

# Determinantes do Desalinhamento Cambial: Uma análise com cointegração em painel

Marcos Rocha\*  
Fernando Barbi\*\*

**Resumo:** Foi utilizada a técnica de cointegração em painel para estimar-se os desalinhamentos cambiais para um painel de 70 países. Uma vez obtidos os índices de desalinhamento cambial, diversas especificações empíricas investigaram quais as relações entre regime cambial, controle de capitais e o índice de desalinhamento, com o objetivo de encontrar nessas variáveis de política macroeconômica os possíveis determinantes do desvio permanente da taxa de câmbio real de sua trajetória de equilíbrio. Os resultados para os regimes de câmbio intermediários apresentam resultados díspares para as classificações de regimes cambiais de Reinhart e Roggof (2004) e Levy-Yeyati e Sturzenegger (2002). Entretanto, ambas as classificações apontam que o câmbio fixo atua no sentido da apreciação cambial, independente da classificação utilizada. O trabalho sublinha também que a prática de políticas de países do leste Asiático do tipo "*Export-Led Growth*" é responsável por maior pressão de desalinhamento da taxa de câmbio real do que problemas com inflação ou a magnitude dos gastos públicos, dentro da gama de determinantes prováveis levantados por este trabalho.

**Palavras Chave:** Câmbio Real, Política Econômica, Painel de Dados

**Abstract:** It was used panel co-integration techniques to estimate the real exchange rate misalignments for a wide sample of countries. Once the misalignments index is built, several econometric specifications investigate what are the relationships between currency regime, capital controls and misalignment index, aiming to find in the behavior of policy variables the potential determinants of the permanent deviation of the real exchange rate and its long run equilibrium path. The results for currency regimes points out to over-valuating misalignments for pegged regimes. The work underlines also the East-Asian export-led growth practices as the most important responsible for over-valuating misalignments of real exchange rate.

**Key-Words:** Real Exchange Rate, Economic Policies, Panel Data.

**JEL:** C23, F3, F41.

## Submissão à Área 6 - Economia internacional

Célio Hiratuka (IE-Unicamp)

Ecio Costa (Pimes-UFPE)

Jorge Chami Batista (IE-UFRJ)

---

\* Doutorando pela Fundação Getulio Vargas, EESP. Email: marcosrocha@gvmail.br

\*\* Doutorando pela Fundação Getulio Vargas – EESP. Email: fbarbi@gmail.com

## Determinantes do Desalinhamento Cambial: Uma análise com cointegração em painel

**Resumo:** Foi utilizada a técnica de cointegração em painel para estimar-se os desalinhamentos cambiais para um painel de 70 países. Uma vez obtidos os índices de desalinhamento cambial, diversas especificações empíricas investigaram quais as relações entre regime cambial, controle de capitais e o índice de desalinhamento, com o objetivo de encontrar nessas variáveis de política macroeconômica os possíveis determinantes do desvio permanente da taxa de câmbio real de sua trajetória de equilíbrio. Os resultados para os regimes de câmbio intermediários apresentam resultados díspares para as classificações de regimes cambiais de Reinhart e Roggof (2004) e Levy-Yeyati e Sturzenegger (2002). Entretanto, ambas as classificações apontam que o câmbio fixo atua no sentido da apreciação cambial, independente da classificação utilizada. O trabalho sublinha também que a prática de políticas de países do leste Asiático do tipo "*Export-Led Growth*" é responsável por maior pressão de desalinhamento da taxa de câmbio real do que problemas com inflação ou a magnitude dos gastos públicos, dentro da gama de determinantes prováveis levantados por este trabalho.

**Palavras Chave:** Câmbio Real, Política Econômica, Painel de Dados

**Abstract:** It was used panel co-integration techniques to estimate the real exchange rate misalignments for a wide sample of countries. Once the misalignments index is built, several econometric specifications investigate what are the relationships between currency regime, capital controls and misalignment index, aiming to find in the behavior of policy variables the potential determinants of the permanent deviation of the real exchange rate and its long run equilibrium path. The results for currency regimes points out to over-valuating misalignments for pegged regimes. The work underlines also the East-Asian export-led growth practices as the most important responsible for over-valuating misalignments of real exchange rate.

**Key-Words:** Real Exchange Rate, Economic Policies, Panel Data.

**JEL:** C23, F3, F41.

# 1 Introdução

Um dos fatos mais notáveis no sistema de mercados mundiais com o fim da era de Bretton Woods são as grandes mudanças nas taxas de câmbio reais. Neste contexto, o estudo do desalinhamento da taxa de câmbio real tem atraído a atenção dos economistas. Num momento em que a desvalorização do Dólar em face ao Euro e o debate sobre a política cambial na China gera numerosos debates, o desalinhamento cambial torna-se assunto de especial interesse. Os desalinhamentos da taxa de câmbio real resultam em perda do bem estar e custos de eficiência que são relacionados aos desequilíbrios de preços. Talvez a fonte mais importante destes custos advenha do fato de que o desalinhamento da taxa de câmbio real (TCR) é acompanhado da imposição de uma bateria de controles do câmbio e do comércio almejando reduzir a drenagem da divisas que acompanha um processo de sobre-apreciação da TCR. Nesse sentido, o protecionismo comercial e o controle de capitais, sob a gerência de políticas macroeconômicas inconsistentes com a trajetória da TCR em direção a seu equilíbrio de longo prazo, podem ser pontos-chave para entender o fenômeno da persistência de desalinhamentos (Edwards, 1987).

Em geral, a literatura aponta a TCR de equilíbrio como aquela determinada conjuntamente pelos balanços internos e externos intertemporais de uma economia. O balanço interno é alcançado quando o preço dos bens não comercializáveis em relação ao preço dos bens comercializáveis equilibra o mercado, ou seja, quando a oferta de bens não comercializáveis iguala a sua demanda. O equilíbrio externo é atingido quando a conta corrente é sustentável pelos fluxos de capitais. O desvio da TCR de seu valor de equilíbrio de longo prazo é então definido como desalinhamento cambial (Edwards, 1994; Elbadawi, 1994; Montiel, 1999; Williamson, 1994)

Definida a taxa de câmbio de equilíbrio de longo prazo nestes termos, uma questão fundamental que surge para os economistas é avaliar quais são as possíveis causas da persistência do desalinhamento cambial. Por que o ajuste do mercado não operaria no sentido de manter a tendência da TCR de equilíbrio, descontada a rigidez natural dos preços no curto prazo? O objeto de análise deste artigo é entender e explicitar as causas da persistência de desalinhamentos cambiais da TCR.

Inspirado nessas considerações, esse trabalho estima o desalinhamento para a taxa de câmbio real e busca em variáveis de política, como o grau de abertura comercial, o grau de liberdade dos fluxos de capital e a escolha dos regimes cambiais como as causas possíveis de desalinhamentos. A idéia é de que, como a taxa de câmbio real é fundamentalmente um preço macroeconômico, controles dos fluxos macroeconômicos devem ser importantes para explicar porque o preço está fora do seu lugar. Para isso, foi usado painéis de dados do *World Development Indicators* e da *World Penn Tables* 6.7 para 70 países, entre 1980 e 2004, além da série histórica de Reinhart e Rogoff (2000) de classificação de regimes cambiais e a de Edwards (2005) para o grau de abertura de capitais dos países.

Na estratégia empírica, o objetivo do artigo é duplo: primeiro, uma equação de câmbio real de equilíbrio de longo prazo é estimada, de forma a se estimar, a partir dos valores previstos da equação, um índice do desalinhamento da taxa de câmbio. A taxa de câmbio real de longo prazo é ajustada usando técnicas de painel cointegração DOLS (*Dynamic Ordinary Least Squares*). Em segundo lugar, é investigada então a relação entre o desalinhamento da taxa de câmbio real e diversos indicadores de política macroeconômica usando estimadores de painel dinâmico System-GMM e Difference-GMM.

O artigo está organizado da seguinte forma: além desta introdução, é feita uma breve revisão teórica dos determinantes fundamentais da TCR. Na Seção 2, é feita uma abordagem teórica dos fundamentos da TCR de longo prazo e do problema de desalinhamento. A Seção 3 apresenta as bases de dados utilizadas. A Seção 4 trata

dos resultados dos testes de raiz unitária e de cointegração em painel. A Seção 5 apresenta os resultados empíricos, enquanto a Seção 6 finaliza o trabalho com alguns comentários finais.

## 2 Abordagem Teórica: Desalinhamento Cambial

Como esclarece Edwards (1987), movimentos justificados da TCR são gerados por mudanças tecnológicas, por exemplo, e são fenômenos de equilíbrio que não requerem intervenção do governo. Os ajustes estruturais da TCR em direção à sua trajetória de equilíbrio de longo prazo seriam feitos naturalmente através da sinalização de preços do mercado. Movimentos não justificados e persistentes de divergência entre a TCR e sua trajetória de equilíbrio de longo prazo, entretanto, representam uma situação que não é sustentável ao longo do tempo. Este desequilíbrio – chamado desalinhamento cambial e explicado a seguir – é custoso e requer ação governamental.

Para começar com a definição de desalinhamento da TCR, é útil defini-la como:

$$RER = P_T/P_N = sP_T^*/P_N \quad (1)$$

Onde  $P_T$  e  $P_N$  são respectivamente os preços denominados em moeda doméstica dos bens comercializáveis e não-comercializáveis e  $s$  é a taxa nominal de câmbio. Sob um regime de câmbio flutuante, a taxa nominal de câmbio  $s$  é endógena. Mesmo sob regimes de câmbio fixo,  $P_N$  é uma variável endógena. Portanto, em ambos os casos, a TCR é endógena e deve ser determinada como o resultado do equilíbrio macroeconômico da economia. Essa análise leva alguns economistas a questionarem a distinção entre a TCR observada e seu valor de equilíbrio nocional. É questionada a própria definição e mensuração de uma TCR de equilíbrio. Montiel (2003), entretanto, acredita que a análise é equivocada: a distinção entre a TCR observada e seu valor de equilíbrio não é entre equilíbrios e desequilíbrios, mas entre diferentes tipos de equilíbrio – isto é, entre equilíbrios condicionados em valores diferentes de variáveis macroeconômicas. O equilíbrio de referência de longo prazo, portanto, necessita de uma definição adequada para que possa servir de referência ao cálculo de um potencial desalinhamento cambial. A definição tradicional da TCR de equilíbrio é aquela que é consistente com o balanço macroeconômico interno e externo, condicionado a valores sustentáveis de variáveis exógenas e de política (ou seja, ao equilíbrio intertemporal). O balanço interno refere-se à situação em que os mercados de bens comercializáveis e não-comercializáveis estão ambos em equilíbrio, e corresponde ao equilíbrio macroeconômico com pleno emprego. O balanço externo, por outro lado, refere-se a uma situação em que o déficit em conta corrente da economia é igual ao valor intertemporal sustentável de entrada de fluxos de capitais que se espera receber. Assim, quando se aponta uma TCR de equilíbrio, não se refere a uma TCR obtida de qualquer equilíbrio arbitrariamente escolhido, mas sim de um equilíbrio sustentável intertemporalmente.

Como observa Montiel (2003), se a TCR não for estacionária, modelos teóricos como o do Anexo I, sugerem que um subconjunto de fundamentos não deve ser estacionários também. Essa constatação sugere que o uso de equações de cointegração ligando a TCR com um subconjunto relevante de "fundamentos", baseando-se nos valores correntes observáveis da TCR e dos fundamentos. A teoria econométrica sugere que quando nem a TCR nem um subconjunto de determinantes "fundamentais" é estacionário, os parâmetros que ligam a TCR de longo prazo aos valores permanentes dos fundamentos não-estacionários pode ser estimado desses valores observáveis. Esses parâmetros estimados revelariam a relação de longo prazo entre a TCR e seus determinantes fundamentais, permitindo assim a estimação de uma TCR de longo prazo.

Uma vez decidido qual o arcabouço teórico para lidar com a TCR, a aplicação dos conceitos relevantes do modelo necessita de uma medida empírica da TCR. A

escolha mais comum é a chamada taxa de câmbio real efetiva (TCRE).<sup>1</sup> Para construir um índice de desalinhamento da TCRE, são usadas as estimativas de longo prazo dos fundamentos econômicos obtidos com DOLS (*Dynamic Ordinary Least Squares*) para computar os valores previstos da que seria a TCRE de equilíbrio. Essa técnica, entretanto, não é tão direta. Como aponta Alberola (2003), encontrar a relação de cointegração de longo prazo entre a TCRE e seus fundamentos daria uma estimação da taxa de equilíbrio se fosse possível observar o nível de equilíbrio dos fundamentos: ou seja, aqueles valores para fundamentos da TCR (como produtividade ou passivos externos) que sejam sustentáveis com uma trajetória de equilíbrio intertemporal. Entretanto, só é possível observar os valores conhecidos (e correntes) destas variáveis. Assim, para calcular a TCRE de equilíbrio faz-se necessário isolar os valores permanentes dos fundamentos macroeconômicos da influência de suas flutuações de curto prazo. Há várias técnicas para filtrar e decompor séries de tempo. Neste trabalho foi utilizado o filtro Hodrick-Prescott (HP) para obter os valores permanentes ou de equilíbrio das variáveis fundamentais.<sup>2</sup> Assim, as estimativas da TCRE de longo prazo são obtidas substituindo-se os valores do componente permanente na equação de cointegração. Os índices de desalinhamento da TCRE computados correspondem à diferença entre a TCRE observada e a de equilíbrio, tomadas em logaritmos. A idéia é caracterizar a TCRE de equilíbrio de longo prazo como aquela que corresponde aos valores sustentáveis dos fundamentos macroeconômicos. Assim, é possível identificar grandes episódios de desalinhamento e prover um apontamento quantitativo da extensão na qual a TCRE está em conformidade com seus fundamentos econômicos sustentáveis de longo prazo. Uma vez obtido o índice de desalinhamento, é possível buscar seus determinantes em variáveis de política econômica a causa da persistência dos desalinhamentos da TCR, na linha da argumentação de Edwards (1987), como explicado a seguir.

Os diversos determinantes de desalinhamento tratados no exercício empírico desse texto tem uma formato tentativo no Diagrama 1. Edwards (1987) encontra na persistência de políticas macroeconômicas inconsistentes com a trajetória do câmbio (e com o regime cambial) dos países a causa da persistência do desalinhamento, e fundamenta a extensão do modelo no diagrama 1. Embora fatores estruturais como a evolução dos termos de troca ou produtividade possa explicar o desajuste entre a TCR e sua tendência de equilíbrio de longo prazo, essa tendência se dissipa no curto prazo com a ação da oferta e demanda do mercado e preços relativos. O entendimento de como há em um país a manutenção crônica do desalinhamento cambial, defende o autor, deve ser buscada no comportamento das políticas macroeconômicas. Quando elas são “inconsistentes” com o sistema oficial da taxa de câmbio nominal, o desalinhamento da TCR passa a ser persistente, e um problema custoso. Assim, o desalinhamento persistente surgiria quando a política macroeconômica em voga em um país é incompatível com o sistema oficial de taxa de câmbio nominal adotada. Por exemplo, uma política monetária expansionista – seja ela alimentada com déficit fiscal ou não – é incompatível com uma trajetória de uma taxa de câmbio nominal fixa (pré-determinada), uma vez que os preços dos bens domésticos tenderão a crescer a uma taxa maior do que a inflação mundial.

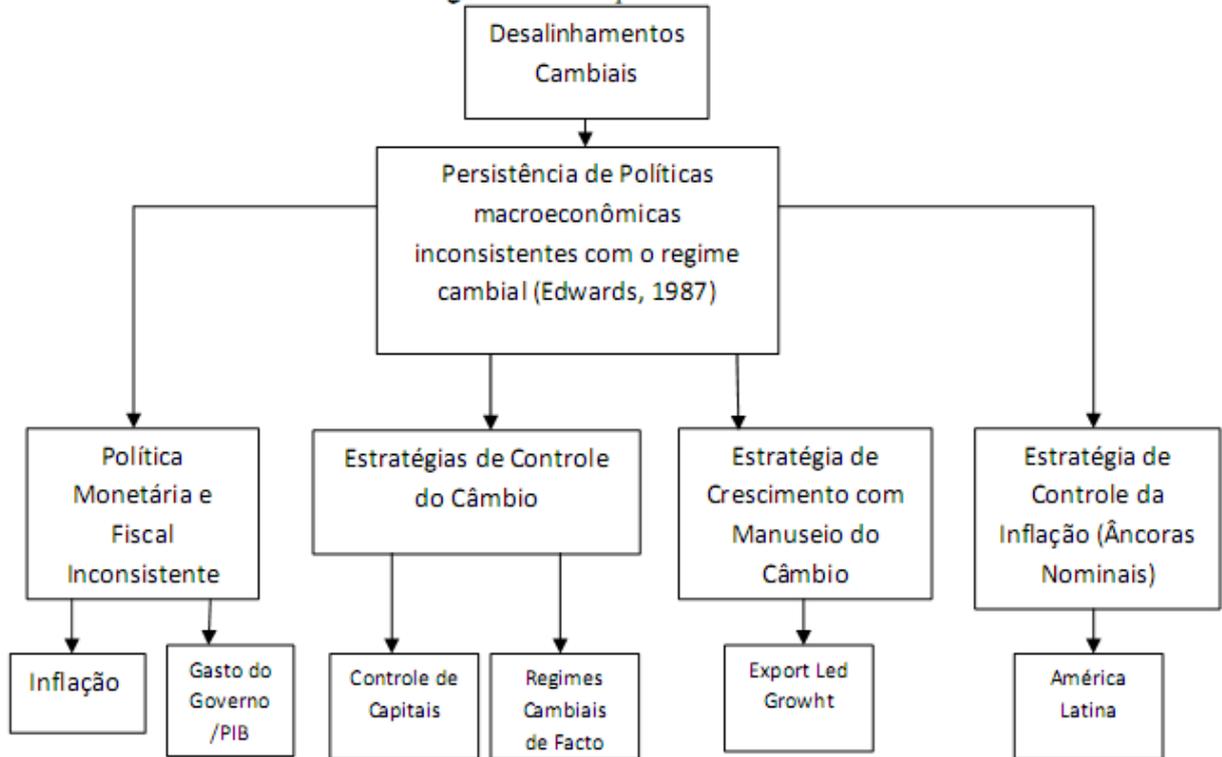
Na maioria dos casos, as políticas monetárias expansivas não só geram pressões nos preços dos bens não comercializáveis, mas também se traduz em perdas de reservas internacionais, aumento os empréstimos estrangeiros líquidos acima do seu nível de longo prazo sustentável; o resultado é o aumento da amplitude do desalinhamento. Nessa linha de argumentação, toma relevância para a análise do desalinhamento variáveis que indiquem inconsistência da política monetária e fiscal do país com a trajetória da TCR, como a inflação, o controle da conta de capital, a abertura

---

<sup>1</sup>A TCRE é o índice de preços ao consumidor ponderado pelo comércio dos parceiros comerciais com relação ao índice de preços ao consumidor doméstico.

<sup>2</sup>É comum que as séries de tempo detenham componentes transitórios e permanentes; o filtro HP captura a trajetória suavizada do componente de tendência ao minimizar a soma dos quadrados de sua segunda diferença.

Diagrama 1 – Esquema Teórico



comercial do país, entre outras.

Com relação ao controle de capitais, por exemplo, Montiel (2003) ressalta que sua imposição afeta o consumo intertemporal e, assim, a trajetória de equilíbrio de preços e das taxas de câmbio. Por exemplo, uma redução nos controles de capitais que resulte em aumento nos fluxos de capital e empréstimos estrangeiros irá resultar em expansão do consumo corrente em todos os bens, inclusive os não comercializáveis. Como resultado disto, de forma a manter o equilíbrio interno haverá um aumento nos preços dos não-comercializáveis ou apreciação real, dinâmica que, no limite, pode levar à persistência de desalinhamentos. Fluxos de capitais excessivos para (e de) um país podem levar a apreciações de moeda (e depreciações) que podem desenvolver sua própria dinâmica de curto e médio prazo (Yacgi, 2001). No caso dos países em desenvolvimento, em especial economias que experimentaram liberalização comercial e financeira recente, muitas vezes seus mercados financeiros apresentam inúmeras imperfeições. Nesses mercados, há alguns poucos grandes negociadores que podem influenciar as taxas de câmbio significativamente com intuítos de especulação. A especulação nesses mercados e seus efeitos sobre a taxa nominal de câmbio geralmente induzem a permanência do desalinhamento da TCR (Krugman, 1993).

Regimes cambiais de maior rigidez, por exemplo, podem ser extremamente suscetíveis à sobre-apreciação cambial. Na última década, houve diversas crises nos países emergentes, como México (1995), o Leste Asiático (1997), o Brasil (1998), a Rússia (1999) e a Argentina (2001). Em todas essas crises, os choques não puderam ser acomodados ou compensados por medidas convencionais e os países foram deixados a defender uma taxa de câmbio que não era mais sustentável (Edwards, 1997, Min, 2001, Williamsom, 2000). A apreciação real associada com rigidez nominal termina muito provavelmente em crises cambiais. Além disso, a rigidez cambial também pode estar associada a depreciações crônicas da taxa de câmbio em países que utilizam a TCR como variável de política de crescimento export led growth. Os países do leste asiático apresentam ampla evidência desse tipo de comportamento com relação as

suas taxas de câmbio (Rodrik (2008), Gala (2008)). Em cada um desses casos, o desalinhamento pode ter um papel significativo em determinar a concretização da crise cambial. Alguns trabalhos testam empiricamente a relação entre regimes cambiais e desalinhamento. Em um estudo recente para economias em desenvolvimento, Coudert e Couharde (2008) mostram que regimes de câmbio mais fixos tendem a apresentar maior desalinhamento cambial. Os resultados de Coudert e Couharde sugerem a importância de aprofundar a análise de regimes cambiais para melhor compreensão do fenômeno de desalinhamento cambial.

Mais variáveis de política econômica podem ajudar a entender a persistência de desalinhamentos cambiais. *Proxies* de política fiscal expansiva insustentável intertemporalmente podem ser encontradas na relação gastos do governo como parte do PIB. Uma política monetária inconsistente o regime de câmbio de um país pode gerar inflação, que afeta os preços dos bens domésticos e cuja permanência pode determinar desalinhamentos crônicos da TCR. Estratégias de crescimento aliadas a promoção de exportações (*Export-Led Growth*) pode ser a causa da tentativa do governo em manter a taxa de câmbio desvalorizada. Utilizar o câmbio como âncora nominal foi prática comum dos países da América Latina no final dos anos 80 e principalmente nos anos 90.

### 3 Testes de raiz unitária e cointegração em painel

O primeiro passo para fazer o painel cointegrado para a equação de taxa de câmbio real de longo prazo é conferir se as séries são não estacionárias em nível. Os testes de raiz unitária foram implementados incluindo efeitos fixos em suas especificações por que não há razão a priori para acreditar que todos os interceptos são os mesmos para todos os países.

Sabe-se que, para pequenas amostras, os testes de raiz unitária tradicionais tem pequeno poder contra hipóteses alternativas de quase estacionariedade. A análise de painel de dados reduz o problema do pequeno poder dos testes de raiz unitária padrão aumentando o número de observações. No Apêndice II, são reportados os resultados de três testes para raiz unitária em painel: o teste de Levin, Li e Chun, o teste ADF de Dickey e Fuller e o Phillips-Perron. Todos eles são baseados em algum tipo de regressão Dickey Fuller:

$$\Delta y_{i,t} = \alpha_i + \rho_i y_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

onde  $i = 1, \dots, N$  é o país,  $t = 1, \dots, T$  e  $\varepsilon_{i,t}$  é i.i.d  $(0, \sigma_i^2)$ .

Tabela 1 - Testes de raiz unitária em painel

Variáveis	Levin, Li e Chu	Breitung	IPS	ADF	PP	Conclusão
lnREER	-1.78208 <b>(0.0374)</b>	-2.549 <b>(0.0054)</b>	-0.98167 <b>(0.1631)</b>	168.524 <b>(0.079)</b>	187.800 <b>(0.083)</b>	I(1)
lnTOT	-1.53617 <b>(0.0622)</b>	-1.03695 <b>(0.1499)</b>	-0.70059 <b>(0.2418)</b>	136.851 <b>(0.0423)</b>	153.368 <b>(0.100)</b>	I(1)
NFA/GDP	-3.44568 <b>(0.0003)</b>	1.99550 <b>(0.9770)</b>	-1.28467 <b>(0.0995)</b>	196.341 <b>(0.0025)</b>	142.060 <b>(0.5301)</b>	I(1)
Produtividade	-0.46005 <b>(0.3227)</b>	8.03315 <b>(1.0000)</b>	3.32684 <b>(0.9996)</b>	159.440 <b>(0.1248)</b>	213.162 <b>(0.0001)</b>	I(1)

Os valores-p estão entre parênteses. Todos os testes incluem interceptos (efeitos fixos) e tendências individuais.

Para os três testes em questão, a hipótese nula é de que todas as séries tem uma raiz unitária, ou seja,  $\rho_i = 0 \forall_i$ . No teste de Levin, Li e Chun (2003) estendem

o teste para permitir a heterogeneidade nos valores do coeficiente autoregressivo sob a hipótese alternativa, ou seja,  $\rho_i < 0 \forall i$ . A hipótese alternativa então pode ser escrita como  $\rho_i < 0$  para  $i = 1, 2, N_i$  e  $\rho_i = 0$  para  $i = N_1 + 1, \dots, N$ . Assim, sob a hipótese alternativa, algumas series podem ser caracterizadas por uma raiz unitária, enquanto algumas outras séries podem ser ditas estacionárias.

De acordo com os resultados majoritário das estatísticas de testes, a hipótese nula de que cada uma das séries fundamentais da taxa de cambio são  $I(1)$  não pode ser rejeitada.

É considerado então os testes de cointegração de Pedroni (1993, 2003). Esses testes são baseados na hipótese nula de não-cointegracao, e a heterogeneidade é permitida para a hipótese alternativa. Entre os sete testes de Pedroni, quatro são baseados na dimensão within (testes de cointegração em painel) e três são baseados na dimensão between (testes de cointegração de painel *group mean*)<sup>3</sup>. A estatística de cointegração de painel *group mean* é mais geral, permitindo a heterogeneidade dos coeficientes sob a hipótese alternativa. Se a hipótese nula de não cointegração é rejeitada, então é possível estimar a relação de cointegração. A Tabela 2 mostra os resultados. A hipótese nula é rejeitada por 5 das 7 estatísticas.

**Tabela 2 - Teste de Cointegração em Painel de Pedroni**

	Estatística de Teste	p-valor
Cointegração em painel		
Estatística - $\nu$	-2.723465	0.0098
Estatística - $\rho$	8.623166	0.0000
Estatística - PP	2.486936	0.0181
Estatística - ADF	2.377185	0.0236
Cointegração group mean		
Estatística - $\rho$	11.73466	0.0000
Estatística - PP	1.224741	0.1884
Estatística - AD	0.349233	0.3753

Uma vez estabelecido que a relação de cointegração realmente existe, os parâmetros de longo prazo podem ser estimados de forma eficiente usando técnicas similares a de modelos de séries temporais. Neste trabalho, foi utilizado o estimador DOLS (*Dynamic Ordinary Least Squares*). Considere-se, por exemplo, a seguinte regressão em painel com efeitos fixos:

$$y_{i,t} = \alpha_i + x'_{i,t}\beta + u_{i,t} \quad ; i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T \quad (3)$$

onde  $y_{i,t}$  representa a taxa de câmbio real efetiva,  $\beta$  é um vetor de parametros de parâmetros de inclinação,  $\alpha_{i,t}$  representa os interceptos,  $u_{i,t}$  são os termos residuais estacionários, e  $x_{i,t}$  representa o vetor de fundamentos da TCRE (Ativos Estrangeiros Líquidos, Termos de Troca e Produtividade)<sup>4</sup> O estimador DOLS,  $\hat{\beta}_{DOLS}$ , pode ser obtida rodando-se a seguinte equação:

$$y_{i,t} = \alpha_i + x'_{i,t} + \sum_{j=1}^k c_{ij} \Delta x_{i,t+j} + v_{i,t} \quad (4)$$

Para conferir os detalhes a respeito das propriedades dos estimadores DOLS para séries não estacionárias, conferir Kao e Chiang (1999) e Phillip e Moon (1999). A

<sup>3</sup>Ambas as categorias dos testes tem como base a hipótese nula de não-cointegracao  $\rho_i < 1 \forall i$ ,  $\rho_i$  sendo o coeficiente autoregressivo dos resíduos estimados sob a hipótese alternativa ( $\rho$  tal que  $\hat{\varepsilon}_{i,t} = \rho \hat{\varepsilon}_{i,t-1} + u_{i,t}$ ). A diferença entre os testes de cointegração de painel e a cointegração group mean vem da especificação das hipóteses alternativas. Para as estatísticas de cointegração de painel, a hipótese alternativa é  $\rho_i = 1 \forall i$ . Para as estatísticas de cointegração em painel group mean, a hipótese alternativa é dada por  $\rho_i < 1 \forall i$ .

<sup>4</sup>Conferir o Apêndice I.

Tabela 3 apresenta os resultados da estimação da TCRE de longo prazo DOLS (1,1)<sup>5</sup>. Nota-se que os sinais dos resultados são significantes e como é esperado: a relação positiva entre termos de troca, produtividade e o resultado em ativos estrangeiros líquidos e taxa de câmbio (a metodologia para obter as variáveis encontra-se no Apêndice II).

1) Produtividade: Uma proxy da produtividade é importante para capturar o conhecido fenômeno Balassa-Samuelson. O efeito relaciona o aumento relativo na produtividade no setor de bens comercializáveis com a apreciação real da moeda de um país.

2) Ativos Estrangeiros: Essa variável sublinha o papel das decisões de balanço do portfólio nesse tópico, uma vez que um déficit na conta-corrente gera um débito líquido estrangeiro crescente em um país. Este débito deve ser financiado internacionalmente. O investidor estrangeiro que financia esse débito, de forma a ajustar seu portfólio, irá demandar um valor crescente. Assumindo-se uma dada taxa de juros, isto só pode ser feito por uma depreciação dos débitos em moeda. O canal do balanço de pagamentos então assume que um déficit em conta corrente acumula débitos estrangeiros líquidos, para os quais juros são cobrados. De forma a fazer o serviço da dívida nessas maiores taxas de juros, o país devedor deverá aumentar a competitividade de seus bens comercializáveis. O resultado é que será necessária uma depreciação da moeda; estabelece-se assim, a ligação entre a taxa de câmbio real e a conta corrente.

3) Termos de troca: Uma deterioração nos termos de troca e a imposição de uma tarifa de importação têm efeitos similares. Embora nos dois casos os efeitos-renda sejam negativos, a sua magnitude é bastante diferente: uma piora nos termos de troca tem um efeito renda negativo significativamente maior do que no caso de uma tarifa de importação. As evidências sugerem que a melhoria nos termos de troca leva a um equilíbrio real de valorização, validando o valor positivo para a variável da estimação da TCRE de longo prazo.

**Tabela 3 - Estimação por DOLS da Taxa Real de Câmbio Efetiva de Longo Prazo**

Variáveis	Coefficientes
ln(Termos de Troca)	0.7938* (0.0681)
ln(Produtividade)	0.1441* (0.0361)
Ativos Estrangeiros Líquidos/GDP	1.1918* (0.0422)
N. de observações	1055
N. de países	55
Teste Wald	2345.72
p-valor	0.0000

\* indica significância a 1%. Entre parênteses, o desvio padrão dos parâmetros estimados.

A Tabela 3 apresenta o resultado da estimação da equação de câmbio de longo prazo para os 70 países da amostra, no período de 1980 a 2004. A variável do log do PIB per capita é uma *proxy* da produtividade; seu resultado positivo e significativo e significativo afilia-se à hipótese do efeito Balassa-Samuelson. O efeito se dá quando um aumento relativo na produtividade no setor de bens comercializáveis está relacionado à uma apreciação real da moeda de um país.

A regressão aponta para uma relação positiva e significativa entre o resultado líquido dos ativos estrangeiros de um país e a taxa de câmbio. Os termos de troca, assim como a produtividade, tem papel positivo e significativo na determinação da taxa real de câmbio, de acordo com as previsões do modelo de Obstfeld e Rogoff (1995), apresentado no Apêndice I.

<sup>5</sup> Escolhido pelo Critério Bayesiano (BIC).

## 4 Amostra Utilizada

### 4.1 Classificação dos regimes cambiais.

Muitos estudos utilizam uma classificação padrão de regimes cambiais, como o *Annual Report on Exchange Rate Arrangements and Exchange Restrictions*, publicadas pelo Fundo Monetário Internacional (FMI)<sup>6</sup>. Entretanto, uma leitura mais acurada das experiências de regimes cambiais sugere que estas classificações oficiais falham muitas vezes em descrever as práticas dos países, e que o gap entre de facto e de jure pode ser extenso. Poucos estudos tentaram estender a classificação oficial do FMI de quatro padrões; alguns se basearam apenas em métodos puramente estatísticos para reclassificar os grupos de práticas cambiais.

Levy Yeyati e Sturzenegger (1999) construíram uma reclassificação dos regimes cambiais, através de um algoritmo estatístico. Reinhart e Rogoff (2002) desenvolveram uma reclassificação histórica dos regimes de câmbio. Para construir a classificação foi empregada uma base de dados extensiva das taxas de câmbio determinadas no “mercado paralelo”. O algoritmo de classificação mais acurado dos autores levou a uma re-estruturação ampla da classificação dos regimes para diversos países e períodos<sup>7</sup>.

A taxonomia dos arranjos de regimes cambiais inclui 14 classificações. Uma classificação mais geral é também construída, onde os 14 tipos de regimes são agrupados em 5 categorias mais amplas. O menos flexível dos arranjos é assinalado com os menores valores na escala, seguindo o Quadro 1 – os autores criam uma nova categoria, o “*freely falling*”.

### 4.2 O índice de grau de abertura da conta de capital

Historicamente, muitos países tem se apoiado em diversas formas de restrição a suas contas de capitais. Como aponta Edwards (1999), enquanto a maior parte do mundo no período pós Segunda Guerra Mundial tinham por objetivo evitar a flutuação do capital, mais recentemente os países têm tentado evitar ou reduzir grandes influxos de capitais. Entretanto, já é de senso comum que os impedimentos legais na mobilidade dos capitais nem sempre são exitosos em se tornar reais restrições de movimentos nesses fluxos. Há, portanto, uma distinção razoável entre a mobilidade de capital real e a legal, que tem sido sujeita a muito debate entre os economistas.

A tentativa de criarem-se graus de integração efetiva dos mercados de capitais gerou extensa literatura. Mais recentemente, como Alesina, Grilli e Milesi-Ferreti (1994), Rodrik (1998), Klein e Olivei (1999) usaram as informações contidas no *Exchange Arrangements and Exchange Restrictions* do Fundo Monetário Internacional para construir um painel de índices de controle de capitais. Muitas dessas tentativas resultaram em índices binários de classificação da abertura. Uma grande limitação desses índices, entretanto, é de que não distinguem acuradamente entre diferentes intensidades de restrições de capitais. Indo além de classificações binárias, Quinn e Toyoda (2003) e Quinn (2003) utilizaram dados detalhados do Fundo Monetário Internacional para desenvolver um novo índice de mobilidade de capitais para 59 países. O índice vai de 1 a 100 de magnitude, com maiores valores denotando maior grau de integração financeira. Esses índices significaram grande avanço na tentativa

<sup>6</sup>O Fundo, reconhecendo as limitações de sua classificação inicial, revisou e renovou a classificação oficial a partir de 1997, embora não tenha re-avaliado sua classificação histórica depois disso. Um problema com a classificação pré-1997 que têm recebido substancial atenção na literatura recente é a frequência de episódios onde o regime é classificado como flutuante (gerenciado ou não) quando, de fato, o país tinha um regime de câmbio de facto fixo ou crawling peg.

<sup>7</sup>Com sua taxonomia, os autores chamam a atenção para o fato de que, na maior parte das vezes em que a categorização oficial aponta alguma forma de câmbio fixo, sua nova metodologia revela que o verdadeiro regime monetário em voga é algo radicalmente diferente; muitas vezes, uma variante de flutuação. De forma análoga, o trabalho revela que quando a classificação anunciada é de regime flutuante, rotineiramente a metodologia mostra que, na realidade, trata-se de uma forma de regime de certa rigidez de facto.

de mensurar a variação entre países e no tempo das restrições aos movimentos de capitais. Mais ainda, segundo Edwards (2005), esses índices falham em distinguir entre o tipo de fluxo que está sendo restrito por políticas, e ignoram o fato de que as restrições legais são freqüentemente burladas.

Edwards (2005) construiu um novo índice, que é utilizado neste trabalho, onde é combinada informações de Quinn (2003) e Mody e Morshid (2002), com informações de fontes específicas de países<sup>8</sup>. O novo índice então cobre o período de 1970-2000, sendo utilizado neste trabalho a partir do ano de 1990, e tem dados para 163 países, embora nem todos os países tenham dados para todos os anos. Edwards (2005) sublinha que embora seu índice seja uma avanço em relação a outros índices alternativos, ele ainda tem limitações, em especial devido ao fato de que não distingue de maneira bastante acurada entre restrições sobre influxo de capitais e restrições a saída de capitais.

## 5 Evidências empíricas

O Quadro 2 traz a classificação dos regimes cambiais de Reinhart e Roggof e a separação dos regimes em três categorias: fixo, intermediário e flexível, de forma que fosse compatível com a classificação da série de Levy-Yeyati e Sturzenegger (2004). O Gráfico 1 traz o percentual de desalinhamento em médias para o período utilizado, para alguns países selecionados. A Venezuela tem o maior desalinhamento médio, 45% durante o período. O Gráfico 2 traz o percentual médio de abertura da conta de capital para o período, de acordo com a base histórica de Edwards (2005), para alguns países selecionados. Os Estados Unidos, Honk Kong e Alemanha aparecem com grau de abertura de 100%; a China tem menor percentual, 27,3%. O Gráfico 3 relaciona o índice de desalinhamento calculado a partir da equação de câmbio de longo prazo com a classificação de regimes RR e LY. As categorias apresentam resultado similar para câmbio flexível: ambas relacionam as médias ao desalinhamento depreciador do câmbio, na ordem de um desalinhamento médio de 8% do câmbio. Para o câmbio fixo as duas classificações apontam para desalinhamento positivo, embora o RR apresente uma ordem (16%) bem maior que a de LY (2,5%). Resultados similares do comportamento das classificações de câmbio e médias de desalinhamento são encontradas em Couhard e Coudert (2008). Por fim, o Gráfico 4 apresenta como está distribuída a taxonomia de regimes cambiais para RR e LY dentro da amostra total, em médias para o período. Enquanto uma maioria média de regimes intermediários é apontada pela classificação RR (58,6%), a classificação LY aponta maioria para a experiência com regimes de câmbio

Para avaliar os determinantes do desalinhamento cambial, são utilizado estimadores de painel dinâmico. Para as estimativas são utilizados os estimadores de métodos generalizados de momentos (*Generalized Method of Moments*, GMM) para painel dinâmico de Arellano e Bond (1991) e Blundell e Bover (1998). Esses estimadores lidam com efeitos temporais não observáveis por meio da inclusão de interceptos específicos ao período. Tratar destes efeitos não é simples. Por isso, o modelo é dinâmico e pode conter regressores endógenos, que são controlados pela instrumentação das suas diferenças.

---

<sup>8</sup>Para criar este novo índice, Edwards (2005) procedeu em três passos: primeiro, fez compatíveis as escalas dos índices de Quinn e Mody com as de Murshid. O novo índice tem escala de 1 a 100, onde 100 representa completa mobilidade de capitais. Em segundo lugar, o autor usou o procedimento impute do software econométrico Stata para lidar com as observações inexistentes no novo índice. Para isso, o autor imputou valores preliminares às observações inexistentes usando dados dos dois índices originais (Quinn e Mody e Murshid), seus valores defasados, abertura medida por tarifas de importações, e o tamanho da abertura comercial mensurada como importações mais exportações sobre o PIB e PIB per capita.

Os instrumentos correspondentes às condições de momentos são valores defasados tanto em nível como em diferença das variáveis explicativas e dependente. Uma vez que, tipicamente, as condições de momento sobre-identificam a regressão do modelo, o método do painel dinâmico permite teste de especificações através do teste de Sargan. Trabalhando sobre os estimadores *Difference*-GMM de Arellano e Bover (1995), Blundell e Bond (1998) desenvolveram um estimador em sistema (*System*-GMM) que usa condições de momentos adicionais. Os estimadores de Arellano-Bond (1991) e Blundell-Bond (1998) foram considerados adequadas para a análise deste trabalho, por permitirem uma especificação dinâmica (permitindo a variável dependente defasada), e por instrumentalizarem adequadamente variáveis potencialmente endógenas.

As diversas especificações tem como variáveis explicativas variáveis de política econômica, na linha da discussão à respeito da permanência do desalinhamento cambial discutida anteriormente e em conexão com o Diagrama 1 ilustrativo. Os resultados dos painéis estão na Tabela A escolha do painel dinâmico se faz importante para a estimação em vista também devido ao fato do desalinhamento cambial apresentar persistência significativa. A variável defasada de desalinhamento aparecem com sinal positivo e estatisticamente significativa, na ordem de 0,7, em todas as especificações. Os resultados dos testes apontam para a autocorrelação de primeira ordem no teste Arellano-Bond. Os instrumentos utilizados não são invalidados pelos testes *Sargan* e *Sargan-in-Difference*; estes apresentam *p*-valores que aceita a hipótese nula de validade da sobre-identificação dos instrumentos.

As primeiras tres especificações (RR-I, RR-II e RR-III) utilizam a classificação de regimes cambiais de Reinhar e Roggoff (2004). As três últimas especificações utilizam a classificação de Levy-Yeyati e Sturzenegger (LY-I, LY-II e LY-III). Todas as especificações apontam que maior abertura comercial tem impacto sobre o desalinhamento cambial estatisticamente significativo, no sentido de depreciação da moeda: a ordem do impacto é de, *ceteris paribus*, 70%. A abertura da conta de capital também tem impacto estatisticamente significativo na maioria das especificações, atuando entretanto no sentido de sobre-apreciação do câmbio real. Enquanto para as especificações RR a ordem do impacto é de cerca de 44%, para as especificações LY o impacto é ligeiramente menor, de cerca de 31%. Nas especificações RR-I e LY-I, o regime de câmbio fixo aparece como determinante de desalinhamento da TCRE: o sentido é de apreciação cambial na ordem de 31,8% nas classificações RR e de 12,4% nas classificações LY.

Os resultados para os regimes de câmbio intermediários apresentam resultados díspares para as classificações RR e LY, como era de se esperar tendo em vista o Gráfico 3, onde a relação entre o índice de desalinhamento e os regimes é diversa para as duas categorias. Enquanto para a classificação RR essa *dummy* não aparece significativa, para LY ela é significativa e com sinal negativo. Por fim, para câmbio flutuante, os resultados RR e LY são ainda diversos: a classificação com RR aponta para a depreciação com sinal significativo, e o de LY não é significativo. O resultado geral sugere resultados contraditórias, a depender da classificação usada: A convergência dos resultados está em que o câmbio fixo atua no sentido da apreciação cambial, independente da classificação utilizada.

O maior coeficiente fica com a variável categórica "*Export Led Growth*", significativa na maioria das especificações e o maior em magnitude (cerca de 120%), sugerindo que grande parte da experiência de desalinhamentos que desencadeiam uma pressão de valorização do câmbio real advém de políticas de crescimento alimentada pela exportações de países do Leste Asiático. A variável "Países da América Latina", que têm a intenção de caracterizar os episódios de ancoragem nominal do câmbio para combater inflação - prática comum nesses países - não aparece estatisticamente significativa para a amostra utilizada. Gastos do Governo/PIB e Inflação, que geralmente sinalizam políticas fiscais e monetárias expansionistas, também não resultam estatisticamente significantes no painel dinâmico.

## 6 Conclusão.

O objeto de análise deste artigo foi entender o fenômeno da persistência de desalinhamentos cambiais. A taxa de câmbio real de equilíbrio é determinada conjuntamente pelos balanços internos e externos de uma economia. Movimentos não justificados e persistentes de divergência entre a taxa de câmbio real e sua trajetória de equilíbrio, entretanto, representam uma situação que não é sustentável no longo prazo. Foi utilizada a técnica de cointegração em painel para estimar-se os desalinhamentos cambiais para um painel de 70 países. Uma vez obtidos os índices de desalinhamento cambial, diversas especificações empíricas investigaram quais as relações entre regime cambial, controle de capitais e o índice de desalinhamento, com o objetivo de encontrar nessas variáveis de política macroeconômica os possíveis determinantes do desvio permanente da taxa de câmbio real de sua trajetória de equilíbrio. Os resultados para os regimes de câmbio intermediários apresentam resultados díspares para as classificações de regimes cambiais de Reinhart e Rogoff (2004) e Levy-Yeyati e Sturzenegger (2002). O resultado geral sugere resultados contraditórios, a depender da classificação usada: A convergência dos resultados está em que o câmbio fixo atua no sentido da apreciação cambial, independente da classificação utilizada. O trabalho mostra também que a prática de políticas de países do leste Asiático do tipo "*Export-Led Growth*" é responsável por maior pressão de desalinhamento da taxa de câmbio real do que problemas com inflação ou a magnitude dos gastos públicos, dentro da gama de determinantes prováveis levantados por este trabalho.

## Part I

### Apêndice I

A estimação da TCR (e sua especificação) tem como interpretação estrutural um modelo simples de determinação do comportamento da TCR. Seguimos a adaptação de Calderon (2004) do modelo de Obstfeld e Rogoff (1995). Consideremos um modelo de dois países com um setor de bens não comercializáveis, cuja característica é a de ter um problema de monopólio e preços rígidos, e um setor de comércio com um produto único homogêneo que tem seu preço determinado em um mercado competitivo. Cada agente representativo do país doméstico tem como dotação uma quantidade constante de bem comercializado em cada período,  $\bar{y}_T$ , e tem poder de monopólio sob um dos bens não-comercializáveis  $z \in [0, 1]$ . Os produtores residem em dois países, o país Doméstico e o Estrangeiro. O país Doméstico consiste de produtores no intervalo  $[0, n]$ , onde os produtores do país Estrangeiro estão em  $(n, 1)$ . É suposto que todos os agentes tem preferências equivalentes no mundo com relação ao índice de consumo real e esforço de trabalho. Dada a simetria de preferências nas restrições orçamentárias entre os agentes, o problema de otimização é resolvido para o consumidor/produtor representativo nacional. A função de utilidade intertemporal de um agente típico do país Doméstico  $j$ , dada por:

$$U_t^j = \sum_{s=t}^{\infty} \beta^{s-t} \left[ \frac{\sigma}{\sigma-1} \right] C_s^{1-\frac{1}{\sigma}} - \frac{\kappa}{2} y_{N,s}^2 \quad (5)$$

onde  $\beta \in (0, 1)$ , e  $\sigma, \kappa > 0$ . O índice de consumo,  $C$ , é um índice agregado de consumo de bens comercializáveis e não-comercializáveis ( $C_N$  e  $C_T$ ):

$$C_t = \left[ \gamma^{1/\theta} C_{T,j}^{\frac{\theta-1}{\theta}} + (1-\gamma)^{1/\theta} C_{N,j}^{\frac{\theta-1}{\theta}} \right]^{\frac{\theta}{\theta-1}} \quad (6)$$

com  $\theta$  representando a elasticidade intra-temporal de substituição (a elasticidade de substituição entre consumo de comercializáveis e não-comercializáveis). O agente  $j$  pode investir num ativo internacionalmente comercializado (denominado em unidades do bem de importação), e a restrição orçamentária de fluxo é dado por:

$$P_t = (1 + r_t)F_t^j + p_{Nt}(j)y_{Nt}(j) - p_{Tt}^X \bar{y}_{Tt} - P_t C_t^j \quad (7)$$

onde  $F_T$  refere-se a títulos reais (em unidades do bem comercializável) que rende uma taxa de retorno  $r$ ,  $p_{Nt}(j)$  é o preço do bem não-comercializável produzido pelo agente  $j$ , e  $p_{Tt}^X$  é o preço mundial do bem não comercializável. O índice de preço ao consumidor (CPI) para o país Doméstico é dado por:

$$P_t = \left[ \gamma P_{Tt}^{1-\theta} + (1-\gamma) P_{N,t}^{1-\theta} \right]^{\frac{1}{1-\theta}} \quad (8)$$

onde  $P_{Tt}$  e  $P_{Nt}$  são preços de bens comercializáveis e não-comercializáveis no período  $t$ , respectivamente. A taxa de câmbio real  $Q_t$  é definida como o quociente entre preço ao consumidor domestico e o preço ao consumidor estrangeiro:

$$Q_t = \frac{P_t}{P_t^*} \quad (9)$$

Agora consideremos o equilíbrio steady-state no qual todas as variáveis são constantes: normalizamos a dotação do bem comercializado em termos de  $P_N$  como igual a 1. Supomos também que o preço dos bens comercializados em  $P_{T,t}^X$  é igual a 1. Com este equilíbrio simétrico, a produção e consumo de bens comercializáveis e não-comercializáveis no steady-state é dado por:

$$Y_N = C_N = \left( \frac{\theta - 1}{\theta \kappa} \right)^{\frac{\sigma}{1+\sigma}} (1 - \gamma)^{\frac{1}{1+\sigma}} \quad (10)$$

$$Y_T = C_T = \left( \frac{\gamma}{1 - \gamma} \right) Y_N \quad (11)$$

Tomando a aproximação log-linear no entorno do steady-state: seja  $\tilde{X} \equiv dX/dX$  a mudança percentual relativa ao steady-state. Neste caso, temos que:

$$\tilde{C}_T = r\tilde{F} + \tilde{Y}_N - \tilde{P}^X_T \quad (12)$$

onde  $\tilde{F} \equiv dF/dC_{T,0} = (1/\gamma)(dF/Y_0)$ . Em (12), o consumo dos bens comercializáveis é levado por ativos estrangeiros líquidos, o produto de bens comercializáveis, e os preços de exportação. Log-linearizando em torno do steady-state para a demanda e oferta de bens não-comercializáveis resulta em, respectivamente:

$$\tilde{Y}_N = \tilde{C}_N = \tilde{C}_T - \theta(\tilde{P}_N - \tilde{P}_T) \quad (13)$$

$$\tilde{Y}_N = \tilde{C}_N = \left( \frac{\sigma - \theta}{\sigma - 1} \right) \gamma(\tilde{P}_N - \tilde{P}_T) + \left( \frac{\sigma}{\sigma + 1} \right) \tilde{A}_N \quad (14)$$

Em (14), o impacto da produtividade se dá sobre os bens não-comercializáveis,  $\tilde{A}_N$ . Ao combinar-se a re-arranjar as equações (12)-(14), encontramos a expressão para o preço relativo de bens não-comercializáveis:

$$\tilde{P}_N - \tilde{P}_T = \left( \frac{1 + \sigma}{\theta(1 + \sigma) + \gamma(\sigma - \theta)} \right) [r\tilde{F}_N + \tilde{Y}_T + \tilde{P}^X_T - \frac{\sigma}{\sigma + 1} \tilde{A}_N] \quad (15)$$

Para o setor estrangeiro:

$$\tilde{P}_N^* - \tilde{P}_T^* = \left( \frac{1 + \sigma}{\theta(1 + \sigma) + \gamma(\sigma - \theta)} \right) \left[ - \left( \frac{n}{1 - n} \right) r\tilde{F} + \tilde{Y}_T^* + \tilde{P}_T^M - \frac{\sigma}{\sigma + 1} \tilde{A}_N^* \right] \quad (16)$$

A partir dessas relações, nós definimos a taxa de câmbio real como o quociente do índice do preço estrangeiro ao consumidor,  $Q = P/P^*$ . Dentro da hipótese de preferências similares, inserimos (4) e (5) de forma a definir o log da taxa de câmbio real:

$$q_t = p_t - p_t^* = \gamma(p_{Tt} - p_{Tt}^*) + (1 - \gamma)(p_{Nt} - p_{Nt}^*) \quad (17)$$

as letras em minúsculo indicam o log das variáveis. Rearranjando os termos em (17), obtemos a decomposição de Engel (2000) da taxa de câmbio real:

$$q_t = \tilde{x}_t + \tilde{y}_t = (\tilde{P}_{Tt} - \tilde{P}_{Tt}^*) + (1 - \gamma)(\tilde{P}_{Nt} - \tilde{P}_{Nt}^*) - (1 - \gamma)(\tilde{P}_{Nt} - \tilde{P}_{Nt}^*) \quad (18)$$

onde  $x_t = p_{Ti} - p_{Ti}^*$  se refere ao preço dos bens não-comercializáveis, e o preço relativo dos bens não-comercializáveis com relação aos comercializáveis é  $y_t \equiv (1 - \gamma)(p_{Nt} - p_{Nt}^*) - (1 - \gamma)(p_{Nt} - p_{Nt}^*)$ . Para Engel (2000),  $x_t$  é esperado ser um processo estacionário. Desvios da lei de um preço em comercializáveis são grandes e persistentes, mas estacionários, mesmo na presença de custos de transporte. Assim, o comportamento de raiz unitária da taxa real de câmbio  $q_t$  devem ser induzidos pelo comportamento não estacionário de  $y_t$ , que, por sua vez, é guiado por choques de tecnologia permanentes, choques de demanda permanentes ou choques de termos de troca permanentes. Dessa forma, para o exercício empírico deste trabalho foram utilizados uma *proxy* de produtividade para representar os choques de tecnologia, a posição líquida em ativos estrangeiros como parte do PIB para representar os choques de demanda e uma variável de termos de troca, todas detalhadas no Apêndice II.

## References

- [1] BENASSY-QUÉRÉ, A; BERAU S; MIGNON, V., 2008. How Robust are Estimated Equilibrium Exchange Rates? A Panel BEER Approach, Working Papers 2008-01, CEPII research center, 2008.
- [2] CLARK, P; MACDONALD, R. Exchange Rates and Economic Fundamentals: A Methodological Comparison of BEERs and FEERs. IMF Working Paper No. 98/67, 1998.
- [3] COUDERT, V. E COUHARDE, C. 2008. "Currency Misalignment and Exchange Rate Regimes in Emerging and Developing Countries. Working Paper CEPII., N. 2008/07, 2008.
- [4] DUFRENOT, E; YEHOUE, E. Real Exchange Rate Misalignment: A Panel Co-Integration and Common Factor Analysis. IMF Working Paper No. 05/164, 2005.
- [5] EDWARDS, S. Capital Controls, Sudden Stops and Current Account Reversals. NBER Working Papers n. 11170, 2005.

- [6] \_\_\_\_\_ . Real and Monetary Determinants of Real Exchange Rate Behavior: Theory and Evidence from Developing Countries, in *Estimating Equilibrium Exchange Rates*, ed. por J. Williamson, Institute for International Economics, Washington, DC, 1994.
- [7] \_\_\_\_\_ . "Real Exchange Rates in Developing Countries: Concepts and Measurement", NBER Working Papers n. 1950, 1989.
- [8] \_\_\_\_\_ . "The Mexican Peso Crisis: How Much Did We Know? When Did We Know It?" NBER Working Paper Series, 6334, 1997.
- [9] ELBADAWI, I. Estimating Long-Run Equilibrium Real Exchange Rates. In: *Estimating Equilibrium Exchange Rates*, ed. by J. Williamson, Institute for International Economics, Washington, DC, 1994.
- [10] HESTON A; SUMMERS R; ATEN, B. Penn World Table Version 6.2, Center for International Comparisons of Production, Income and Prices at the University of Pennsylvania, 2006
- [11] YEYATI, L; STURZENEGGER, F. Classifying Exchange Rate Regimes: Deeds vs. Words, *European Economic Review*, Volume 46, 2005.
- [12] QUINN, D.2003. "Capital Account Liberalization and Financial Globalization, 1890-1999: a Synoptic View", *International Journal of Finance and Economics*, n. 8(3), 2003.
- [13] KRUEGER, A. The political economy of the rent seeking society. *American Economic Review*, 1974.
- [14] KRUGMAN, P. Recent Thinking About Exchange Rate Determination and Policy, In: *The Exchange Rate, International Trade and the Balance of Payments*, (ed. A. Blundell-Wignall), Reserve Bank of Australia Annual Conference Proceedings, 1993.
- [15] LEVIN, L; LIN, C; CHU. Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties. *Journal of Econometrics*, 108, 2002.
- [16] MACDONALD, R. (1997), "What Determines Real Exchange Rates? The Long and Short of It", IMF Working paper, WP97/21, 1997.
- [17] MIN, H. Dynamic Capital Mobility, Capital Market Risk and Exchange Rate Misalignment: Evidence from Seven Asian Countries,' *World Bank Working Paper Series*, 2025, 2001.
- [18] MODY, A; MURSHID, A. Growing Up with Capital Flows, IMF Working Paper WP/02/75, 2002.
- [19] MONTIEL, P. The Long Run Equilibrium Exchange Rate: Conceptual Issues and Empirical Research. In: Hinkel e Montiel, eds, *Exchange Rate Misalignments*, World Bank Research Publication, 1999.
- [20] PEDRONI, P. Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 1999.
- [21] PESARAN, M; SHIN, Y; SMITH, R. Pooled Mean Group estimation of dynamic heterogenous panels, *Journal of American Statistical Association*, 1999.
- [22] PFEFFERMAN, G. Overvalued Exchange Rates and Development. *Finance and Development*, 1985.
- [23] REINHART, C.; ROGOFF, K. The Modern History of Exchange Rate Arrangements: A Reinterpretation. NBER Working Paper N. 8963, 2002.

- [24] Windmeijer F. A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators. *Journal of Econometrics* 2005; 126; 25-51.
- [25] WILLIAMSON, J. *Estimating Equilibrium Exchange Rates*. Institute for International Economics, Washington DC, 1994.
- [26] WILLIAMSON, J. *Exchange Rate Regimes for Emerging Markets*, Washington D.C.: Institute for International Economics, 2000.
- [27] YAGCI, F. *Choice of Exchange Rate Regime for Developing Countries*, IMF Africa Region Working Paper Series, no. 16, 2001.

## Apêndice II

**Países que compõem a amostra total:** Angola, Argentina, Austrália, Áustria, Bélgica, Bolívia, Brasil, Bulgária, Camarões, Canadá, Chile, China, Colômbia, Costa Rica, Cuba, Ciprus, República Checa, Dinamarca, Republica Dominicana, Equador, Egito, El Salvador, Estônia, Finlândia, França, Alemanha, Grécia, Guatemala, Haiti, Israel, Honduras, Hong Kong, Hungria, Islândia, Índia, Irã, Iraque, Irlanda, Itália, Japão, Kênia, Latvia, Líbano, Líbia, Malta, México, Marrocos, Nova Zelândia, Nicarágua, Paraguai, Peru, Filipinas, Polônia, Portugal, Rússia, Singapura, Eslovênia, África do Sul, Coreia, Espanha, Sudão, Suécia, Suíça, Síria, Tailândia, Turquia, Estados Unidos, Reino Unido, Uruguai, Venezuela.

**Países da América Latina:** Argentina, Bolívia, Brasil, Chile, Colômbia, Costa Rica, Cuba, Equador, El Salvador, Haiti, Honduras, México, Paraguai, Peru, Uruguai, Venezuela.

**Países Export-Led Growth:** China, Hong Kong, Índia, Singapura, Coreia, Tailândia, Turquia, Japão.

**Quadro 1 - Relação das Variáveis Utilizadas**

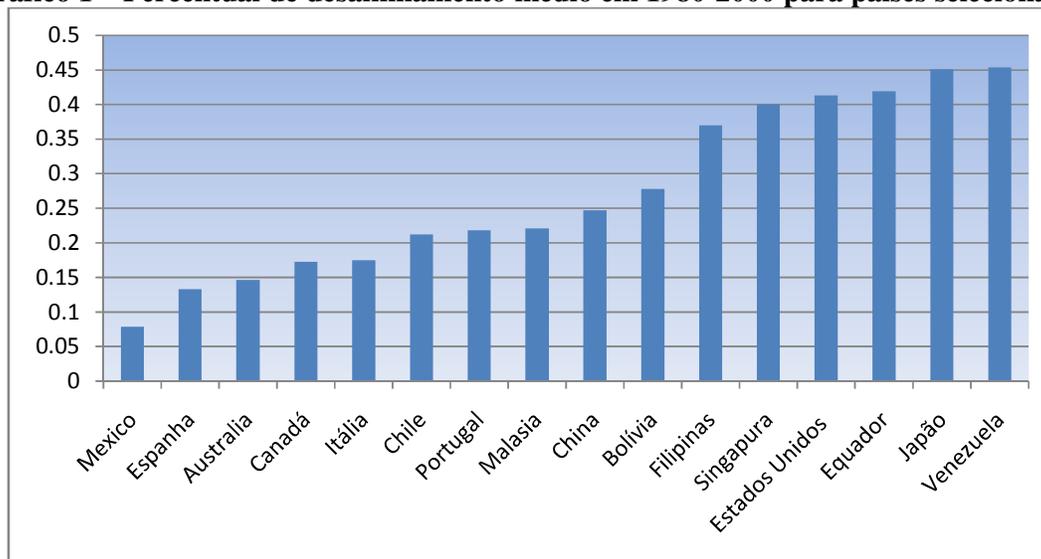
Variável	Fonte	Procedimentos
Termos de Troca	WDI	Valor das exportações em US\$/Valor das importações em US\$
Produtividade	WDI	Valor do PIB per capita por empregados em US\$ do país $i$ / Média dos valores do PIB per capita dos empregados do G7
Ativos Estrangeiros Líquidos	WDI	Esta variável se forma pelo somatório $NFA_{it} = \sum_{j=0}^t CA_{it-j} + CA_{it}$ onde CA ( <i>current account</i> ) é a conta corrente da balança de pagamentos em US\$.
Abertura Comercial	WPT	(Exportações + Importações)/GDP
Gasto do Governo/PIB	WPT	Valor em Percentual
Inflação	WDI	Valor em Percentual Anual
<i>Export Led Growth</i>	Dummy	Tem valor 1 se o país é parte do grupo (como acima)
América Latina	Dummy	Tem valor 1 se o país é parte do grupo (como acima)
Abertura da Conta de Capital	Edwards (2004)	Tem valores de 0 a 100%, para países com conta fechada e completamente aberta

**Quadro 2 - Categorização detalhada e categorização ampla dos regimes cambiais – Reinhart e Rogoff**

Categoria de regime cambial	Número associado à categoria	Classificação do Regime Cambial Utilizada neste Trabalho
<b>Sem separação legal</b>	1	Fixo
<b>Peg anunciado ou <i>currency board</i></b>	2	Fixo
<b>Banda horizontal pré anunciada que seja mais estreita ou igual a +/- 2%</b>	3	Fixo
<b><i>Peg de facto</i></b>	4	Fixo
<b><i>Crawling peg</i> pré anunciado</b>	5	Intermediário
<b><i>Crawling peg</i> pré anunciado que seja mais estreita ou igual a +/- 2%</b>	6	Intermediário
<b><i>Crawling peg de facto</i></b>	7	Intermediário
<b><i>Crawling band de facto</i> que seja mais estreita ou igual a +/- 2%</b>	8	Intermediário
<b><i>Crawling band</i> pré anunciada que seja mais ampla ou igual a +/- 2%</b>	9	Intermediário
<b><i>Crawling band de facto</i> que seja mais estreita ou igual a +/- 5%</b>	10	Intermediário
<b>Banda móvel que seja mais estreita ou igual a +/- 2% (permitindo apreciação e depreciação)</b>	11	Intermediário
<b>Flutuação administrada</b>	12	Intermediário
<b>Flutuação livre</b>	13	Flutuante
<b><i>Freely falling</i></b>	14	Flutuante

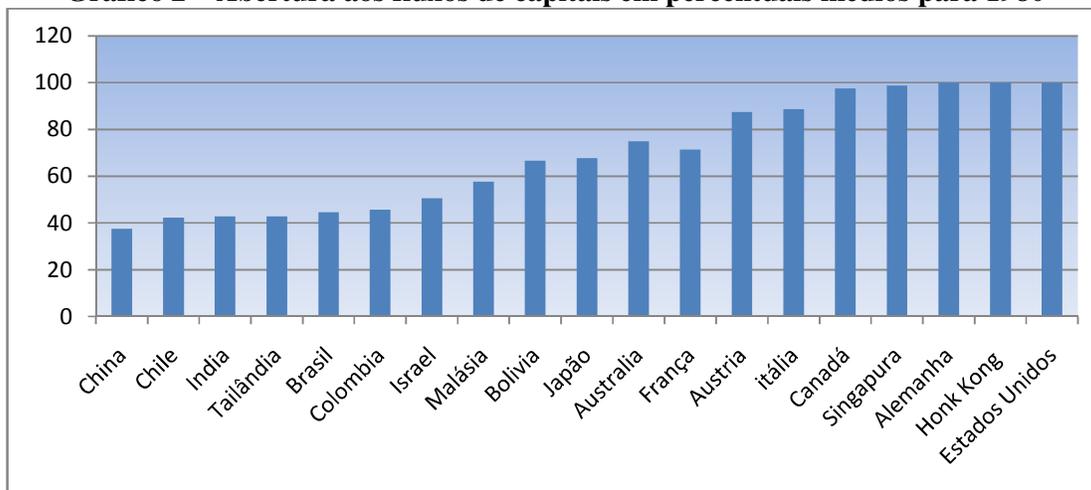
Fonte: Reinhart e Rogoff, 2002.

**Gráfico 1 – Percentual de desalinhamento médio em 1980-2000 para países selecionados**



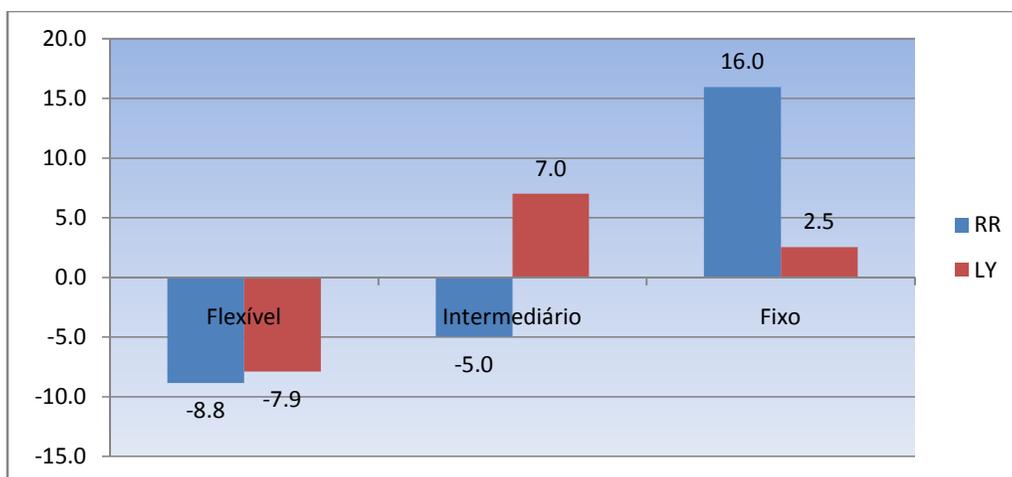
Resultados obtidos a partir dos desalinhamentos estimados pelos autores.

**Gráfico 2 – Abertura aos fluxos de capitais em percentuais médios para 1980**



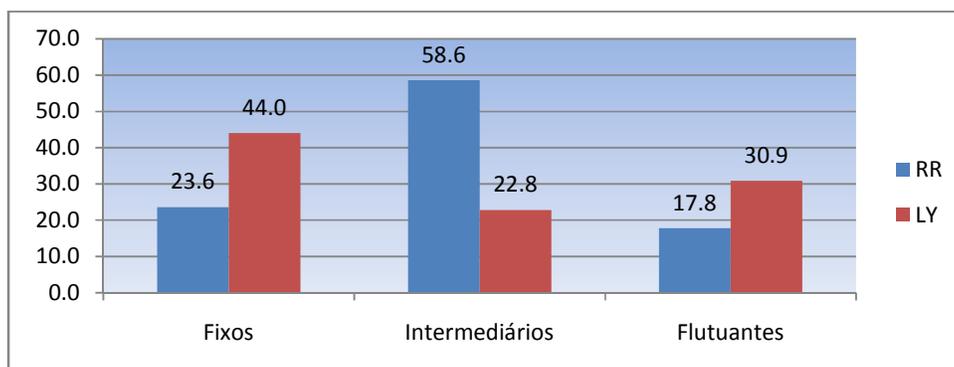
Obs: Resultados Obtidos a partir da série histórica de Edwards (2004).

**Gráfico 3 – Desalinhamento e Regimes Cambiais LY e RR em médias para o período 1980-2000**



Resultados obtidos a partir dos desalinhamentos estimados pelos autores e pela classificação de Reinhart e Roggof (2004) e Levy-Yeyati e Sturzenegger (2002).

**Gráfico 4 – Proporção de Regimes Cambiais para a Amostra Total – RR/LY**



Resultados obtidos a partir da classificação de Reinhart e Roggof (2004) e Levy-Yeyati e Sturzenegger (2002).

**Tabela 4 – Painel SYS-GMM e DIFF-GMM, Classificação de Regimes Cambiais Reinhart-Rogoff e Levy-Yeyati e Sturzenegger**

	RR-(I)	RR-(II)	RR-(III)	LY-(I)	LY-(II)	LY(III)
<b>Desalinhamento_1</b>	0.6826** (0.0674)	0.7238** (0.0720)	0.6783** (0.0666)	0.6958* (0.0650)	0.7124* (0.0655)	0.7137* (0.0642)
<b>Abertura Comercial</b>	-0.7353** (0.2271)	-0.7040** (0.2922)	-0.7170** (0.2444)	-0.6677* (0.1779)	-0.7013* (0.1835)	-0.6335* (0.1760)
<b>Abertura da Conta de Capital</b>	0.4434** (0.2271)	0.5275** (0.1721)	0.4372** (0.1816)	0.3025 (0.1887)	0.3212* (0.1774)	0.3144* (0.1499)
<b>Regime de Câmbio Fixo</b>	0.3186** (0.0939)	... ...	... ...	0.1243* (0.0549)	... ...	... ...
<b>Regime de Câmbio Intermediário</b>	... ...	0.0703 (0.1176)	... ...	... ...	-0.1861** (0.0675)	... ...
<b>Regime de Câmbio Flutuante</b>	... ...	... ...	-0.3575** (0.0907)	... ...	... ...	0.1068 (0.0651)
<b>Gasto do Governo/PIB</b>	0.0041 (0.0099)	0.0031 (0.0082)	0.0037 (0.0103)	-0.0008 (0.0084)	-0.0007 (0.0075)	-0.0013 (0.0065)
<b>ln(100+índice de inflação)</b>	0.1450 (0.1443)	0.0370 (0.1150)	0.1637 (0.1621)	0.0328 (0.1653)	0.0034 (0.1400)	0.5292* (0.1284)
<b>Países Export-Led Growth</b>	1.1879* (0.6437)	1.0246 (0.7385)	1.2043* (0.6434)	1.1457** (0.6874)	0.9180** (0.5615)	0.7234 (0.5292)
<b>Países América Latina</b>	0.6273 (1.9822)	0.1067 (1.4673)	0.8799 (1.9932)	0.5144 (2.0823)	0.0391 (1.8827)	-0.1421 (1.1421)
<b>Dummies de ano</b>	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
<b>Intercepto</b>	-1.1150 1.1099	-0.3175 (0.8643)	-0.9368 (1.1339)	-0.2205 (1.2948)	-0.2157 (1.1119)	0.1987 (0.9628)
<b>Teste AB(1)</b>	0.047	0.042	0.0450	0.0320	0.0150	0.0380
<b>Teste AB(2)</b>	0.75	0.083	0.0800	0.1000	0.1010	0.0670
<b>Teste de Hansen</b>	0.745	0.718	0.7620	0.8000	0.6860	0.7110
<b>Teste Hansen-in-Difference</b>	0.645	0.521	0.6150	0.7140	0.7470	0.7450
<b>N. de instrumentos</b>	83	83	83	83	83	83
<b>N de observações</b>	1017	1017	1017	1017	1017	1017
<b>N. de países</b>	70	70	70	70	70	70

\* **significante a 10%** \*\* **significante a 5%**.

**OBS:** Painel dinâmico em dois estágios com correção de amostra de Weindmeijer (2007). Variáveis de regime cambial e Abertura da Conta de Capital instrumentalizada como endógenas. Outras variáveis foram instrumentalizadas como potencialmente endógenas, com resultado final similar ao desta tabela e por conveniência omitidas.