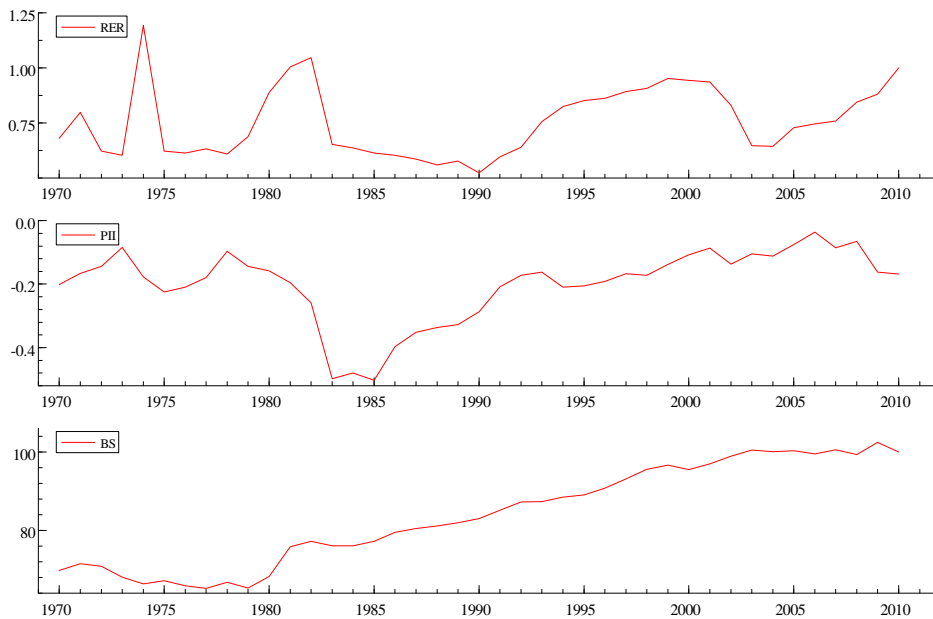


Figura A. 44: Uruguai - Taxa de câmbio real, Posição Internacional de investimento e Balassa-Samuelson.

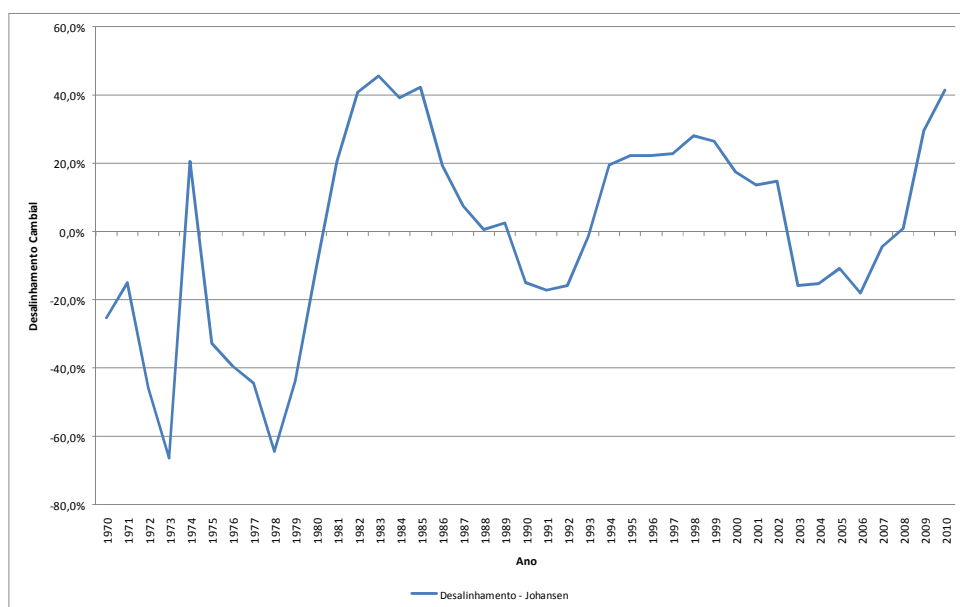
País: Uruguai									
Modelo	T	p	Método	log-verossimilhança	SC	HQ	AIC		
1	39	33	OLS	229,05	-8,65	-9,55	-10,05		
2	39	24	OLS	221,35	-9,10	> -9,75	> -10,12	>	
Teste de Redução de Modelos									
1	-->	2	Qui-Quadrado (9)		12,276	[0.1982]			
Variável exógena: Dummy 1974, 1975, 1981 e 1983.									

Tabela A. 46: Testes de Seleção da ordem do VAR – Uruguai.

Uruguai	Estatística de teste	Valor Crítico 5% *	Distribuição	Grau de Liberdade	P-valor	Tamanho da amostra	Hipótese Nula	Hipótese Alternativa	Conclusão
Engle e Granger	-2,669	-3,50	Não Padrão	n.a.		39	Ausência de cointegração	Presença de cointegração	Aceita a Nula
Shin	0,054	0,221	Não Padrão	n.a.			Presença de cointegração	Ausência de cointegração	Aceita a Nula
Shin-FM	0,088	0,221	Não Padrão	n.a.			Presença de cointegração	Ausência de cointegração	Aceita a Nula
Traço	18,75		Não Padrão	n.a.	0,521		r=0	r=3	Aceita a Nula
Máximo auto-valor	10,38		Não Padrão	n.a.	0,714		r=0	r=1	Aceita a Nula
Exogeneidade fraca	5,61		Qui-quadrada	2	6,0616%		Presença de exogeneidade fraca	Ausência de exogeneidade fraca	Aceita a Nula

* Valor crítico obtido a partir de Madala & Kim (1998).

Tabela A. 47: Testes de cointegração de Johansen – Uruguai.



Valores positivos indicam que a taxa de câmbio deve subir (se apreciar) para atingir o equilíbrio.

Valores negativos indicam que a taxa de câmbio deve cair (depreciar) para atingir o equilíbrio.

Figura A. 45: Gráfico de Desalinamento cambial – Uruguai.

Índice de Figuras:

Figura A. 1: África do Sul: Taxa de câmbio real, Posição Internacional de investimento e Balassa-Samuelson	24
Figura A. 2: Alemanha: Taxa de câmbio real, Posição Internacional de investimento e Balassa-Samuelson	26
Figura A. 3: Gráfico do desalinhamento cambial estimado - Alemanha.....	27
Figura A. 4: Austrália - Taxa de câmbio real, Posição Internacional de investimento e Balassa-Samuelson	29
Figura A. 5: Gráfico do desalinhamento cambial estimado - Austrália.....	30
Figura A. 6: Argentina: Taxa de câmbio real, Posição Internacional de investimento e Balassa-Samuelson	31
Figura A. 7: Brasil - Taxa de câmbio real, Posição Internacional de investimento e Balassa-Samuelson	32
Figura A. 8: Gráfico de Desalinhamento cambial - Brasil.....	33
Figura A. 9: Canadá - Taxa de câmbio real, Posição Internacional de investimento e Balassa-Samuelson	35
Figura A. 10: Cingapura - Taxa de câmbio real, Posição Internacional de investimento e Balassa-Samuelson	36
Figura A. 11: Colômbia - Taxa de câmbio real, Posição Internacional de investimento e Balassa-Samuelson	38
Figura A. 12: Gráfico de Desalinhamento cambial colombiano.....	39
Figura A. 13: República da Coreia - Taxa de câmbio real, Posição Internacional de investimento e Balassa-Samuelson.....	40
Figura A. 14: Dinamarca - Taxa de câmbio real, Posição Internacional de investimento e Balassa-Samuelson	42
Figura A. 15: Gráfico de Desalinhamento cambial - Dinamarca.....	43
Figura A. 16: Espanha - Taxa de câmbio real, Posição Internacional de investimento e Balassa-Samuelson	44
Figura A. 17: Espanha - Desalinhamento cambial estimado.	45

Figura A. 18: Estados Unidos - Taxa de câmbio real, Posição Internacional de investimento e Balassa-Samuelson	46
Figura A. 19: Gráfico de Desalinhamento cambial - Estados Unidos.	47
Figura A. 20: Finlândia - Taxa de câmbio real, Posição Internacional de investimento e Balassa-Samuelson.....	49
Figura A. 21: Gráfico de Desalinhamento cambial - Finlândia.	50
Figura A. 22: França - Taxa de câmbio real, Posição Internacional de investimento e Balassa-Samuelson.....	51
Figura A. 23: Gráfico de Desalinhamento cambial - França.	52
Figura A. 24: Grécia - Taxa de câmbio real, Posição Internacional de investimento e Balassa-Samuelson.....	53
Figura A. 25: Gráfico de Desalinhamento cambial - Grécia.	54
Figura A. 26: Holanda - Taxa de câmbio real, Posição Internacional de investimento e Balassa-Samuelson.....	55
Figura A. 27: Gráfico de Desalinhamento cambial – Holanda.....	56
Figura A. 28: Índia - Taxa de câmbio real, Posição Internacional de investimento e Balassa-Samuelson.....	57
Figura A. 29: Gráfico de Desalinhamento cambial – Índia.	58
Figura A. 30: Irlanda - Taxa de câmbio real, Posição Internacional de investimento e Balassa-Samuelson.....	59
Figura A. 31: Gráfico de Desalinhamento cambial – Irlanda.	60
Figura A. 32: Itália - Taxa de câmbio real, Posição Internacional de investimento e Balassa-Samuelson.....	61
Figura A. 33: Gráfico de Desalinhamento cambial – Itália.	62
Figura A. 34: Japão - Taxa de câmbio real, Posição Internacional de investimento e Balassa-Samuelson.....	63
Figura A. 35: Gráfico de Desalinhamento cambial – Japão.	64
Figura A. 36: México - Taxa de câmbio real, Posição Internacional de investimento e Balassa-Samuelson.....	65
Figura A. 37: Gráfico de Desalinhamento cambial – México.	66

Figura A. 38: Portugal - Taxa de câmbio real, Posição Internacional de investimento e Balassa-Samuelson.....	67
Figura A. 39: Gráfico de Desalinhamento cambial – Portugal.....	68
Figura A. 40: Reino Unido - Taxa de câmbio real, Posição Internacional de investimento e Balassa-Samuelson.	69
Figura A. 41: Gráfico de Desalinhamento cambial – Reino Unido.....	70
Figura A. 42: Turquia - Taxa de câmbio real, Posição Internacional de investimento e Balassa-Samuelson.....	71
Figura A. 43: Gráfico de Desalinhamento cambial – Turquia.....	72
Figura A. 44: Uruguai - Taxa de câmbio real, Posição Internacional de investimento e Balassa-Samuelson.....	73
Figura A. 45: Gráfico de Desalinhamento cambial – Uruguai.	74

Índice de Tabelas:

Tabela A. 1: Resultados dos testes de cointegração – África do Sul.....	24
Tabela A. 2: Resultados dos testes de seleção da ordem do VAR – África do Sul.....	24
Tabela A. 3: Resultados dos testes de seleção da ordem do VAR – Alemanha.....	27
Tabela A. 4: Resultados dos testes de cointegração – Alemanha.....	27
Tabela A. 5: Resultados dos testes de seleção da ordem do VAR – Austrália.....	29
Tabela A. 6: Resultados dos testes de cointegração – Austrália.....	29
Tabela A. 7: Testes de Seleção da ordem do VAR - Brasil.....	33
Tabela A. 8: Resultados dos testes de cointegração e de exogeneidade fraca - Brasil.....	33
Tabela A. 9: Testes de Seleção da ordem do VAR - Canadá.....	35
Tabela A. 10: Resultados dos testes de cointegração e de exogeneidade fraca.....	35
Tabela A. 11: Cingapura - Resultados dos testes de cointegração e de exogeneidade fraca - Cingapura.....	37
Tabela A. 12: Testes de Seleção da ordem do VAR – Colômbia.....	39
Tabela A. 13: Resultados dos testes de cointegração e de exogeneidade fraca - Colômbia.....	39
Tabela A. 14: Testes de Seleção da ordem do VAR – República da Coreia.....	40
Tabela A. 15: Resultados dos testes de cointegração - República da Coreia.....	41
Tabela A. 16: Testes de Seleção da ordem do VAR – Dinamarca.....	42
Tabela A. 17: Resultados dos testes de cointegração - Dinamarca.....	42
Tabela A. 18: Testes de Seleção da ordem do VAR – Espanha.....	44
Tabela A. 19: Resultados dos testes de cointegração e de exogeneidade fraca - Espanha.....	45
Tabela A. 20: Testes de Seleção da ordem do VAR - Estados Unidos.....	47
Tabela A. 21: Resultados dos testes de cointegração e de exogeneidade fraca - Estados Unidos.....	47
Tabela A. 22: Testes de Seleção da ordem do VAR – Finlândia.....	49
Tabela A. 23: Resultados dos testes de cointegração e de exogeneidade fraca - Finlândia.....	49
Tabela A. 24: Testes de Seleção da ordem do VAR – França.....	51
Tabela A. 25: Resultados dos testes de cointegração e de exogeneidade fraca - França.....	51
Tabela A. 26: Testes de Seleção da ordem do VAR – Grécia.....	53
Tabela A. 27: Resultados dos testes de cointegração e de exogeneidade fraca - Grécia.....	53

Tabela A. 28: Testes de Seleção da ordem do VAR – Holanda.	55
Tabela A. 29: Resultados dos testes de cointegração e de exogeneidade fraca - Holanda.	55
Tabela A. 30: Testes de Seleção da ordem do VAR – Índia.....	58
Tabela A. 31: Resultados dos testes de cointegração e de exogeneidade fraca - Índia.	58
Tabela A. 32: Testes de Seleção da ordem do VAR – Irlanda.	60
Tabela A. 33: Resultados dos testes de cointegração e de exogeneidade fraca - Irlanda.	60
Tabela A. 34: Testes de Seleção da ordem do VAR – Itália.....	62
Tabela A. 35: Resultados dos testes de cointegração e de exogeneidade fraca - Itália.	62
Tabela A. 36: Testes de Seleção da ordem do VAR – Japão.....	64
Tabela A. 37: Resultados dos testes de cointegração e de exogeneidade fraca - Japão.	64
Tabela A. 38: Testes de Seleção da ordem do VAR – México.....	65
Tabela A. 39: Resultados dos testes de cointegração e de exogeneidade fraca - México.	66
Tabela A. 40: Testes de Seleção da ordem do VAR – Portugal.	67
Tabela A. 41: Resultados dos testes de cointegração e de exogeneidade fraca - Portugal.	68
Tabela A. 42: Testes de Seleção da ordem do VAR – Reino Unido.	69
Tabela A. 43: Resultados dos testes de cointegração e de exogeneidade fraca - Reino Unido. ...	70
Tabela A. 44: Testes de Seleção da ordem do VAR – Turquia.	71
Tabela A. 45: Resultados dos testes de cointegração e de exogeneidade fraca - Turquia.	72
Tabela A. 46: Testes de Seleção da ordem do VAR – Uruguai.....	73
Tabela A. 47: Testes de cointegração de Johansen – Uruguai.....	74