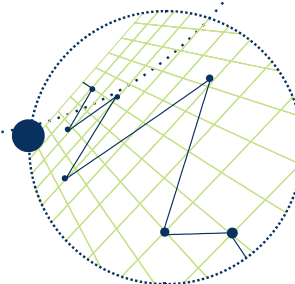


# Escola de **ECONOMIA** de São Paulo

**Textos para  
Discussão**

**167**

Dezembro  
de 2007



## **DESALINHAMENTO CAMBIAL NO BRASIL APÓS O PLANO REAL: UMA ANÁLISE EMPÍRICA**

CLAUDIO RIBEIRO DE LUCINDA  
PAULO GALA

Os artigos dos *Textos para Discussão da Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas* são de inteira responsabilidade dos autores e não refletem necessariamente a opinião da FGV-EESP. É permitida a reprodução total ou parcial dos artigos, desde que creditada a fonte.

Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas FGV-EESP  
[www.fgvsp.br/economia](http://www.fgvsp.br/economia)

# DESALINHAMENTO CAMBIAL NO BRASIL APÓS O PLANO REAL: UMA ANÁLISE EMPÍRICA.

Claudio Lucinda<sup>1</sup>  
*Fundação Getúlio Vargas*

Paulo Gala<sup>2</sup>  
*Fundação Getúlio Vargas*

## Resumo:

Filiando-se a discussão sobre os efeitos da apreciação cambial no país, o trabalho procura contribuir para o debate acerca da posição “correta” da taxa de câmbio e suas possíveis dinâmicas de ajustamento no curto e longo prazo. Neste sentido, apresenta evidências econométricas para possíveis desalinhamentos do câmbio real no Brasil desde 1994. A partir de uma base de dados mensais que abarca o período de janeiro de 1995 até setembro de 2006, realiza-se uma análise econométrica para estudar o comportamento do câmbio real e de equilíbrio no Brasil no período recente.

**Palavras-chave:** Câmbio, sobrevalorizações, subvalorizações, desalinhamento cambial

## Abstract

The work addresses the current discussion in Brazil of possible negative effects of exchange rate overvaluation on growth and its adjustment dynamics in the short and long run. The paper presents econometric evidence of possible exchange rate misalignments in Brazil since 1994. Using monthly data from January 1995 until September 2006 we study real exchange rate levels and equilibrium dynamics.

**Keywords:** Exchange rate levels, overvaluations, undervaluations, misalignment

**JEL:** O11, F31, F4

## ÁREA 6: ECONOMIA INTERNACIONAL

---

<sup>1</sup> Professor, Escola de Economia de São Paulo e Escola de Administração de Empresas de São Paulo. Endereço: Rua Itapeva, 474, 11º andar. CEP 01332-000. E-mail: [claudio.lucinda@fgv.br](mailto:claudio.lucinda@fgv.br)

<sup>2</sup> Professor, Escola de Economia de São Paulo e Escola de Administração de Empresas de São Paulo. Endereço: Rua Itapeva, 474, 11º andar. CEP: 01332-000. E-mail. [pgala@uol.com.br](mailto:pgala@uol.com.br)

## 1. Introdução

O debate sobre os efeitos da apreciação cambial na economia brasileira persiste. Muitos analistas tentam identificar se o movimento de nossa moeda representa uma acomodação natural e de equilíbrio ou se alguma coisa está errada e nossa taxa de câmbio caminha para uma posição “fora do lugar”. Existe uma grande controvérsia a respeito da existência de um desequilíbrio, e sobre suas possíveis medidas. Criou-se já há algum tempo uma literatura sobre o problema, conhecido como desalinhamento cambial. A principal preocupação dos trabalhos nessa área está na identificação de situações de sobrevalorização ou desalinhamento, partindo já do princípio de que esses casos são especialmente maléficos para dinâmicas de crescimento<sup>3</sup>.

O novo livro de John Williamson (2007) é uma referência importante nessa área. Os trabalhos do Banco Mundial sobre problemas cambiais em países em desenvolvimento nos anos 80, especialmente na África, também contribuíram para essa área de pesquisa. Os trabalhos de David Dollar (1992) e Domingo Cavallo (1990) também se destacam nesse sentido. Muitos desses trabalhos foram posteriormente integrados à literatura econométrica de crescimento econômico no final dos anos 90. O termo desalinhamento cambial, que em geral caracteriza situações de sobrevalorização do câmbio, passou a ser incorporado como um dos fatores explicativos nas regressões de crescimento. Os trabalhos de Easterly (2001), Acemoglu (2002) e Fajnzylber et al (2002) são bons exemplos deste tipo de abordagem.

Filiando-se a esta discussão, o presente trabalho apresenta evidências econométricas para possíveis desalinhamentos do câmbio real no Brasil desde 1994. Utilizando uma base de dados mensais abarcando o período de janeiro de 1995 até setembro de 2006, realizamos uma análise econométrica para verificar a existência de desalinhamento cambial. O trabalho se divide em 5 seções além da introdução. A próxima apresenta uma breve análise das diversas metodologias que procuram medir o desalinhamento cambial a partir de desvios de PPP, da noção de equilíbrio interno e externo e de análises de cointegração. A terceira seção apresenta e discute a estratégia econométrica utilizada nas estimações empíricas. A quarta apresenta os testes de raiz unitária e a quinta as análises de cointegração. A última seção traz breves conclusões.

---

<sup>3</sup> ver a respeito Bresser-Pereira (2006) e Gala e Lucinda (2007)

## 2. Metodologias para medir desalinhamento cambial

O foco da literatura de desalinhamento cambial está na discussão das diversas metodologias de cálculo do nível do câmbio real de equilíbrio<sup>4</sup>. Além dos tradicionais problemas de medidas de câmbio real, a literatura se depara com o desafio de definir um conceito de câmbio de equilíbrio, para depois caracterizar uma situação de desalinhamento. Três métodos se destacam nesse sentido: i) medidas de desvio de paridade de poder de compra feitas a partir da comparação do preço em dólares de uma mesma cesta entre vários países, ii) medidas de posição do câmbio baseadas em alguma noção de equilíbrio macroeconômico e iii) análises de cointegração no que também é conhecido como “approach comportamental” para medidas de desalinhamento cambial.

O primeiro baseia-se em tradicionais comparações de preços internacionais ajustadas pelo efeito de aumentos de produtividade. Mede-se o preço de uma determinada cesta de bens num dado país e compara-se esse valor em dólares com o nível de renda per capita. Segundo essa metodologia, a taxa de câmbio real estará excessivamente apreciada (desalinhada) se os preços domésticos transformados em dólares forem muitos elevados em comparações internacionais; um bom exemplo disso é o índice Big Mac. O segundo método leva em consideração medidas de equilíbrio interno e externo na definição da posição do câmbio real de equilíbrio, ou seja, plena utilização de fatores de produção e situação do balanço de pagamentos, dado o estado de uma série de variáveis. O terceiro método aplica análise de cointegração para verificar os determinantes do câmbio real e depois projetar possíveis posições de desequilíbrio ou desalinhamento.

Para as medidas de desalinhamento baseadas em desvios de PPP ajustadas por variações de produtividade, o câmbio real estará fora do lugar se estiver relativamente apreciado em relação ao nível de renda per capita, que também é utilizado na obtenção da produtividade e, portanto, da remuneração relativa dos bens não comercializáveis em relação aos comercializáveis. Um câmbio real de equilíbrio será, portanto, aquele que torna compatível o nível de produtividade com os salários reais em cada país. Para câmbios reais excessivamente apreciados, o salário real estará desalinhado em relação à produtividade e a capacidade produtiva da economia, o que implicará potencialmente numa situação de excesso de absorção (importações) e endividamento<sup>5</sup>.

Para o segundo método, um câmbio de equilíbrio seria aquele presente numa situação de razoável crescimento econômico com uma trajetória de conta corrente sustentável, dado o estado de uma série de

---

<sup>4</sup> ver Montiel e Hinkle 1999 para uma discussão detalhada

<sup>5</sup> ver Dornbusch 2002, pg.249

variáveis. Um câmbio real de equilíbrio estaria associado ao pleno emprego dos fatores de produção (equilíbrio interno) e a um financiamento razoavelmente tranquilo das contas externas (equilíbrio externo). A crítica que se faz a esse método é que várias trajetórias de conta corrente podem ser sustentáveis dependendo do acesso a fluxos de capital. A caracterização do desequilíbrio externo dependente, portanto, de uma avaliação da sustentabilidade dos fluxos de capital, o que nem sempre é uma tarefa simples.

No terceiro método, chamado de approach ou “equilíbrio comportamental” da taxa de câmbio (behavioural exchange rate), os determinantes da taxa de câmbio real são utilizados como previsão de posições de equilíbrio. A partir de realizações passadas do processo estima-se, a partir de análises de cointegração, a influência de diversas variáveis no nível da taxa de câmbio real (termos de troca, nível de produtividade, diferencial de juros, hiato de produto, nível de reservas, risco país, etc...). Os resíduos do processo de cointegração passam portanto a representar medidas de desalinhamento.

### 3. Estratégia econométrica

Nesta seção, iremos detalhar a estratégia utilizada para a obtenção de estimativas de grau de desalinhamento cambial em termos reais para o Brasil a partir do approach comportamental para estudo da taxa de câmbio. Seguindo boa parte da literatura, em especial Edwards (1989), podemos escrever o comportamento da taxa de câmbio real como função de um conjunto de variáveis – que denotaremos  $\mathbf{F}_t$  em forma matricial – como a seguir:

$$e_t = f(\mathbf{F}_t)$$

Dadas as características estocásticas da variável câmbio real, bem como das que estão incorporadas no vetor  $\mathbf{F}_t$ , podemos escrever a equação acima na forma de um vetor de correção de erros. Neste modelo de correção de erros, é possível separar o comportamento da variável  $e_t$  e das variáveis contidas em  $\mathbf{F}_t$  em um componente de longo prazo, que representaria a relação de longo prazo entre as variáveis, e um componente de curto prazo. Algebricamente, um modelo de correção de erros pode ser escrito da seguinte forma:

$$\Delta \mathbf{X}_t = \Gamma \mathbf{X}_{t-1} + \sum_{j=1}^p A_j \Delta \mathbf{X}_{t-j} + \varepsilon_t$$

Em que  $\mathbf{X}_t$  representa o vetor  $[e_t, \mathbf{F}_t]$ ,  $A_j$  representa uma matriz de coeficientes de curto prazo, e  $\Gamma$  um vetor de coeficientes que, após decomposição adequada, pode nos dar tanto os coeficientes da relação de longo prazo entre  $e_t$  e  $\mathbf{F}_t$  quanto as velocidades de ajustamento de eventuais desvios da relação de longo prazo entre estas variáveis.

Considerando estes pontos, iremos adotar a seguinte estratégia econométrica: inicialmente iremos investigar as propriedades estocásticas de cada uma das variáveis selecionadas para, em um momento posterior, e caso seja possível, avançar em direção à modelagem por meio de um Modelo de Correção de Erros. Antes de avançarmos em direção ao procedimento econométrico propriamente dito, vamos descrever em mais detalhes quais foram os dados utilizados.

Seguindo o approach de equilíbrio interno e externo para medidas de desalinhamento, a posição de equilíbrio do câmbio real dependerá de uma série de variáveis. Uma piora dos termos de troca, um aumento das taxas de juros internacionais, uma redução de tarifas, uma redução de auxílios e transferências internacionais tenderão a depreciar o câmbio real. Uma liberalização da conta capital, um aumento de gastos do governo em não comercializáveis e o aumento de produtividade tenderão a apreciar o câmbio real<sup>6</sup>. Antes de passarmos à discussão econométrica propriamente dita, vamos detalhar melhor o processo de construção das variáveis.

A primeira variável que iremos discutir, tanto pela relevância para o tema deste artigo e pela eventual sensibilidade dos resultados apresentados mais adiante à sua definição, é a taxa de câmbio real, que codificaremos como  $RER_t$ . Esta taxa de câmbio é construída a partir da taxa de câmbio comercial média mensal, no período de janeiro de 2005 até setembro de 2006<sup>7</sup>. A taxa de câmbio nominal é transformada para taxa de câmbio real usando o Índice de Preços ao Produtor americano<sup>8</sup>, bem como o Índice de Preços ao Consumidor Amplo do IBGE<sup>9</sup>. Uma vez que, para as análises econométricas e estatísticas que se seguem, é

---

<sup>6</sup> para uma discussão detalhada ver Edwards (1989), Montiel (1999, cap. 16) e Montiel e Hinkle (2003, cap. 10).

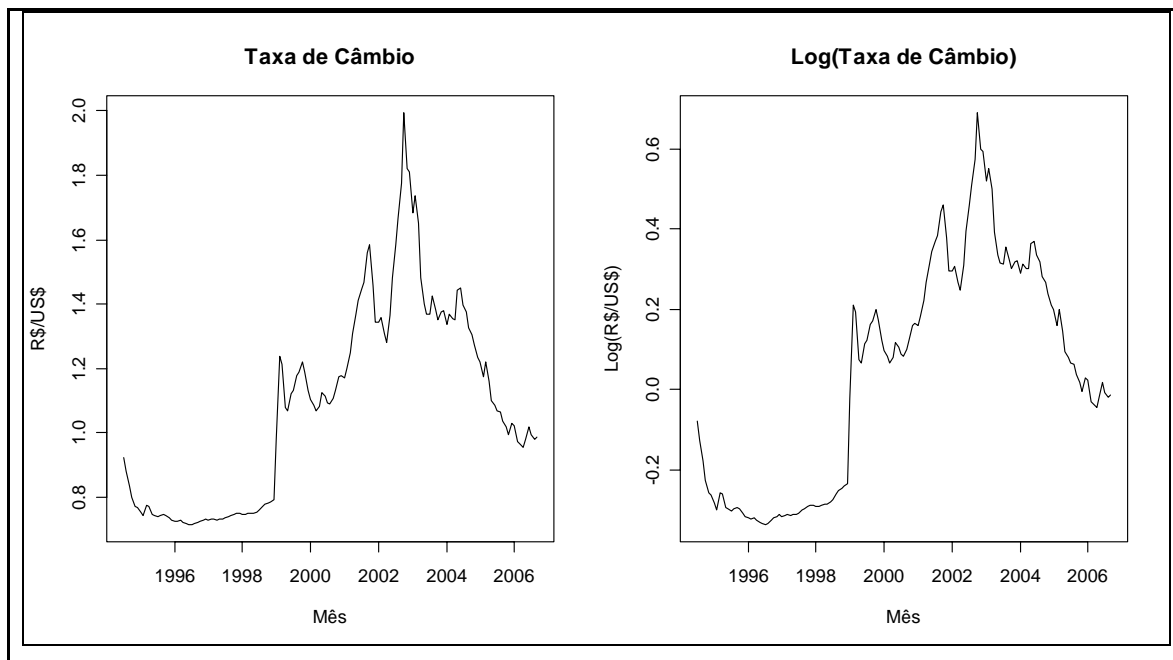
<sup>7</sup> Referência primária para a obtenção desta variável foi o sistema IPEADATA, e a fonte original foi o Banco Central do Brasil.

<sup>8</sup> A Referência primária de obtenção deste dado foi o sistema IPEADATA, cuja fonte dos dados foi a revista *The Economist*.

<sup>9</sup> Como no caso das outras variáveis, a fonte original foi o sistema IPEADATA, que compilou os dados obtidos no IBGE.

importante que se analise também o comportamento dos logaritmos da taxa de câmbio real, esta também é apresentada na figura a seguir.

**Figura 1 - Taxa de Câmbio Real**



**Fonte:** Elaboração dos Autores

Adicionalmente, foi construída uma base de dados de periodicidade mensal, incluindo as seguintes variáveis:

**Tabela 1 - Variáveis Utilizadas**

<b>Código da Variável</b>	<b>Significado</b>	<b>Observações</b>
<i>CAP_OC</i>	Capacidade Ociosa	Nível de Utilização da Capacidade Instalada
<i>OPEN</i>	Grau de Abertura - Soma de Exportações e Importações em Porcentagem do PIB	Utilização da série PIB mensal obtida no BACEN
<i>PPI_BRL</i>	Índice de Preços ao Produtor dos EUA convertido em Reais	
<i>BP</i>	Saldo da Balança Comercial	Utilização da série PIB mensal obtida no BACEN
<i>DIFF_JUR</i>	Diferencial de Juros	Taxa do CDI descontada da Taxa dos Fed Funds
<i>DLSP</i>	Dívida Líquida do Setor Público	Em % do PIB
<i>HBS1</i>	Proxy 1 para o Efeito Harrod-Balassa-Samuelson	Razão entre o Salário Médio da Indústria Americana (ajustado sazonalmente) e o Salário Médio na RMSP
<i>HBS2</i>	Proxy 2 para o Efeito Harrod Balassa-Samuelson	Razão entre os Preços de Tradeables e Non-Tradeables



Código da Variável	Significado	Observações
<i>VAR1</i>	Participação da Formação Bruta de Capital Fixo no PIB	Originalmente trimestral; série interpolada para garantir a periodicidade mensal
<i>VAR2</i>	Participação do Consumo do Setor Público no PIB	Originalmente trimestral; série interpolada para garantir a periodicidade mensal
<i>VAR3</i>	Participação do Consumo do Setor Privado no PIB	Originalmente trimestral; série interpolada para garantir a periodicidade mensal
<i>TOT</i>	Termos de Troca (Índice)	Fonte: Funcex, via IPEADATA
<i>SALDO_TC</i>	Saldo em Transações Correntes como % do PIB	

A motivação para a escolha destas variáveis é baseada em dois pontos principais: o primeiro diz respeito à congruência destas variáveis com os fatores mencionados na **Erro! A origem da referência não foi encontrada.**, bem como a utilização das mesmas nos estudos de Montiel e Hinkle (1999, cap. 10), Edwards (1989) e Williamson (2007) e Montiel (2003, cap. 16).

Exceto para o caso das variáveis *SALDO\_TC* e *BP*, as análises sobre o comportamento estatístico univariado das séries são levados a cabo com as séries originais e com a transformação logarítmica das mesmas<sup>10</sup>. As estatísticas descritivas para as variáveis originais e as transformações logarítmicas estão na tabela no apêndice.

Com relação à análise estatística univariada, o principal foco será a existência de raiz unitária em cada uma das séries. A razão para tal é que a existência de uma raiz unitária é condição fundamental para que exista uma representação na forma de Modelo de Correção de Erros da relação entre a taxa de câmbio real e as outras variáveis macroeconômicas.

O protocolo de análise seguido para a investigação da hipótese de existência de raiz unitária para cada uma das variáveis será descrito em maiores detalhes na seção seguinte. Uma vez que considerações de espaço limitam a descrição pormenorizada do procedimento em cada uma das variáveis, foi escolhida como ilustração a variável Taxa de Câmbio Real. Esta escolha se baseou no fato que a existência de raiz unitária nesta variável possui, também, uma implicação prática. Caso exista uma raiz unitária, isto significa que, ao longo do período de tempo para o qual possuímos dados, devemos considerar a hipótese da validade da

<sup>10</sup> Para o caso destas variáveis, a existência de valores negativos impede que possamos fazer esta transformação.

Paridade do Poder de Compra rejeitada. Consequentemente, isto possui duas implicações, uma de ordem prática e outra de ordem teórica.

A implicação de ordem prática é que a utilização de médias históricas como aproximações de uma possível “taxa de câmbio real de equilíbrio” é inadequada, uma vez que as propriedades assintóticas da série de câmbio real são tais que nada garante que a taxa de câmbio real retorne a este nível médio. A implicação de ordem teórica é que a definição de um conceito de taxa de câmbio real de equilíbrio não pode ser entendida em isolamento do comportamento de outras variáveis macroeconômicas, validando, portanto, a análise multivariada que esboçamos anteriormente. Passemos então ao procedimento de teste de existência raiz unitária.

#### **4. Análise Univariada e Testes de Raiz Unitária**

Como Campbell e Perron (1991) afirmam, o campo da macroeconomia possui uma série de armadilhas para o pesquisador interessado em econometria aplicada. Em especial, procedimentos para testes de raiz unitária devem ser realizados com muito cuidado, pois geralmente eles possuem pouco poder em discriminar entre diferentes hipóteses quando a regressão de teste é incorretamente especificada. Além disso, em muitos casos eles são incapazes de distinguir entre uma raiz unitária propriamente dita e um processo estacionário com coeficiente autoregressivo muito próximo de um. Em terceiro lugar, para o caso específico das séries em que estamos trabalhando, a existência de quebras estruturais pode reduzir ainda mais o poder dos testes. Para séries de periodicidade mensal, outro problema se coloca: como lidar com os padrões sazonais que muitas destas séries naturalmente possuem – tais como a série de consumo do governo – ou que as transformações realizadas anteriormente acabaram por induzir<sup>11</sup>.

Para lidar com estes problemas, um procedimento em várias etapas foi realizado. Na primeira realizou-se o teste de Dickey-Fuller Aumentado para a identificação dos elementos determinísticos (constante e tendência). Depois de identificados os componentes determinísticos, o passo seguinte foi o de investigação dos efeitos de quebras estruturais sobre a conclusão do teste de Dickey-Fuller Aumentado. Para tanto, foi usado o procedimento de Zivot e Andrews (1992) para a identificação dos efeitos de quebras estruturais.

---

<sup>11</sup> Um exemplo é a utilização de índices de preços para o deflacionamento de variáveis nominais. Caso o índice de preços possua algum padrão sazonal, é possível que as variáveis transformadas com o uso deste índice acabem por refletir este padrão.

Após a investigação dos efeitos das quebras estruturais, o passo seguinte é lidar com o reduzido poder do teste de Dickey-Fuller Aumentado, usando uma bateria de testes de raiz unitária: o teste de Elliott, Rothemberg e Stock (1996), o teste de (KPSS) Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Schin (1992), o teste de Phillips e Perron (1988). A razão destes testes é investigar se a conclusão do teste Dickey-Fuller Aumentado não se altera quando a hipótese nula do teste se altera - como no teste KPSS, em que é utilizada a hipótese de estacionariedade ao invés de existência de raiz unitária - quando o procedimento para a eliminação da correlação serial dos resíduos da equação de teste é diferente (no caso do teste de Phillips e Perron (1988)). Uma terceira razão para o uso destes testes é nos assegurarmos ao máximo da adequação da conclusão de raiz unitária em uma amostra não muito longa.

Nesta bateria de testes, uma questão comum é como proceder nos casos em que os testes de raiz unitária nos dão resultados contraditórios. O procedimento utilizado nestes casos foi o de Phillips e Ploberger (1991) que utiliza critérios bayesianos para a investigação das alternativas de ordem de integração das séries. Para uma série  $y_t$  ser considerada como  $I(0)$  a condição a seguir deve ser válida:

$$\hat{\tau} > \ln\left(\frac{\pi_1}{\pi_0}\right) + \ln\left(\frac{\sum_{t=2}^T y_{t-1}^2}{\hat{\sigma}_\varepsilon^2}\right)$$

Em que  $\hat{\tau}$  é a estatística do teste de Dickey-Fuller Aumentado,  $\hat{\sigma}_\varepsilon^2$  é a variância dos resíduos da regressão do teste ADF,  $\pi_0$  denota a probabilidade *a priori* da hipótese “a série é estacionária”, e  $\pi_1 = 1 - \pi_0$  a probabilidade *a priori* da hipótese “a série possui uma raiz unitária”. No caso em questão, as probabilidades *a priori* foram definidas com base na proporção dos testes que apontava para um resultado e para outro. Por exemplo, se quatro testes apontavam para a existência de raiz unitária, isso significava um  $\pi_1 = 4/5$ .

O último passo da nossa análise é a investigação de raízes unitárias sazonais, utilizando o procedimento de Hylleberg, Engle, Granger e Yoo (1992), estendido por Beaulieu e Miron (1993) para o caso de dados mensais.

Passemos, portanto, à análise propriamente dita da série  $RER_t$ , tanto em nível quanto na transformação logarítmica. A Figura 1 dá indicações de que não temos tendência linear na regressão de teste ADF. Além disso, como veremos mais adiante, os testes de Elliott, Rothemberg e Stock (1996) nos mostram que existe uma raiz unitária tanto na série original quanto na série em log, o que, segundo Harvey, Leybourne e Taylor

(2006), indica que a especificação incorreta de uma tendência neste caso não afetaria a conclusão de existência de raiz unitária. O passo seguinte envolve a realização dos testes adicionais de raiz unitária. Neste ponto, os testes são bastante consistentes, no sentido que apontam para a não rejeição da hipótese de existência de uma raiz unitária, tanto na série original quanto na série com a transformação logarítmica<sup>12</sup>.

A tabela a seguir mostra os resultados sobre a ordem de integração das variáveis que utilizamos nesse trabalho (a partir de análise semelhante) bem como os elementos determinísticos considerados como adequados para a representação do processo estatístico de cada uma delas.

**Tabela 2 - Resultado dos Testes**

Variável	Nível		Log	
	Ordem	Det.	Ordem	Det.
<i>CAP_OC</i>	I(0)	T	I(0)	T
<i>OPEN</i>	I(1)*	T	I(1)*	T
<i>PPI_BRL</i>	I(1)	T	I(1)	T
<i>RER</i>	I(1)	C	I(1)	C
<i>BP</i>	I(1)	T	NA	T
<i>DIFF_JUR</i>	I(0)*	C	I(0)	C
<i>DLSP</i>	I(1)	T	I(1)	T
<i>HBS1</i>	I(1)	T	I(1)	T
<i>HBS2</i>	I(1)*	C	I(1)*	C
<i>VAR1</i>	I(1)*	C	I(1)*	C
<i>VAR2</i>	I(1)*	C	I(1)*	C
<i>VAR3</i>	I(1)*	T	I(1)*	T
<i>TOT</i>	I(1)	C	I(1)	C
<i>SALDO_TC</i>	I(1)	T	NA	T

*Legenda: C=Constante, T=Constante e Tendência, NA=Não disponível. \* - Decisão com base no critério de Phillips-Ploberger*

Os resultados dos testes de raiz unitária nos dão adicionalmente um resultado interessante: ao indicar que o diferencial de juros é estacionário, isto indicaria que o diferencial de juros teria um papel sobre a dinâmica de curto prazo da série de câmbio real, e não sobre a taxa real de câmbio de equilíbrio. Dentro deste comportamento de curto prazo, entendemos inclusive a velocidade de ajustamento em relação à posição de equilíbrio.

O passo seguinte é investigar se quebras estruturais possam estar afetando os resultados do teste de raiz unitária. Para tanto, foi adotado o procedimento de Zivot e Andrews (1992). Foram calculadas as estatísticas

<sup>12</sup> Por motivos de espaço, não nos foi possível reproduzir os resultados de todos os testes neste artigo.

de teste, supondo quebras na constante para uma parte significativa da amostra e cada valor foi comparado com os valores críticos. Os resultados ali expostos indicam que as quebras estruturais não apresentam efeitos sobre o comportamento dos testes de raiz unitária. O último passo foi investigar a existência de raízes unitárias sazonais, o que foi feito utilizando-se o procedimento de Hylleberg, Engle, Granger e Yoo (1992), adaptado por Beaulieu e Miron (1993) para o caso de dados mensais. Os resultados indicam que existe uma raiz unitária sazonal com frequência igual à  $\pi$ , equivalente a um período sazonal de dois meses<sup>13</sup>. Com relação às raízes unitárias sazonais encontradas em cada uma das variáveis, elas foram eliminadas por meio da filtragem das frequências em que foram encontradas. Como a série de Câmbio real não apresentou muitas raízes unitárias sazonais, as séries filtradas – que serão utilizadas na análise seguinte – estão muito próximas das séries originais. Estas séries filtradas serão o objeto da análise multivariada a seguir<sup>14</sup>.

## 5. Análise de Cointegração

Nesta parte do texto, iremos fazer uma análise sobre a existência de uma relação de longo prazo entre as variáveis mencionadas anteriormente e a taxa de câmbio real. O primeiro passo nesta análise foi fazer uma seleção de especificações possíveis para os determinantes da taxa de câmbio real de longo prazo. Note-se que uma especificação mais ampla, que começasse por todas as variáveis mencionadas na seção anterior para, a seguir, selecionar com a ajuda dos dados o subconjunto mais adequado, possui problemas quando levamos em consideração o tamanho da amostra de dados. As especificações estão na tabela a seguir:

**Tabela 3 - Especificações Investigadas**

<b>Especificação Logarítmica</b>	<b>Especificação Linear</b>
<i>Log(RER), Log(HBS1), Log(VAR1), BP, Log(OPEN)</i>	<i>RER, HBS1, VAR1, BP, OPEN</i>
<i>Log(RER), Log(HBS2), Log(VAR2), BP, Log(OPEN)</i>	<i>RER, HBS2, VAR2, BP, OPEN</i>
<i>Log(RER), Log(HBS2), Log(VAR1), BP, Log(OPEN)</i>	<i>RER, HBS2, VAR1, BP, OPEN</i>
<i>Log(RER), Log(HBS1), Log(VAR2), BP, Log(OPEN)</i>	<i>RER, HBS1, VAR2, BP, OPEN</i>
<i>Log(RER), Log(HBS1), Log(DLSP), BP, Log(OPEN)</i>	<i>RER, HBS1, DLSP, BP, OPEN</i>
<i>Log(RER), Log(HBS2), Log(DLSP), BP, Log(OPEN)</i>	<i>RER, HBS2, DLSP, BP, OPEN</i>
<i>Log(RER), Log(PPI_BRL), Log(DLSP), BP, Log(OPEN)</i>	<i>RER, PPI_BRL, DLSP, BP, OPEN</i>
<i>Log(RER), Log(TOT), Log(DLSP), BP, Log(OPEN)</i>	<i>RER, TOT, DLSP, BP, OPEN</i>
<i>Log(RER), Log(TOT), Log(DLSP), Log(PPI_BRL), Log(OPEN)</i>	<i>RER, TOT, DLSP, PPI_BRL, OPEN</i>
<i>Log(RER), Log(TOT), Log(DLSP), Log(VAR1), Log(OPEN)</i>	<i>RER, TOT, DLSP, VAR1, OPEN</i>

<sup>13</sup> Da mesma forma, limitações de espaço nos impedem de reproduzir os resultados dos testes.

<sup>14</sup> As variáveis estacionárias poderiam ser incluídas na modelagem de curto prazo mas, por motivos de espaço, optou-se por não incluí-las nos modelos utilizadas neste artigo.

Para conseguirmos caracterizar adequadamente a relação de longo prazo com variáveis não estacionárias, um passo fundamental é investigar a existência de cointegração entre estas. O procedimento mais comum de teste neste caso é o de Johansen, exposto no artigo de Johansen (1988) e Johansen e Juselius (1990), que passa pela modelagem da relação entre as variáveis como um sistema de Vetores Autoregressivos. Um cuidado especial que devemos ter neste ponto é que este sistema associado deve apresentar propriedades adequadas dos resíduos (em especial, normalidade, homocedasticidade e ausência de autocorrelação) para que a inferência sobre a existência de relação de longo prazo seja precisa. Desta forma, o primeiro passo da análise é investigar as características dos resíduos do sistema de Vetores Autoregressivos. Para cada especificação, o sistema foi montado inicialmente com 12 defasagens das variáveis em cada equação e o tamanho ótimo – entendido como o número de defasagens – foi selecionado pelo critério de Schwartz (1978). Determinado o tamanho ótimo do sistema pelo critério de Schwartz, o passo seguinte foi submeter os resíduos do teste a uma série de testes de normalidade dos resíduos (Jarque-Bera), heteroscedasticidade condicional, (ARCH-LM) e correlação serial (LM). Os resultados dos testes para a amostra compreendida entre junho de 1995 e agosto de 2006 nos mostram é que existe um problema sério de normalidade, heterocedasticidade e correlação serial dos resíduos destes modelos<sup>15</sup>.

Estes problemas são apontados pela literatura como sendo o resultado de duas possíveis causas: ou um problema de especificação, ou um problema de quebra estrutural. Uma vez que o número de modelos envolvido é bastante grande, e os problemas mencionados se manifestaram uniformemente em todos, consideramos como mais plausível a hipótese de uma quebra estrutural. Realizando esta análise para o período compreendido entre abril de 1999 e agosto de 2006, as tabelas no apêndice mostram uma melhora significativa nas características dos resíduos, apoiando a nossa pressuposição de quebra estrutural em abril de 1999<sup>16</sup>.

Uma vez confinada a nossa análise para o período pós crise cambial de 1999, o passo seguinte é investigar a existência de cointegração, utilizando o teste de Johansen (1988). Uma preocupação adicional é decorrente do fato que, após a limitação do período de estudo, a amostra de dados seja muito pequena em relação ao número de defasagens utilizado no sistema de Vetores Auto-Regressivos anteriormente mencionados. Para

---

<sup>15</sup> Referências completas sobre os resultados dos testes estão disponíveis contactando-se os autores.

<sup>16</sup> Referências completas sobre os resultados dos testes estão disponíveis contactando-se os autores.

isto, foi utilizada a correção dos valores críticos do teste mencionada por Cheung e Lai (1993)<sup>17</sup>. O número de relações de longo prazo selecionado pelo teste de Johansen para cada uma das especificações está na tabela a seguir:

**Tabela 4 - Modelos e Relações de Cointegração**

<b>Modelo</b>	<b>Max-Eig</b>	<b>Traço</b>
<i>Log(RER), Log(HBS1), Log(VAR1), BP, Log(OPEN)</i>	2	2
<i>Log(RER), Log(HBS2), Log(VAR2), BP, Log(OPEN)</i>	2	1
<i>Log(RER), Log(HBS2), Log(VAR1), BP, Log(OPEN)</i>	1	1
<i>Log(RER), Log(HBS1), Log(VAR2), BP, Log(OPEN)</i>	1	1
<i>Log(RER), Log(HBS1), Log(DLSP), BP, Log(OPEN)</i>	3	3
<i>Log(RER), Log(HBS2), Log(DLSP), BP, Log(OPEN)</i>	2	2
<i>Log(RER), Log(PPI_BRL), Log(DLSP), BP, Log(OPEN)</i>	2	3
<i>Log(RER), Log(TOT), Log(DLSP), BP, Log(OPEN)</i>	1	2
<i>Log(RER), Log(TOT), Log(DLSP), Log(PPI_BRL), Log(OPEN)</i>	5	5
<i>Log(RER), Log(TOT), Log(DLSP), Log(VAR1), Log(OPEN)</i>	1	1
<i>Log(RER), Log(TOT), Log(DLSP), Log(VAR2), Log(OPEN)</i>	0	1
<b>Modelo</b>	<b>Max-Eig</b>	<b>Traço</b>
<i>RER, HBS1, VAR1, BP, OPEN</i>	2	2
<i>RER, HBS2, VAR2, BP, OPEN</i>	1	1
<i>RER, HBS2, VAR1, BP, OPEN</i>	2	2
<i>RER, HBS1, VAR2, BP, OPEN</i>	1	1
<i>RER, HBS1, DLSP, BP, OPEN</i>	4	4
<i>RER, HBS2, DLSP, BP, OPEN</i>	2	2
<i>RER, PPI_BRL, DLSP, BP, OPEN</i>	1	3
<i>RER, TOT, DLSP, BP, OPEN</i>	1	1
<i>RER, TOT, DLSP, PPI_BRL, OPEN</i>	3	4
<i>RER, TOT, DLSP, VAR1, OPEN</i>	0	0
<i>RER, TOT, DLSP, VAR2, OPEN</i>	0	0

Destes modelos, foram selecionados os que apresentavam resultados favoráveis em termos de comportamento dos resíduos no sistema associado e um número de relações de cointegração não inferior a 2, com uma exceção. Tais especificações estão marcadas em cinza na tabela acima.

A principal razão pela escolha – reconhecidamente liberal – da dimensão do espaço de relações de longo prazo reside no fato de que iremos utilizar técnicas de equação única para a determinação dos coeficientes da relação de longo prazo. Neste caso, como afirma Haregreaves (1994), os estimadores de equação única são

<sup>17</sup> A correção consiste em multiplicar os valores críticos do teste por um fator de ajustamento igual a  $T(T - nk)$ , em que  $T$  denota o número de observações,  $n$  o número de variáveis incluindo o intercepto, e  $k$  o número de defasagens do sistema associado.

surpreendentemente robustos à existência de mais um vetor de cointegração, e se este vetor possui uma baixa variância relativa à do outro eles se desempenham bastante bem. Neste caso, fizemos a estimação por Mínimos Quadrados Ordinários Completamente Modificados (*Fully Modified OLS*) de Phillips e Hansen (1990) da mesma relação. Os resultados estão na tabela a seguir:

**Tabela 5 - Estimativas - FM-OLS**

	Logarítmicos						Lineares					
	2		4		6		6		7			
Constante	-102,425	***	-2,610	***	4,425		Constante	1,702	***	-3,998	***	
	(8,751)		(0,528)		(2,806)			(0,585)		(0,782)		
Log(HBS1)			1,029	***			PPI_BRL			-0,004	**	
			(0,102)							(0,002)		
Log(HBS2)	21,878	***			-3,951	***	HBS2	-0,078	***			
	(1,873)				(0,660)			(0,012)				
Log(VAR2)	-3,251	***	-0,162				DLSP	0,084	***	0,115	***	
	(0,550)		(0,203)					(0,007)		(0,016)		
Log(DLSP)					3,355	***	BP	0,146		0,008		
					(0,306)			(0,590)		(0,717)		
BP	-0,544		-0,071		-0,027		OPEN	2,922	***	1,968		
	(1,457)		(0,503)		(0,460)			(1,084)		(2,393)		
Log(OPEN)	-2,932	***	-0,614	***	0,415	**						
	(0,542)		(0,132)		(0,175)							

Usando estas estimativas da relação de cointegração, podemos também estimar os parâmetros de ajustamento de cada uma das variáveis a desvios da taxa real de câmbio de equilíbrio de longo prazo:

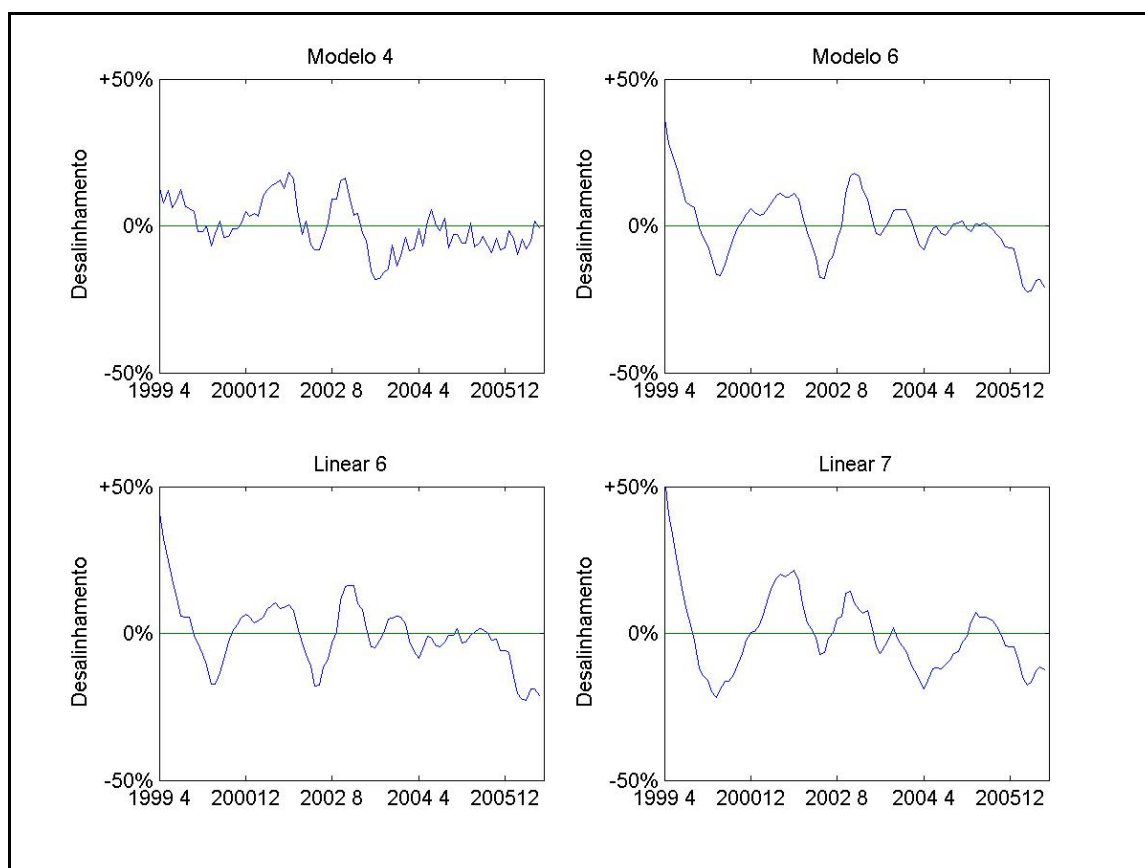
**Tabela 6 - Parâmetros de Ajustamento - Curto Prazo**

	Logarítmicos						Lineares					
	2		4		6		6		7			
Log(RER)	0.011	**	-0.587		-0.061		RER	-0.116	**	-0.424	*****	
	(2.036)		(-1.298)		(-1.442)			(-2.320)		(-2.371)		
Log(HBS1)			0.058		-0.006		PPI_BRL			-16.313	*****	
			(0.179)		(-0.820)					(-2.519)		
Log(HBS2)	0.001						HBS2	-0.224				
	(1.177)							(-0.578)				
Log(VAR2)	0.010		0.063				DLSP	0.660	**	0.348		
	(1.566)		(0.212)					(2.438)		(0.448)		
Log(DLSP)			-0.031		0.017	***	BP	-0.002		-0.108		
			(-0.159)		(2.794)			(-0.088)		(-1.663)		
BP	0.003				-0.001		OPEN	0.002		-0.031	**	
	(1.161)				(-0.029)			(0.482)		(-2.006)		
Log(OPEN)	-0.002		-0.054		0.008							
	(-0.692)		(-0.273)		(0.303)							



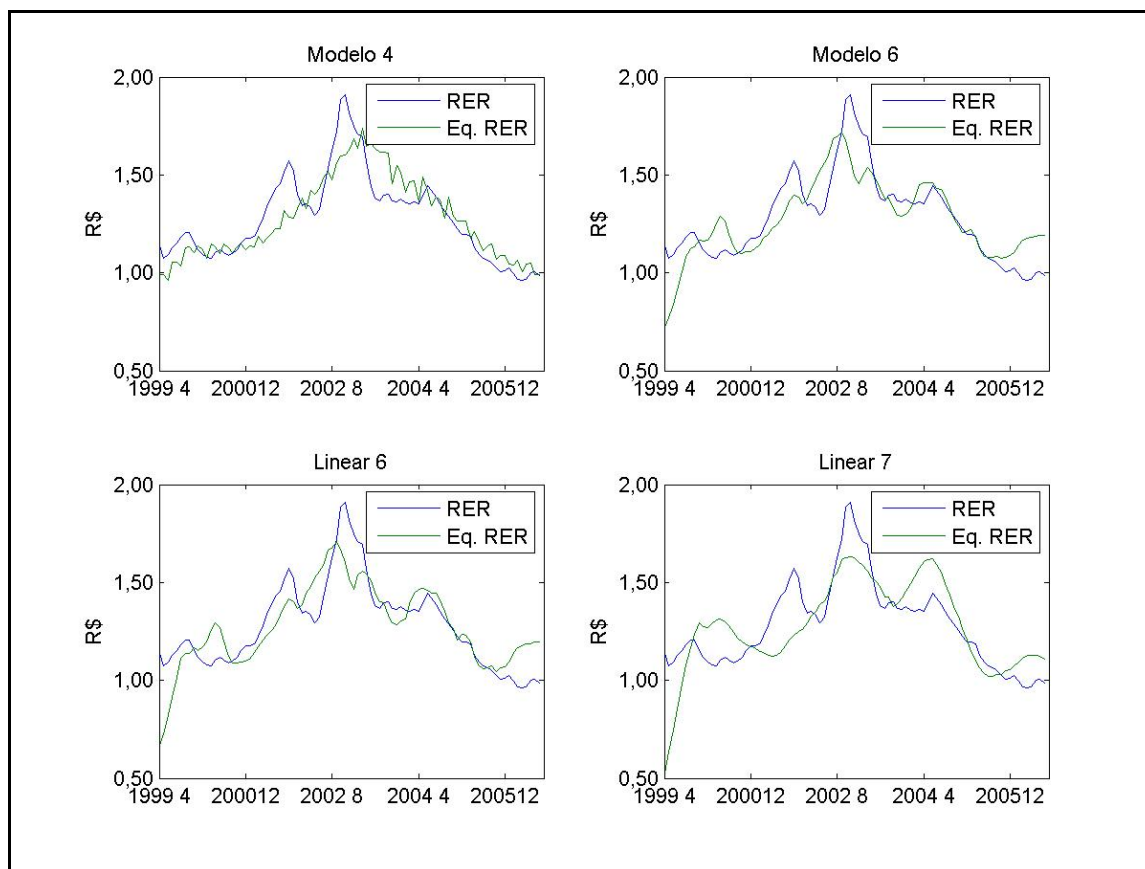
Os resultados parecem indicar que, na maior parte dos modelos, existe uma tendência para a taxa de câmbio real se ajustar em direção ao nível de equilíbrio. No entanto, neste ponto não é possível distinguir se o efeito é decorrente do tamanho da amostra ou de problemas na dinâmica de curto prazo dos modelos, na maior parte dos casos estes coeficientes de ajustamento não são significantes. Outro ponto importante é que alguns modelos apresentam um desempenho pior para a caracterização da dinâmica de curto prazo do que outros. Em especial, o modelo 2 apresenta resultados para a estimativa de câmbio real de equilíbrio de longo prazo que é inconsistente com a teoria econômica. De qualquer maneira, podemos calcular o grau de desalinhamento cambial para cada um dos modelos – exceto o Linear 2 – como podemos ver na figura a seguir:

**Figura 2 - Desalinhamento Cambial**



Associados com estes valores de desalinhamento, podemos colocar lado a lado a evolução da taxa de câmbio real e a taxa de câmbio real de equilíbrio:

**Figura 3 - Taxa de Câmbio Real e de Equilíbrio**



Em geral, o que os gráficos aqui indicam é a existência de três momentos nos nossos dados. No primeiro deles, temos que a taxa de câmbio real de equilíbrio vai se ajustando rapidamente em relação à taxa de câmbio real, principalmente pelo ajuste decorrente da mudança do regime cambial. Durante o ano de 2001, podemos observar dois momentos: o primeiro deles envolve um desalinhamento positivo da taxa de câmbio real, que ao final do mesmo ano se reverteu completamente, de tal sorte que a taxa de câmbio real no começo de 2002 se inicia abaixo do nível de equilíbrio.

No ano de 2002, começa o segundo movimento da taxa de câmbio real. A partir do segundo semestre daquele ano, a taxa real começa a mostrar uma depreciação rápida, ultrapassando a taxa real de equilíbrio e atingindo picos de mais de 10% de desalinhamento em relação à taxa de câmbio real de equilíbrio. Este desalinhamento começou a se desfazer ao longo dos anos de 2003 e 2004, sendo que a partir do terceiro trimestre de 2005 a taxa de câmbio real de equilíbrio começa a se estabilizar, enquanto que a taxa real de câmbio continua se apreciando, caracterizando mais um movimento de desalinhamento.

Em resumo, o que estes gráficos mostram é que, durante o regime de câmbio flutuante vigente após 1999, tivemos uma história de significativos desalinhamentos cambiais que, mais cedo ou mais tarde, acabaram por se desfazer. Ainda que a discussão dos mecanismos de causalidade pelos quais uma correção destes desalinhamentos esteja fora do escopo do presente artigo, a documentação da existência dos mesmos já é um primeiro passo sobre como entender este fenômeno.

## **6. Conclusões**

No presente artigo tivemos por objetivo investigar a existência e a magnitude dos desalinhamentos da taxa de câmbio real no Brasil após o Plano Real. Para tanto, desenvolvemos uma abordagem de estimação da taxa de câmbio real equilíbrio baseada em Edwards (1999), Montiel (2003), Montiel e Hinkle (1999) e. Para a estimação desta taxa, selecionamos um grupo de variáveis que a literatura considera como importantes para a determinação da mesma. Para estas variáveis, foram coletados dados mensais para o período 1995-2006.

Os principais resultados da parte econométrica são, em primeiro lugar, a conclusão de que a taxa real de equilíbrio de longo prazo não seria uma constante ao longo do período; logo, a utilização de médias históricas para o cálculo da mesma pode nos dar resultados inadequados. Além disso, os nossos resultados mostram a existência de períodos de agudos desalinhamentos cambiais, sendo que desde o segundo semestre de 2005 parece haver um aumento neste desalinhamento, principalmente em decorrência da estabilização da taxa real de câmbio de equilíbrio, combinada com a continuada apreciação da taxa de câmbio real.

## **Referências**

- ACEMOGLU, D., SIMON J. AND JAMES R., (2002) “Institutional Causes, Macroeconomic Symptoms: Volatility, Crisis and Growth”, Cambridge MA, MIT.
- AGENOR, P., R., e MONTIEL, P.,J., (1999) *Development Macroeconomics*, Princeton University Press, Princeton.
- BALASSA, B., (1964) “The Purchasing Power Parity doctrine: a reappraisal”, *Journal of Political Economy*, Dezembro pg.584-96.
- BEAULIEU, J. J. e MIRON, J. A. (1993) “Seasonal Unit Roots in Aggregate Data” *Journal of Econometrics*, 55, 305-

BENAROYA, F., e JANCI, D., (1999) “Measuring exchange rates misalignment with purchasing power parity estimates” in *Exchange Rate Policies in Emerging Asian Countries*, Stefan Collignon, Jean Pisani-Ferry e Yung Chul Park (eds.), Routledge, New York.

BRESSER-PEREIRA, L., C., (2006) “Exchange rate, fix, float or manage it?” Preface to Mathias Vernengo, ed. *Financial integration or dollarization: no panacea*. Cheltenham: Edward Elgar.

CAMPBELL, J. Y., e PERRON, P. (1991) “Pitfalls and Opportunities: What Every Macroeconomist Should Know about Unit Roots” *NBER Macroeconomics Annual*, vol. 6, 1991, pp.141-201.

CAVALLO, D., COTTANI, J., A., e KAHN, M., S., (1990) “Real exchange rate behaviour and economic performance in LDCs” in *Economic Development and Cultural Change* 39, October: 61-76.

CHEUNG, Y.-W., e LAI, K. S. (1993) “Finite-Sample Sizes of Johansen’s Likelihood Ratio Tests for Cointegration” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 55, n° 3, pp.313-28, Aug.

DOLLAR, D., (1992) “Outward-oriented Developing Economies Really Do Grow More Rapidly: Evidence from 95 LDCs, 1976-1985.” in *Economic Development and Cultural Change* 40: 523-44.

EASTERLY, W., (2001) “The Lost Decades: Developing Countries’ Stagnation in Spite of Policy Reform 1980-1998”, World Bank.

\_\_\_\_\_, (2005) Macro Time Series, <http://www.nyu.edu/fas/institute/dri/Easterly>.

EDWARDS, S., (1991) *Real exchange rates, devaluation and adjustment. Exchange rate policies in developing countries*, MIT Press, Cambridge, Massachusetts.

\_\_\_\_\_, (1989) “Exchange rate misalignment in developing countries”, The World Bank research observer, Jan, 4,1, Washington.

ELLIOTT, T. J., ROTHENBERG, T. J. e STOCK, J. H. (1996) “Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root” *Econometrica*, vol. 64, n° 4, pp. 813-836.

FAJNZYLBER, P., LOAYZA, N., e CALDERÓN, C., (2002) “Economic Growth in Latin America and the Caribbean”, Washington DC, The World Bank.

GALA, P., e LUCINDA, C., (2006) “Exchange Rate Misalignment and Growth: Old And New Econometric Evidence”, in Anais do XXXIV Encontro Nacional de Economia, ANPEC - Associação Nacional dos Centros de Pós-graduação em Economia, Salvador, Dezembro 2006.

HAREGREAVES, C. P. (1994) “A Review of Methods of Estimating Cointegrating Relationships” In: HAREGREAVES, C. P. (1994) *Nonstationary Time Series Analysis and Cointegration*. Oxford: Oxford University Press.

HYLLEBERG, S. ENGLE, R., GRANGER, C. e YOO, B. (1990) “Seasonal Integration and Cointegration” *Journal of Econometrics* 44, pp.215-38.

JOHANSEN, S. (1988) "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors" *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, Jun-Sep., 231-54.

\_\_\_\_\_, e JUSELIUS, K. (1990) "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with an Application to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 169-209.

KWIATKOWSKI, D., PHILLIPS, P., SCHMIDT, P. e SHIN, Y. (1992) "Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root: How Sure are WE that Economic Time Series Have a Unit Root?" *Journal of Econometrics*, vol. 54, pp. 159-78.

MONTIEL, P., (2003), *Macroeconomics in Emerging Markets*, Cambridge University Press.

\_\_\_\_\_. e L. HINKLE (1999) *Exchange Rate Misalignment, concepts and measurement for developing countries*, World Bank Research publication, Oxford University press, Oxford.

PHILLIPS, P., e HANSEN, B. (1990) "Statistical Inference in Instrumental Variables Regressions with I(1) Processes" *Review of Economic Studies*, 57, 99-125.

\_\_\_\_\_. e PERRON, P. (1988) "Testing for a Unit Root in Time Series Regression" *Biometrika*, 75, June, pp.335-46.

\_\_\_\_\_. e PLOBERGER, W. (1991) "Time Series Modelling with a Bayesian Frame of Reference: 1. Concepts and Illustrations" *Cowles Foundation Discussion Paper 980*.

RAZIN, O., e COLLINS, S., (1997) "Real Exchange Rate Misalignment and Growth", forthcoming in Assaf Razin and Efraim Sadka (eds.), *International Economic Integration: Public Economics Perspectives*, Cambridge University Press., também em NBER Working Paper n.6147.

SARNO, L., e TAYLOR, M., (2002) *The economics of exchange rates*, Cambridge University press.

SCHWARZ, G. (1978), Estimating the dimension of a model, *Annals of Statistics*, 6: 461-464.

STOCK, J. H. (1994) "Unit Roots, Structural Breaks and Trends" In: ENGLE, R. F. e McFADDEN, D. *Handbook of Econometrics*, cap. 46, pp.2739-2841.

WILLIAMSON, J., (2005) *Curbing the boom-bust cycle: stabilizing capital flows to emerging markets*, Institute for International Economics, Policy Analyses in International Economics, n.75, July.

\_\_\_\_\_, (2007) *References rates and the international monetary system*, Institute for International Economics, Policy Analyses in International Economics, n.82, January.

ZIVOT, E. e ANDREWS, D. (2002) "Further Evidence on the Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis" *Journal of Business and Economic Statistics* 20, pp. 25-44.