

1666

TEXTO PARA DISCUSSÃO

ESTIMANDO O DESALINHAMENTO CAMBIAL BRASILEIRO A PARTIR DE MODELOS MULTIVARIADOS COM COINTEGRAÇÃO

Emerson Fernandes Marçal

ESTIMANDO O DESALINHAMENTO CAMBIAL BRASILEIRO A PARTIR DE MODELOS MULTIVARIADOS COM COINTEGRAÇÃO*

Emerson Fernandes Marçal**

*Este artigo é produto do Projeto Regulação do Comércio Global da Diretoria de Estudos e Relações Econômicas e Políticas Internacionais (Dinte) do Ipea. O autor agradece a Priscila Fernandes Ribeiro, bolsista do Ipea, pelo auxílio na pesquisa.

** Bolsista do Programa de Pesquisa para o Desenvolvimento Nacional (PNPD) do Ipea e Coordenador do Centro de Macroeconomia Aplicada (CMA) da Escola de Economia de São Paulo (EESP) da Fundação Getúlio Vargas (FGV) e do Centro de Ciências Sociais Aplicadas (CCSA) - Mackenzie.

Governo Federal

Secretaria de Assuntos Estratégicos da
Presidência da República

Ministro Wellington Moreira Franco

ipea Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada

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

Presidente

Marcio Pochmann

Diretor de Desenvolvimento Institucional

Geová Parente Farias

Diretor de Estudos e Relações Econômicas e Políticas Internacionais, Substituto

Marcos Antonio Macedo Cintra

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

Alexandre de Ávila Gomide

Diretora de Estudos e Políticas Macroeconômicas

Vanessa Petrelli de Correa

Diretor de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais

Francisco de Assis Costa

Diretor de Estudos e Políticas Setoriais de Inovação, Regulação e Infraestrutura, Substituto

Carlos Eduardo Fernandez da Silveira

Diretor de Estudos e Políticas Sociais

Jorge Abrahão de Castro

Chefe de Gabinete

Fabio de Sá e Silva

Assessor-chefe de Imprensa e Comunicação

Daniel Castro

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

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

Texto para Discussão

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

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

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

ISSN 1415-4765

JEL: F4; F30; F31

ESTIMANDO O DESALINHAMENTO CAMBIAL BRASILEIRO A PARTIR DE MODELOS MULTIVARIADOS COM COINTEGRAÇÃO*

Emerson Fernandes Marçal**

*Este artigo é produto do Projeto Regulação do Comércio Global da Diretoria de Estudos e Relações Econômicas e Políticas Internacionais (Dinte) do Ipea. O autor agradece a Priscila Fernandes Ribeiro, bolsista do Ipea, pelo auxílio na pesquisa.

** Bolsista do Programa de Pesquisa para o Desenvolvimento Nacional (PNPD) do Ipea e Coordenador do Centro de Macroeconomia Aplicada (CMA) da Escola de Economia de São Paulo (EESP) da Fundação Getúlio Vargas (FGV) e do Centro de Ciências Sociais Aplicadas (CCSA) - Mackenzie.

SINOPSE

Este artigo tem como objetivo estimar a taxa de câmbio real de equilíbrio para a economia brasileira. O objetivo é determinar a taxa de câmbio real que implica estabilidade da posição passiva líquida externa entre residentes e não residentes, e logo evitaria o acúmulo de desequilíbrio que gerasse fortes alterações na taxa de câmbio num futuro próximo. Utiliza-se um modelo econométrico com cointegração. O modelo estimado sugere que a taxa de câmbio estava apreciada frente a uma cesta de moedas no final de 2010. A razão para esta apreciação sugerida se deve ao fato de o modelo interpretar os ganhos de trocas recentes como transitórios em sua maioria, obrigando a ajustes da taxa de câmbio no futuro. Uma decomposição entre fatores transitórios e permanentes é feita a partir da metodologia proposta por Gonzalo e Granger (1995).

ABSTRACTⁱ

This paper aims to estimate the equilibrium real exchange rate for the Brazilian economy. The equilibrium exchange rate is defined as the level of exchange that guarantees that the net foreign asset position is stable over time. An econometric model is estimated using cointegration techniques. The results of the estimated model suggest that Brazilian currency was overvalued when compared to weighted basket of foreign currencies at the end of 2010. The model also suggests that the Brazilian currency is overvalued due to a predominantly transitory gain in Brazilian terms of trade. If this is correct the Brazilian currency must depreciate in the long run in order to sustain the stability of the net foreign asset position. Gonzalo e Granger (1995) methodology was used to decompose the series in transitory and permanent components.

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

1 INTRODUÇÃO

Um intenso debate sobre os determinantes de longo prazo da taxa de câmbio real tem sido realizado nos últimos anos. Alguns autores são céticos quanto à possibilidade de existir algum fundamento de longo prazo que explique o comportamento da taxa de câmbio real e que esta seria bem descrita por um processo não estacionário de difícil previsibilidade.

A teoria clássica sobre determinantes da taxa de câmbio real de longo prazo consiste na denominada Paridade do Poder de Compra (PPC). Esta sugere que os índices de preços sob determinadas condições, quando medidos na mesma moeda entre dois países, devem convergir num prazo mais longo. Tal teoria foi extensamente testada nos anos 1990 e início dos anos 2000. Os resultados indicam uma alta persistência nos desvios, sendo difícil diferenciá-los de uma série não estacionária. Há várias razões para explicar este fato, desde argumentos econômicos até econométricos.

Outra gama de modelos sugere que o câmbio real pode ser explicado por algum grupo de variáveis no longo prazo. Desta forma seria possível calcular qual taxa de câmbio equilibraria as contas externas de um país ou pelo menos impediria que o país jogasse um jogo do tipo Ponzi, assumindo passivos externos de forma indefinida.

Este trabalho se encaixa nesta literatura que procura pesquisar os determinantes da taxa de câmbio real. Tal medida de câmbio de equilíbrio seria de grande relevância, seja para os formuladores de política econômica como para o próprio setor privado no planejamento de decisões de investimento e gastos.

O trabalho está dividido em seis seções. Uma introdução, uma revisão da literatura sobre os determinantes da taxa de câmbio real, e uma apresentação do instrumental econométrico. Por fim, nas últimas seções, apresentam-se os resultados dos modelos estimados e são listadas algumas conclusões.

2 LITERATURA SOBRE TAXA DE CÂMBIO REAL

A literatura sobre taxa de câmbio real é de longa data. A doutrina clássica e mais antiga para a determinação da taxa de câmbio real é a PPC. Referência a esta teoria pode

ser encontrada em autores clássicos. Recentemente, uma série de estudos confirmou a validade da PPC para os bens transacionáveis, embora o ajustamento se dê de forma bem lenta (FROOT; ROGOFF, 1995). Ahmad e Craighead (2010), em um trabalho recente com dados mensais e de preços ao consumidor para uma base longa, secular e mensal, americana e britânica, demonstram evidência de forte reversão à média, mas com alta meia-vida. O trabalho segue a linha proposta por Taylor (2001).

2.1 A ECONOMIA DO DESALINHAMENTO

Há uma discussão teórica sobre quais são as variáveis que determinam os fundamentos de longo prazo. Uma literatura mais antiga remonta ao trabalho de Edwards (1987) e Dornbusch (1976). O primeiro analisa a denominada Economia do Desalinhamento, suas causas e consequências. Já o segundo consiste no modelo clássico de câmbio flexível em que choques de política monetária causam variações além dos fundamentos (PPC) de longo prazo.

Os trabalhos de Bilson (1979) e Mussa (1976) também são clássicos e contemplam a denominada Abordagem Monetária para a taxa de câmbio. Segundo esta abordagem a taxa de câmbio seria basicamente determinada por conta da evolução relativa do produto e da oferta de moeda entre os países, na hipótese de validade contínua da PPC e da paridade das taxas de juros descoberta (PTJD), assim como de estabilidade na demanda por moeda dos países. O trabalho de Meese e Rogoff (1983) colocou em dúvida o poder explicativo de tal teoria ao mostrar que as previsões obtidas a partir de tal abordagem não são superiores a um modelo “ingênuo” como um passeio aleatório puro para a taxa de câmbio.

Stein (1995) propõe a abordagem da taxa natural de câmbio – *Natural Real Exchange Rate* (NATREX). Segundo o autor, em tal abordagem o câmbio de equilíbrio é aquele que iguala poupança ao nível de investimento gerado pelos fundamentos econômicos.

Williamson (1994) propõe uma discussão mais recente sobre desalinhamento na qual o câmbio de equilíbrio é aquele que permite ao país manter um determinado déficit ou superávit desejado (visto como sustentável) nas contas externas. Esta é a denominada Abordagem Fundamental da Taxa de Câmbio Real – *Fundamental Real*

Exchange Rate (FRER) *approach*. Outra referência mais recente desta abordagem é Cline (2008). Uma crítica a esta abordagem se deve ao seu alto grau de arbitrariedade, dada a subjetividade na escolha da meta de contas externas. Além disso, o foco deste tipo de abordagem são os fluxos e não os estoques.

Faruqee (1995) procura incorporar questões relacionadas à evolução dos estoques e constrói um modelo que permite uma interação entre fluxos e estoques. Dessa forma mostra que deve existir uma relação estável entre câmbio real e a posição externa líquida de passivos entre residentes e não residentes. Esta é a denominada Abordagem Comportamental da Taxa de Câmbio Real – *Behaviourial Real Exchange Rate* (BRER) *approach*. O modelo é estendido por Alberola *et al.* (1999). Kubota (2009) utiliza um modelo com agente representativo que maximiza consumo intertemporalmente e acumula capital e tem como resultado que a taxa de câmbio real é função de termos de troca, posição externa líquida e produtividade relativa dos setores transacionáveis e não transacionáveis. Esta é a abordagem utilizada no trabalho.

Tal abordagem procura diminuir o grau de subjetividade existente na estimação do desalinhamento cambial ao *i*) ligar a taxa de câmbio real ao conjunto de fundamentos a partir de algum modelo teórico; e *ii*) decompor as séries de câmbio real e dos fundamentos em componentes transitórios e permanentes, utilizando alguma técnica econométrica disponível.

Quanto às consequências ocasionadas pelo desalinhamento cambial no crescimento econômico, o trabalho de Rodrik (2008) sugere que a manutenção de moeda em nível desvalorizada tende a gerar efeitos benéficos sobre o crescimento econômico. Calderon e Aguirre (2005) não encontram tal relação, mas obtêm evidência de que desalinhamentos grandes e persistentes na direção de sobrevalorização poderiam causar efeitos negativos sobre o crescimento econômico. Entretanto tais conclusões ainda não são definitivas e abertas à discussão.

2.2 A LITERATURA EMPÍRICA

Uma série de estudos procura estimar a taxa de câmbio real de equilíbrio. Uma revisão não exaustiva da literatura internacional e brasileira é realizada.

Goldfajn e Valdes (1999) estimam desalinhamento cambial para um grupo de países e testam no sentido de responder em que medida um desalinhamento cambial

pode ser corrigido via movimento de preços ou mudança da taxa de câmbio nominal. Concluem que são muito mais comuns as correções nominais. Nilsson (2004) procurou estimar o câmbio de equilíbrio para uma eventual adesão da Suécia ao euro. Utiliza uma metodologia muito parecida com a desenvolvida neste trabalho.

Mccown *et al.* (2007) fazem uma revisão das diversas metodologias disponíveis na literatura para estimar desalinhamento cambial. Argumentam que os diversos modelos podem e devem ser usados como guia para pesquisar a existência ou não de desalinhamentos importantes, todavia chama a atenção para o fato de ser difícil incorporar questões sobre equilíbrio e dinâmica dos mercados financeiros. Acreditam que há um grande caminho a ser percorrido para compatibilizar as diversas metodologias. As medidas de desalinhamento devem ser acompanhadas com considerações sobre a plausibilidade, sustentabilidade dos mesmos em determinados períodos. Sugerem que o FMI poderia e deveria incentivar a discussão de tais metodologias, pois se trata de um organismo com um corpo técnico extremamente qualificado e que seria um fórum adequado para este tipo de debate.

Mccown *et al.* (2007) salientam ainda os seguintes pontos como importantes para estudos que visem estimar desalinhamentos cambiais: *i)* construção de intervalos de confiança para as estimativas; *ii)* estimação de modelos alternativos; *iii)* cálculo para medidas efetivas e não bilaterais; *iv)* avaliar se o ajustamento já está em andamento; *v)* há razões fundadas para a manutenção do desalinhamento como prêmio de risco alto; e *vi)* a moeda está sendo mantida desalinhada por conta de política como compra de reservas, controle de capitais, e dependência das exportações para manutenção do crescimento, entre outros.

Chand (2001) calcula o desalinhamento da moeda australiana usando metodologia similar à deste trabalho, mas uma lista diferente de fundamentos. Égert (2002) e Égert *et al.* (2004) estimam a relação entre passivo externo e câmbio real para as economias em transição. Alguns resultados não são intuitivos, mas, segundo os autores, podem ser explicados em razão da amostra relativamente pequena em termos temporais utilizada para estimar a relação entre passivo externo e câmbio real.

Dufrénot *et al.* (2008) estimam um modelo de desalinhamento cambial incorporando ajustamento não linear – através de um Vetor Autorregressivo com

transição suave – Smooth transition autoregressive (STAR) – e com modelos de memória longa do tipo Autorregressive fractionally integrated moving average (ARFIMA) – Modelos autorregressivos e médias móveis com integração fracionária. Não há conclusão definitiva sobre qual abordagem se ajusta melhor aos dados. Utilizam a capacidade preditiva como critério de comparação dos modelos.

Bénassy-Quéré *et al.* (2008) realizam uma comparação das diversas metodologias para calcular desalinhamento cambial tentando unificá-las dentro de um mesmo arcabouço. Argumentam que as estimativas baseadas em fluxos (BRER) podem subestimar o desalinhamento, enquanto a abordagem (FRER) pode superestimá-lo. Realizam estimativas para o câmbio de equilíbrio entre Europa e Estados Unidos.

Dufrenot *et al.* (2006) estimam modelos de cointegração com ajustamento não linear para alguns países europeus. Encontram evidência de não linearidade no ajustamento, o que implica que o ajustamento pode ocorrer de forma abrupta.

Coudert e Couharde (2006) procuram avaliar a magnitude do efeito Balassa-Samuelson em países em desenvolvimento que apresentam um período de forte crescimento. Analisam países da periferia europeia aspirantes a membros da Zona do Euro. Chinn (2006) questiona a utilização de índices de câmbio efetivo para a mensuração de desalinhamento cambial.

Camarero *et al.* (2002) realizam a estimação do desalinhamento cambial utilizando diferentes metodologias econométricas: *i*) cointegração multivariada de Johansen (1995) e *ii*) técnicas de cointegração em painel (PESARAN *et al.*, 1999). Obtêm resultados similares nas duas metodologias analisando dados do eurodólar. Argumentam que ainda é cedo para detectar mudanças estruturais significativas para a era pré e pós-euro. Os testes não sugerem a presença de mudança estrutural nos dados do euro. Taylor e Peel (2000) estimam o desalinhamento cambial nas relações dólar-euro e dólar-libra inglesa usando técnicas econométricas não lineares. MacDonald (1999) estima o câmbio de equilíbrio para o Japão, a Alemanha e os Estados Unidos utilizando abordagem semelhante à utilizada neste trabalho. O autor mostra que as previsões para taxa de câmbio gerada pelo modelo batem um passeio aleatório.

No caso brasileiro alguns trabalhos foram realizados recentemente. Badani e Hidalgo (2005) adotam a metodologia proposta por Edwards (1987) utilizando dados

mensais de 1994 a 2003. Concluem que a moeda brasileira esteve sobrevalorizada até 1999 e então permaneceu depreciada além do equilíbrio. Iedi (2007) calcula o desalinhamento utilizando um modelo econométrico com as variáveis câmbio real, saldo comercial, termos de troca e paridade descoberta das taxas de juros. Identificam três relações de cointegração entre as variáveis, sendo que uma pode ser associada à taxa de câmbio de equilíbrio. Lucinda *et al.* (2008) estimam desalinhamento cambial utilizando como base os trabalhos de Montiel (2003), Montiel e Hinkle (1999), e Edwards (1987). Concluem que a taxa de câmbio de equilíbrio muda ao longo do tempo e que afirmações baseadas em médias históricas para inferir desalinhamento são altamente inadequadas. Araujo e Leite (2009) estimam a taxa de câmbio real de equilíbrio utilizando também a metodologia proposta por Edwards (1987). Concluem que o câmbio real brasileiro estava sobreapreciado ao final da amostra utilizada (entre os anos de 2005 a 2007). Por fim, Pastore *et al.* (2010) estimam a taxa de câmbio de equilíbrio usando dados mensais para uma amostra que contém dados a partir de 1994 até novembro de 2009. Concluem que a moeda brasileira estava próxima de seu nível de equilíbrio. Utilizam em seu modelo as variáveis câmbio real, passivo externo líquido e termos de troca, ou seja, um conjunto de informação mais restrito do que o utilizado neste trabalho, seja em tamanho da amostra, seja nas variáveis utilizadas.

2.3 A ABORDAGEM DESTE TRABALHO

Nesta subseção apresentam-se as variáveis utilizadas no trabalho. Para estimar a taxa de câmbio real de equilíbrio, foi adotada a ideia de que não é possível manter uma trajetória de piora indefinida da posição externa líquida sem que a taxa de câmbio real tenha de depreciar para evitar tal movimento.

Na literatura, alguns dos principais fundamentos listados como importantes condicionantes da taxa de câmbio real são aqui utilizados. O trabalho segue as recomendações de Kubota (2009) e Faruquee (1995), ou seja, empregam-se as seguintes variáveis obtidas a partir de um modelo teórico: câmbio real, passivo externo líquido, termos de troca, produtividade relativa entre bens transacionáveis e não transacionáveis, e diferencial de juros reais.

2.3.1 Termos de Troca (TT)

Esta variável é listada na maioria dos estudos que procuram estimar uma taxa de câmbio real de equilíbrio. A importância desta variável é dada pelo fato de os melhores termos

de troca implicarem melhor situação em transações correntes e logo permitirem um câmbio real mais apreciado sem acúmulo de desequilíbrio externo.

2.3.2 Passivo Externo Líquido (PEL)

Esta variável é ressaltada como importante pela abordagem de Faruquee (1995), Kubota (2009), entre outros. O autor chama a atenção para o papel que os estoques exercem na taxa de câmbio e que uma análise centrada apenas nos fluxos pode levar a conclusões equivocadas. Uma trajetória de acúmulo de passivos líquidos crescentes no exterior pelos residentes não pode ser sustentada com estabilidade da taxa de câmbio real. À medida que esta se desvaloriza, uma série de incentivos econômicos induz os agentes a refrearem seus gastos no exterior e desta forma tal trajetória é abortada. Logo, existe uma relação entre câmbio real e posição externa líquida.

2.3.3 Diferencial de Produtividade entre Bens Transacionáveis e não Transacionáveis (BS)¹

O diferencial de produtividade entre o setor que produz bens transacionáveis (que podem ser comercializados entre os países) e os bens não comercializáveis tende também a afetar a taxa de câmbio real. Um dos primeiros trabalhos que ressaltaram a distinção importante entre bens transacionáveis e não transacionáveis é dada por Balassa (1964) e Samuelson (1964).

2.3.4 Paridade Real das Taxas de Juros: Fisher

Esta variável está associada à possibilidade de arbitragem com a aplicação de recursos em ativos denominados em diversas moedas. Com mobilidade grande de capitais, tais oportunidades controladas por risco devem ser bem pequenas. Um retorno alto em termos reais dos ativos em um país pode contribuir para a valorização da moeda do país.

2.3.5 Taxa de Câmbio Real (CR)

A definição de CR utilizada no trabalho segue o padrão da literatura dado pela abordagem de fluxo e estoques (FARUQUEE, 1995). Utilizam-se os índices de preços ao consumidor dos parceiros comerciais e o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) brasileiro para a construção do índice de câmbio real.

1. Efeito Balassa Samuelson (BS).

3 BREVE DESCRIÇÃO DO MODELO ECONOMÉTRICO

A abordagem econométrica utiliza o instrumental econométrica e o conceito de cointegração desenvolvido inicialmente no trabalho clássico de Engle e Granger (1987). Os testes de cointegração foram inicialmente generalizados nos trabalhos de Johansen e Juselius (JOHANSEN, 1988, 1990, 1995; JOHANSEN; JUSELIUS, 1992). Uma grande revisão da literatura de cointegração até meados dos anos 1990 é feita por Maddala e Kim (1998). Nos anos 2000 foi realizada uma série de aperfeiçoamentos ao modelo básico que permitem modelos com vários regimes, quebra estrutural e heterocedasticidade condicional e *outliers*. O trabalho de Hansen (2000, 2002, 2003) se destaca no que tange à quebra estrutural. Já Cavaliere *et al.* (2008) tratam de inferência robusta à heterocedasticidade condicional. Por fim, Hendry *et al.* (2008) desenvolvem um algoritmo de procura para encontrar possíveis *outliers* em séries.²

O modelo estimado é dado pela equação:

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \alpha \beta' X_{t-1} + \Phi D_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

na qual ε_t é um vetor de variáveis aleatórias com média zero e matriz de variância-covariância constante.

O modelo anterior permite a inclusão de *dummies* pontuais que não alteram, assintoticamente, os resultados obtidos por Johansen (1995) para a estatística do traço e máximo autovalor.

A estimação de (1) é feita utilizando o método da regressão de posto reduzido.

3.1 ESTIMANDO O MODELO VETOR AUTORREGRESSIVO COM MECANISMO DE CORREÇÃO DE ERROS – VECTOR ERROR CORRECTION MODEL (VECM)

A estimação do modelo dado por (1) utiliza os algoritmos propostos em Johansen (1995). A busca por *outliers* utiliza do algoritmo de procura desenvolvido no *software* Oxmetrics, cujo trabalho-base é Hendry *et al.* (2008).

2. No *software* Oxmetrics, o algoritmo está implementado em modelos multivariados.

Após especificar o modelo a ser utilizado como ponto de partida e determinado a existência de cointegração ou não, cabe identificar e testar hipóteses sobre as relações de longo prazo estimadas.³ Para realizar isto, o procedimento utilizado segue os trabalhos de Johansen (2007), Juselius (2009), Paruolo (2006).

3.2 TESTANDO HIPÓTESES DE IDENTIFICAÇÃO SOBRE A MATRIZ DE LONGO PRAZO

Existem várias estratégias possíveis de identificação. O analista pode impor restrições de zero em algumas relações de cointegração, ou impor restrições sobre a matriz de cargas, tais como uma relação está presente em apenas um subgrupo de equações, assim como as demais estão presentes em outro subgrupo. Uma descrição detalhada das estratégias possíveis de identificação é feita, entre outros, em Juselius (2009).

Neste trabalho, a estratégia de identificação segue os trabalhos de Paruolo (2006) e Johansen (2005, 2007). Em especial procura-se avaliar em que medida é possível reescrever um subconjunto de variáveis como sendo função de outro subconjunto de variáveis no longo prazo. Dessa forma, seria possível construir um “experimento natural” como proposto em Johansen (2005). Seria possível, utilizando um instrumento, mover uma variável no longo prazo. A primeira variável geraria um efeito numa segunda variável. Por fim, esta segunda variável geraria movimento de determinada intensidade numa terceira, e este efeito poderia ser interpretado como elasticidade na medida em que as demais variáveis do sistema estariam estáveis no longo prazo.

Usando o teorema de representação de Granger-Johansen (JOHANSEN, 1995), é possível escrever:

$$X_t = C \sum_{i=0}^t \varepsilon_{t-i} + R(.) \quad (2)$$

na qual $C = \beta_{\perp} (\alpha_{\perp} \Gamma \beta_{\perp})^{-1} \alpha'_{\perp}$ e $R(.)$ contém um termo estacionário.

Suponha-se que seja possível dar um choque de magnitude $k = \Gamma \beta_{\perp} \psi$. O efeito de longo prazo deste, a partir de (2), é dado por $C \Gamma \beta_{\perp} \psi = \beta_{\perp} \psi$. Agora suponha-se que

3. O modelo contém *dummies* pontuais para retirar efeitos de *outliers* sobre a estimação como, por exemplo, a introdução do Plano Real no segundo trimestre de 1994. Além disso, a variável paridade de juros foi introduzida como exógena no modelo e suposta estacionária.

haja duas variáveis para as quais existam “metas”. Por exemplo, algum analista poderia estar interessado em promover uma desvalorização permanente da taxa de câmbio real e simultaneamente uma melhora da posição externa líquida. No sistema deste trabalho dado por $X_t = [CR_t, PEL_t, TT_t, BS_t]'$ com duas relações de cointegração e seja $v_t \equiv b' X_t$ e $b \equiv [I_2 \quad 0_{2 \times 3}]'$, no longo prazo, portanto, vale:

$$v_{t+\infty} \equiv X_{t+\infty} - X_0 = b' \beta_{\perp} \psi \quad (3)$$

Para uma dada meta para v , ψ será única? Para isso a matriz $b' \beta_{\perp}$ tem de ter posto completo.⁴ Esta restrição pode ser testada a partir das técnicas propostas em Paruolo (2006) e implica restrições que podem ser impostas sobre a matriz de longo prazo de tal sorte que $b' \beta_{\perp}$ tenha posto completo. Tais restrições serão testadas no presente trabalho mais adiante.

3.3 DECOMPOSIÇÃO ENTRE COMPONENTES TRANSITÓRIOS E PERMANENTES

Uma série de decomposições foi proposta para separar um processo entre componentes transitórios e permanentes. Em geral a decomposição tem a forma a seguir:⁵

$$X_t = \beta_{\perp} (c' \beta_{\perp})^{-1} c' X_t + c_{\perp} (\beta' c_{\perp})^{-1} \beta' X_t \quad (4)$$

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

Gonzalo e Granger (1995) propuseram $c = \alpha_{\perp}$.⁶ Esta representação sempre existe para o caso de um VECM de ordem 0. Johansen (1995) propõe $c = \alpha_{\perp} \Gamma$. Esta decomposição sempre existe desde que no sistema haja variáveis cuja ordem de integração é no máximo 1.⁷ Kaza propõe $c = \beta_{\perp}$. Outra possibilidade consiste em gerar previsões a partir do VECM

4. Vale notar que se trata de um sistema linear com r equações e r incógnitas, e logo a existência de solução única depende essencialmente do posto de $b' \beta_{\perp}$.

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

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

7. Note-se que em (2) a matriz $C = \beta_{\perp} (\alpha_{\perp} \Gamma \beta_{\perp})^{-1} \alpha'_{\perp}$ existe e para isto a matriz $\alpha_{\perp} \Gamma \beta_{\perp}$ deve possuir inversa. Isto é uma implicação direta do teorema de representação de Granger-Johansen (JOHANSEN, 1995).

estimado para cada um dos pontos. Os valores para os quais as séries convergirem é denominado fundamentos.⁸ Neste trabalho utilizam-se as decomposições de Gonzalo e Granger (1995). Os autores demonstram que em sua decomposição os componentes transitórios não causam, no sentido de Granger,⁹ a variação dos componentes permanentes no longo prazo, ou seja, desalinhamento não contém informação relevante para prever a variação dos componentes permanentes no longo prazo.

4 APRESENTAÇÃO DOS RESULTADOS

Nesta seção apresenta-se uma sequência de testes para obter uma melhor compreensão das relações estimadas a partir do modelo econométrico.

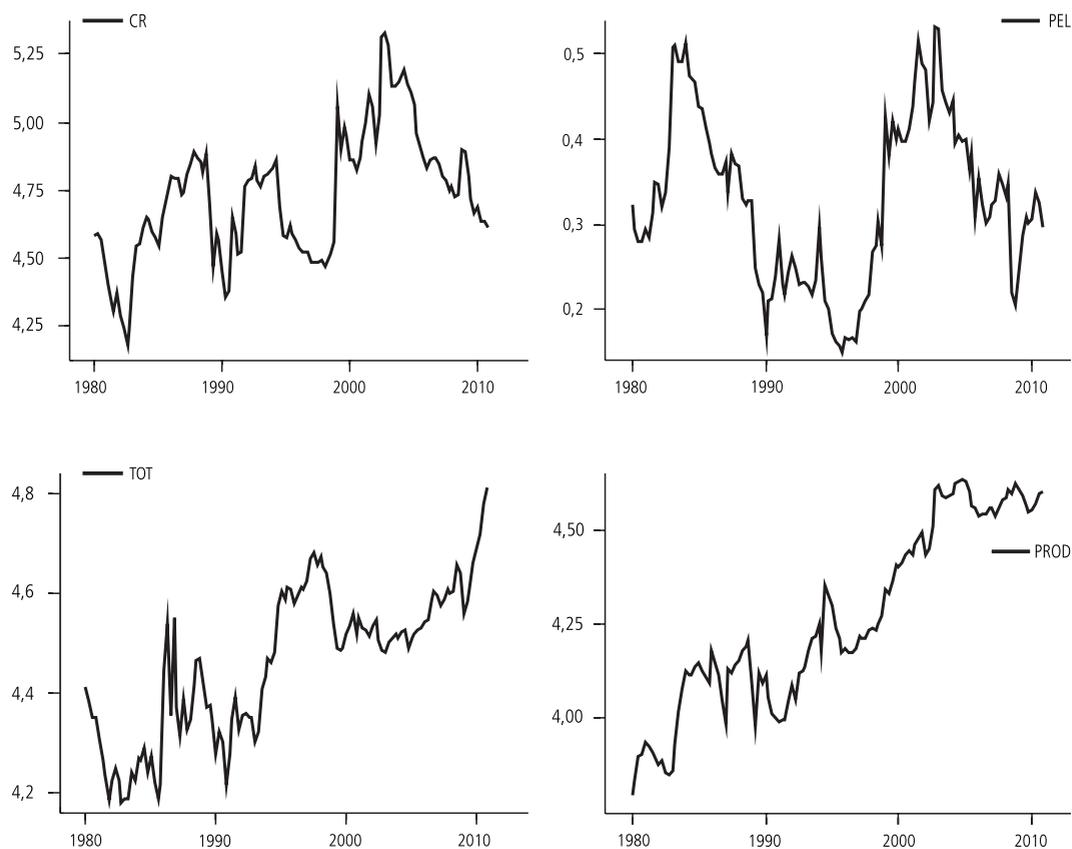
4.1 BASE DE DADOS

Os dados foram coletados em diversas fontes. Para a construção dos índices de taxa de câmbio real utilizaram-se os índices de preços ao consumidor e as taxas de câmbio nominais. Os dados foram coletados no Fundo Monetário Internacional – *International Financial Statistics-International Monetary Fund* (IFS-IMF). Os pesos dos parceiros comerciais no comércio internacional brasileiro foram coletados no Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC) brasileiro. A série de termos de troca é calculada pela Fundação Centro de Estudos de Comércio Exterior (Funcex). Os dados das taxas de juros nominais foram coletados no IFS-IMF e referem-se às taxas básicas dos países. Os valores do passivo externo líquido foram obtidos na base de Lane e Milesi-Ferretti (2007) e atualizado a partir de 2002 com valores do Banco Central do Brasil (BCB). Os dados para o cálculo do indicador do diferencial de produtividade entre bens transacionáveis e não transacionáveis são feitos com base no índice de preços ao consumidor (IPC) e no atacado (IPA), cuja fonte também é o IFS-IMF e segue Nilsson (2004). A evolução temporal das séries pode ser vista no gráfico 1.

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

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

GRÁFICO 1
Gráfico das séries utilizadas



Fonte: Elaboração do autor.

4.2 TESTES DE COINTEGRAÇÃO E ESPECIFICAÇÃO

No modelo estimado foram incluídas variáveis *dummies* para controlar pontos de instabilidade e as defasagens não significativas foram excluídas. Os testes de especificação estão na tabela 1. A inclusão de *dummies* pontuais não altera a distribuição assintótica do teste de cointegração de Johansen, mas em pequenas amostras, sua omissão pode induzir distorções na inferência (ver NIELSEN, 2004). A exclusão de defasagens de variáveis insignificantes também não afeta a distribuição no longo prazo, pois tais parâmetros não entram na distribuição assintótica do traço e do máximo autovalor (KURITA; NIELSEN, 2009).

TABELA 1
Testes de especificação – modelo estimado

	CR	PEL	TT	BS	Multivariada
ARCH 1-4 test	0,40691 [0.8032]	0,4965 [0.7383]	0,28373 [0.8877]	0,41609 [0.7966]	
Distribuição					
Graus de liberdade	F(4,80)	F(4,80)	F(4,80)	F(4,80)	
Normalidade	1,9138 [0.8032]	1,8119 [0.7383]	8,4926 [0.8877]	0,8322 [0.7966]	13,669 [0.0908]
Distribuição	χ^2	χ^2	χ^2	χ^2	χ^2
Graus de liberdade	2	2	2	2	2
Teste de heteroscedasticidade	0,69254 [0.6961]	0,25228 [0.9778]	0,41539 [0.9060]	0,55134 [0.8116]	0,4285 [1.0000]
Distribuição	F(8,47)	F(8,47)	F(8,47)	F(8,47)	F(140,279)

Fonte: Elaboração do autor.

A tabela 2 mostra a estatística do traço calculada e os respectivos valores críticos. Pelos resultados obtidos há um vetor de cointegração ao nível de 1% em todos os critérios – estatística do traço e do máximo autovalor tradicional (JOHANSEN, 1995) e as mesmas estatísticas corrigidas pela dimensão e o número de defasagens (REIMERS, 1992). Há evidência de um segundo vetor de cointegração utilizando o nível de significância de 5% por todos os critérios. Opta-se por trabalhar com dois vetores de cointegração.

TABELA 2
Resultados dos testes de cointegração

Análise de cointegração		Amostra: 1981(2)-2010(4)		Constante: irrestrita	
Posto	Autovalor	Log da verossimilhança			
0		1020,7			
1	0,400	1051,1			
2	0,177	1062,7			
3	0,063	1066,6			
4	0,002	1066,7			
Posto	Traço [Prob]	Máximo autovalor [Prob]	Traço corrigida [Prob]	Máximo autovalor corrigida [Prob]	
0	92,0 [0,000]***	60,9 [0,000]***	88,9 [0,000]***	58,8 [0,000]**	
1	31,1 [0,035]*	23,2 [0,023]*	30,0 [0,047]*	22,4 [0,031]*	
2	7,9 [0,485]	7,7 [0,420]	7,6 [0,514]	7,4 [0,448]	
3	0,2 [0,660]	0,2 [0,660]	0,2 [0,665]	0,2 [0,665]	

Fonte: Elaboração do autor.

4.3 TESTES SOBRE O ESPAÇO DE COINTEGRAÇÃO

Nesta subseção testa-se a hipótese sobre o espaço de cointegração com o objetivo de identificar tais relações e testar as hipóteses sobre a matriz de cargas (α).

4.3.1 Alguma variável pode ser excluída do espaço de cointegração?

A existência de cointegração num sistema multivariado não pode ser vista como evidência de uma relação fundamental entre câmbio e as demais variáveis do sistema necessariamente. Trata-se de uma condição necessária, mas não suficiente. Estas variáveis não podem ser excluídas do espaço de cointegração para que seja possível afirmar que existe uma relação de longo prazo entre câmbio real e os fundamentos, a posição externa líquida, termos de troca e *proxy* para produtividade. Na tabela 3 apresentam-se os resultados dos testes de exclusão. Todas as variáveis estão presentes no espaço de cointegração validando a ideia de que existe uma relação entre câmbio e os fundamentos. Faruquee (1995) sugere que termos de troca não seriam relevantes para explicar a dinâmica da taxa de câmbio no longo prazo. Apenas a posição externa líquida seria relevante. Esta hipótese é testada a partir do modelo estimado, impondo que a série de termos de troca não está presente no espaço de cointegração. Ela é fortemente rejeitada (linha TT da tabela 3).

TABELA 3
Testes de exclusão das variáveis do espaço de cointegração

	Estatística de teste	Distribuição	Graus de liberdade	Valor-p
<i>CR</i>	12,463	χ^2	2	[0.0020]
<i>TT</i>	30,841	χ^2	2	[0.0000]
<i>PEL</i>	45,53	χ^2	2	[0.0000]
<i>PROD</i>	40,278	χ^2	2	[0.0000]

Fonte: Elaboração do autor.

4.3.2 Quais variáveis podem servir de metas no longo prazo?

Tendo em vista a discussão feita na subseção 3.2, procura-se avaliar quais variáveis podem ser tomadas como possíveis metas no longo prazo (PARUOLO, 2006); JOHANSEN; JUSELIUS, 2001). Como há duas relações de cointegração, então é possível formar pares de variáveis-metas. Testaram-se as restrições para cada par como descrito em Paruolo (2006). A aceitação da hipótese nula implica que é possível ter meta, ou seja, através de um experimento natural, manipular as outras duas variáveis para obter determinado resultado nas variáveis-metas. A hipótese nula é facilmente aceita

– com valor-p acima de 5% – para os pares PEL, TT e PEL, BS (tabela 4), e, com bastante folga, para este último par. Para os demais pares há forte rejeição da hipótese nula.

TABELA 4
Testes de hipóteses para avaliar o posto de uma submatriz da matriz de vetores de cointegração

Pares excluídos de um dos vetores-metas	Estatística de teste	Distribuição	Graus de liberdade	Valor-p
<i>CR, TT</i>	11,756	χ^2	1	[0.0006]
<i>CR, BS</i>	11,064	χ^2	1	[0.0009]
<i>CR, PEL</i>	7,3651	χ^2	1	[0.0067]
<i>PEL, TT</i>	2,1717	χ^2	1	[0.1406]
<i>PEL, BS</i>	0,1063	χ^2	1	[0.7444]
<i>TT, BS</i>	4,8521	χ^2	1	[0.0276]

Fonte: Elaboração do autor.

4.4 ESPECIFICAÇÃO FINAL DA MATRIZ DE LONGO PRAZO

A tabela 5 mostra os valores estimados para a matriz α e β . As restrições impostas foram testadas usando a estatística de razão de verossimilhança conforme descrita em Johansen (1995). O primeiro vetor estimado mostra uma relação negativa entre taxa de câmbio real e posição externa líquida, sugerindo que uma desvalorização cambial tende a gerar uma melhoria na posição externa líquida do país. O segundo vetor sugere uma relação negativa entre termos de troca e posição externa líquida. Uma melhora dos termos de troca provoca uma melhoria da posição externa por conta provavelmente de uma melhoria de transações correntes.

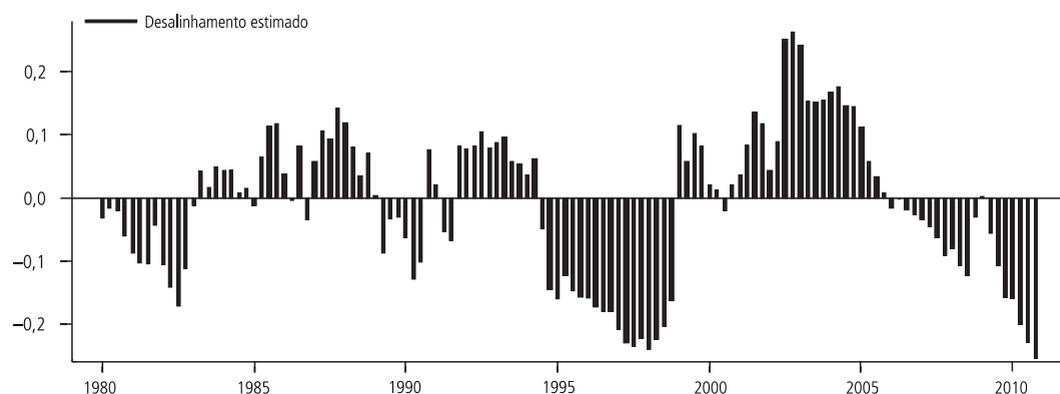
TABELA 5
Vetor de cointegração final estimado

	<i>CR</i>	<i>PEL</i>	<i>TT</i>	<i>PROD</i>	Constante
$\hat{\beta}_1$	0	1,00 (0,0000)	0,86 (0,1177)	-0,62 (0,0690)	-1,48 (0,3836)
$\hat{\beta}_2$	1	1,37 (0,4669)	0,31 (0,3431)	-1,00	-2,32 (1,5574)
$\hat{\alpha}_1$	0,1892 (0,0767)	0	-0,2183 (0,0414)	0,0988 (0,0370)	
$\hat{\alpha}_2$	0	-0,0522 (0,0108)	0	0	
Vetores renormalizados					
Vetor 1	1	1,01	0	-0,77	-1,78
Vetor 2	0	1,17	1	-0,73	-1,73
Ortogonal aos vetores de cointegração					
	0,49	-0,61	0,60	-0,16	
	0,34	0,31	0,26	0,85	

Fonte: Elaboração do autor.

No gráfico 2 mostra-se a evolução do desalinhamento cambial estimado. No período pós-Plano Real (1994 a 1999) prevaleceu uma valorização da taxa de câmbio real que foi corrigida com a desvalorização de janeiro de 1999. A partir daí o câmbio real permaneceu sistematicamente acima do equilíbrio até meados de 2005. Desde então o câmbio vem permanecendo em maior ou menor grau abaixo dos fundamentos, com exceção do período da eclosão da crise americana em 2008.

GRÁFICO 2
Evolução estimada do desalinhamento cambial



Fonte: Elaboração do autor.

5 ANÁLISE DOS RESULTADOS E POSSÍVEIS EXTENSÕES

A análise dos componentes transitórios e permanentes das demais variáveis do sistema¹⁰ sugere que a razão pela qual o câmbio brasileiro estaria desalinhado diz respeito à evolução dos termos de troca. O recente aumento dos termos de troca está sendo interpretado pelo modelo econométrico como transitório primordialmente. Desde 2003 a série de termos de troca vem subindo de forma sistemática e quase que monotonicamente. Caso este aumento reverta no longo prazo, como sugerido pelo modelo, então haverá uma pressão para piora das contas externas brasileiras com aumento do déficit em transações correntes como proporção do Produto Interno Bruto (PIB) e piora da posição externa líquida. Dessa forma, uma depreciação da moeda brasileira será necessária para conter tal deterioração.

10. Tais resultados não são reportados e podem ser pedidos ao autor caso o leitor deseje.

A série de termos de troca é uma das poucas séries brasileiras seculares. Dois trabalhos recentes analisaram o comportamento desta série. São eles: Marçal (2006) e Kannebley Júnior (2003). O objetivo destes trabalhos consistia em avaliar se existia uma tendência à deterioração dos termos de troca. Os resultados dos trabalhos divergem. Marçal (2006) consegue rejeitar a hipótese nula de raiz unitária em favor de estacionaridade a 5%. O valor do coeficiente autorregressivo é de $0.8361 = (1 - 0.1639)$ (tabela 8 do referido trabalho). Isto dá uma meia vida de aproximadamente 3,87 anos ($= \ln(0,5)/\ln(0.8361)$), o que torna a reversão total do choque bem lenta. A reversão a um quarto do choque demora cerca de 7,74 anos ($= \ln(0,25)/\ln(0.8361)$).

Tamanha memória na série de termos de troca talvez explique grande parte da memória encontrada nas séries de câmbio real e posição externa líquida. Como esta última variável sofre forte influência da série de termos de troca, uma reversão da posição externa líquida depende de uma piora de termos de troca, o que leva tempo. Ganhos de termos de troca permitem uma contínua e persistente melhoria da posição externa líquida. A reversão quase plena pode levar cerca de sete anos e durante este período as contas externas permaneceriam numa posição sólida. Isto também pode explicar por que o câmbio não siga os fundamentos a cada instante. No momento de abundância haveria uma oferta “excessiva” de divisas externas levando à forte apreciação da moeda. No período de queda de termos de troca, haveria escassez de divisas, o que exigiria movimentos de depreciação da taxa de câmbio. Uma investigação mais detalhada sobre como se dá a reversão ao equilíbrio de cada variável do sistema pode ser feita como extensão deste trabalho. O trabalho de Fanelli e Paruolo (2010) parece ser um bom ponto de partida nesta direção, mas tal investigação é deixada para pesquisas futuras.

Possíveis extensões e refinamentos deste trabalho podem ser realizados. Um campo ainda pouco explorado no Brasil diz respeito ao papel de não linearidades num modelo econométrico para estimar a taxa de câmbio real de equilíbrio. Trabalhos nesta linha existem no exterior (ver subseção 2.2). Vale citar trabalhos com metodologia de cointegração com dinâmica não linear: Seo (2003), Dufrâenot e Mignon (2002), Kristensen e Rahbek (2007), Saikoonen (2001), Ripatti e Saikkonen (2001), Corradi *et al.* (2000), Ma e Kanas (1999), Seo (2006), Seo e Linton (2007), entre outros. Outro caminho possível de ser trilhado consiste em modelos que permitem mudança estrutural. Alguns resultados preliminares foram obtidos em Marçal e Barbi (2010).

Por fim, o cálculo de intervalos de confiança para as estimativas seria recomendável, como ressaltam McCown *et al.* (2007). Contudo isto é deixado para pesquisa futura e este caminho ainda não foi explorado para o Brasil.

6 CONCLUSÕES

A análise realizada neste trabalho sugere que a moeda brasileira frente a uma cesta de moedas está valorizada em relação a uma série de fundamentos. Estima-se uma valorização na casa de 20% ao final de 2010.

Os testes conduzidos neste trabalho indicam que a evolução dos termos de troca é importante determinante da posição externa líquida do país e isto gera fortes efeitos sobre a taxa de câmbio real no equilíbrio. O modelo aqui estimado também sugere que boa parte dos movimentos recentes de ganhos de termos de troca pode ser transitória. Todavia a meia vida dos choques destas séries é alta, sugerindo um longo período para reversão. Caso esta de fato venha se materializar, será necessária uma depreciação da taxa de câmbio real no longo prazo. É neste sentido que o termo desalinhamento cambial deve ser interpretado.

REFERÊNCIAS

- AHMAD, Y.; CRAIGHEAD, W. D. Temporal aggregation and purchasing power parity persistence. **Journal of International Money and Finance**, v. In Press, Accepted Manuscript, 2010.
- ALBEROLA, E. *et al.* **Global equilibrium exchange rate: euro, dolar, 'ins', 'outs' and other major currencies in a panel cointegration framework.** Washington: IMF, p. 99-175, 1999 (IMF Working Paper).
- ARAUJO, E. C.; LEITE, M. V. C. **Sobrepresiação cambial no Brasil: estimativa, causas e consequências (1994-2008).** Ipea, 2009 (Texto para Discussão, n. 1.404).
- BADANI, P. C.; HIDALGO, A. B. A taxa de câmbio real de equilíbrio no Brasil. **Economia Aplicada**, v. 9, n. 4, p. 543-555, out.-dez. 2005.
- BALASSA, B. The purchasing power doctrine: a reappraisal. **Journal of Political Economy**, v. 72, p. 584-596, 1964.

BÉNASSY-QUÉRÉ, A. *et al.* **Equilibrium exchange rate**: a guidebook for the euro-dollar rate. Paris: Centre d'Etudes Prospectives et d'Informations Internationales-CEPII, 2008.

BILSON, J. F. Recent developments in monetary models of exchange rate determination. **IMF Staff Paper**, v. 26, n. 2, p. 201-223, 1979.

CALDERON, C. A.; AGUIRRE, A. **Real exchange rate misalignments and economic performance**. Santiago: Banco Central do Chile, 2005 (Working Paper, n. 315).

CAMARERO, M. *et al.* **The euro-dollar exchange rate**: is it fundamental? Venice: CESIFO, 2002 (Working Paper, n. 798).

CAVALIERE, G. *et al.* **Testing for co-integration in vector autoregressions with non-stationary volatility**. Copenhagen: CREATES, 2008 (CREATES Research Paper).

CHAND, S. **How misaligned is the Australian real exchange rate? Working Paper – International and Development Economics**. Sidney: East Asian Bureau of Economic Research, 2001.

CHINN, M. A primer on real effective exchange rates: determinants, overvaluation, trade flows and competitive devaluation. **Open Economies Review**, v. 17, p. 115-143, 2006.

CLINE, W. R. **Estimating consistent fundamental equilibrium exchange rate**. Washington: Peterson Institute for International Economics, 2008 (Working Paper Series, p. 1-26).

CORRADI, V. N. R. *et al.* Testing for stationarity-ergodicity and for comovements between nonlinear discrete time Markov processes. **Journal of Econometrics**, v. 96, n. 1, p. 39-73, 2000.

COUDERT, V.; COUHARDE, C. **Real equilibrium exchange rate in European union new members and candidate countries**. 3rd Eurofram Conference on Economic Policy Issues in the European Union. Berlin, 2006.

DORNBUSCH, R. Expectations and exchange rate dynamics. **Journal of Political Economy**, v. 84, n. 6, p. 1.161-1.176, 1976.

DUFRAËNOT, G.; MIGNON, V. **Recent developments in nonlinear cointegration with applications to macroeconomics and finance**. Boston: Kluwer Academic Publishers, 2002. xxvii, 299 p.

DUFRENOT, G. L. *et al.* Persistent misalignments of the European exchange rates: some evidence from non-linear cointegration. **Applied Economics**, v. 38, p. 203-229, 2006.

DUFRENOT, G. S. *et al.* Explaining the European exchange rates deviations: long memory or non-linear adjustment? **Journal of International Financial Markets, Institutions and Money**, v. 18, n. 3, p. 207-215, 2008.

EDWARDS, S. **Exchange rate misalignment in developing countries**. 1987 (NBER Working Paper, v. 442).

ÉGERT, B. **Equilibrium real exchange rates in Central Europe's transition economies: knocking on heaven's door**. Paris: University of Paris, 2002 (William Davidson Working Paper).

_____.; *et al.* **The stock-flow approach to the real exchange rate of CEE transition economies**. Paris: Centre d'Études Prospectives et d'Informations Internationales-CEPII, 2004. 42 p.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Co-integration and error correction: representation, estimation and testing. **Econometrica**, v. 55, p. 251-276, 1987.

FANELLI, L.; PARUOLO, P. Speed of adjustment in cointegrated systems. **Journal of Econometrics**, v. 158, n. 1, p. 130-141, 2010.

FARUQEE, H. Long-run determinants of the real exchange rate: a stock flow perspective. **IMF Staff Paper**, v. 42, p. 80-107, 1995.

FROOT, K. A.; ROGOFF, K. (Ed.). Perspectives on PPP and long-run real exchange rates. **Handbook of International Economics**, v. 3, Amsterdam: North-Holland, 1995.

GOLDFAJN, I.; VALDES, R. The aftermath of appreciations. **Quarterly Journal of Economics**, v. 114, n. 1, p. 229-262, 1999.

GONZALO, J. C.; GRANJER, W. J. Estimation of common long-memory components in cointegrated systems. **Journal of Business and Economics Statistics**, v. 13, n. 1, 1995.

HANSEN, P. R. **Structural changes in cointegrated processes**. Economics, University of California: San Diego, 2000.

_____. **Generalized reduced rank regression**: SSRN. Brown University, 2002 (Economics Working Paper, n. 02-02).

_____. Structural changes in the cointegrated vector autoregressive model. **Journal of Econometrics**, v. 114, p. 261-295, 2003.

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

HENDRY, D. F. **Dynamic econometrics**. Oxford: Oxford University Press, 1995.

IEDI. Instituto para Estudos do Desenvolvimento Industrial. **Estimando o desalinhamento cambial**. São Paulo: IEDI, 2007.

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

_____. Maximum likelihood estimation and inferences on cointegration – with applications to the demand for money. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 52, p. 169-210, 1990.

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

_____. The interpretation of cointegrating coefficients in the cointegrated vector autoregressive model. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 67, p. 93-104, 2005.

_____. **Some identification problems in the cointegrated vector autoregressive model**. Copenhagen: Department of Economics, 2007 (Working Paper).

JOHANSEN, S.; JUSELIOUS, K. Testing structural hypothesis in a multivariate cointegration analysis of the PPP and UIP for UK. **Journal of Econometrics**, v. 53, p. 211-224, 1992.

_____. **Controlling inflation in a cointegrated vector autoregressive model with an application to US data**. San Domenico: European University Institute Department of Economics, 2001. 50 p. (EUI Working Paper, n. 2001/2).

JUSELIUS, K. **The cointegrated VAR model methodology and applications**. Oxford: Oxford University Press, 2009 (Advanced Texts in Econometrics).

KANNEBLEY JÚNIOR, S. Paridade do poder de compra no Brasil: 1968 a 1994. **Estudos Econômicos**, v. 33, p. 735-769, 2003.

KRISTENSEN, D.; RAHBK, A. **Likelihood-based inference in nonlinear error-correction models**. Copenhagen: CREATES, 2007 (CREATES Research Paper).

KUBOTA, M. **Real exchange rate misalignments: theoretical modelling and empirical evidence**. York: University of York, 2009 (Discussion Papers in Economics).

KURITA, T.; NIELSEN, B. Short-run parameter changes in a cointegrated vector autoregressive model. **Quantitative and Qualitative Analysis in Social Sciences**, v. 3, n. 3, p. 43-77, 2009.

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

LUCINDA, C. *et al.* **Desalinhamento cambial no Brasil: uma primeira aproximação**. São Paulo: EESP-FGV, 2008.

MA, Y. A.; KANAS, A. **Testing for a nonlinear relationship among fundamentals and exchange rates in the ERM**. Starling: Dept. of Economics University of Starling, 1999. 31 p. (Starling Discussion Papers in Economics, n. 3/99).

MACDONALD, R. What determines real exchange rate? The long and short of it. In: _____; STEIN, J. (Ed.). **Equilibrium exchange rates. What determines real exchange rate? The long and short of it.** Dordrecht, 1999.

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

MARÇAL, E. F. Há realmente uma tendência a deterioração dos termos de troca? Uma análise dos dados brasileiros. **Economia**, Campinas, v. 7, p. 307-329, 2006.

_____; BARBI, F. **Quo vadis real? Estimating the Brazilian real exchange rate misalignment in vector error correction model with structural change.** São Paulo: SSRN, 2010.

MCCOWN, T. A. *et al.* Equilibrium exchange rate models and misalignments. **Office of International Affairs.** Washington: Department of Treasury, 2007.

MEESE, R. A.; ROGOFF, K. Empirical Exchange models of the seventies: Do they fit out of the sample? **Journal of International Economics**, v. 14, p. 3-24, 1983.

MONTIEL, P. **Macroeconomics in emerging markets.** Cambridge: Cambridge University Press, 2003.

_____; HINKLE, L. **Exchange rate misalignment, concepts and measurement for developing countries.** Oxford University Press, 1999.

MUSSA, M. The exchange rate, the balance of payments and monetary policy under a regime of controlled floating. **Scandinavian Journal of Economics**, v. 78, p. 228-248, 1976.

NIELSEN, B. Cointegration analysis in the presence of outliers. **Econometric Journal**, v. 7, p. 249-271, 2004.

NILSSON, K. Do fundamentals explain the behaviour of the Swedish real effective exchange rate? **Scandinavian Journal of Economics**, v. 106, n. 4, p. 603-622, 2004.

PARUOLO, P. The likelihood ratio test for the rank of a cointegration submatrix. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 68, 2006. Supplement.

PASTORE, A. C. *et al.* **Limites ao crescimento econômico.** São Paulo: AC Pastore e Associados, 2010.

PESARAN, M. H. *et al.* Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels. **Journal of American Statistical Association**, v. 94, n. 446, p. 621-634, 1999.

REIMERS, H. E. Comparisons of tests for multivariate cointegration. **Statistical Papers**, v. 33, n. 1, p. 335-359, 1992.

RIPATTI, A.; SAIKKONEN, P. Vector autoregressive processes with nonlinear time trends in cointegrating relations. **Macroeconomic Dynamics**, v. 5, p. 577-597, 2001.

RODRIK, D. The real exchange rate and economic growth. **Brookings Papers on Economic Activity**, v. 2, Fall, p. 365-412, 2008.

SAIKOONEN, P. Stability results for nonlinear vector autoregressions with an application to a nonlinear error correction model. **Journal of Econometrics**, v. 127, n. 1, p. 69-81, 2001.

SAMUELSON, P. Theoretical notes on trade problems. **The Review of Economics and Statistics**, v. 46, p. 145-154, 1964.

SEO, B. Non linear mean reversion in the term structure of interest rate. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 27, n. 11-12, p. 2.243-2.265, 2003.

_____. Bootstrap testing for the null of no cointegration in a threshold vector error correction model. **Journal of Econometrics**, v. 134, n. 1, p. 129-150, 2006.

_____; LINTON, O. B. A smoothed least squares estimator for threshold regression models. **Journal of Econometrics**, v. 141, n. 2, p. 704-735, 2007.

STEIN, J. The fundamental determinants of the real exchange rate of the U.S. dollar relative to other G-7 currencies. **IMF Working Paper**, v. 95-81, 1995.

TAYLOR, A. M. Potential pitfalls for the purchasing-power-parity puzzle? Sampling and specification biases in mean-reversion tests of the law of one price. **Econometrica**, v. 69, n. 2, p. 473-498, 2001.

TAYLOR, M. P.; PEEL, D. A. Nonlinear adjustment, long-run equilibrium and exchange rate fundamentals. **Journal of International Money and Finance**, v. 19, n. 1, p. 33-53, 2000.

WILLIAMSON, J. **Estimating equilibrium exchange rates**. Washington, D.C.: IIE, 1994.

EDITORIAL

Coordenação

Cláudio Passos de Oliveira

Supervisão

Andrea Bossle de Abreu

Revisão

Eliezer Moreira

Elisabete de Carvalho Soares

Fabiana da Silva Matos

Lucia Duarte Moreira

Luciana Nogueira Duarte

Míriam Nunes da Fonseca

Editoração

Roberto das Chagas Campos

Aeromilson Mesquita

Aline Cristine Torres da S. Martins

Carlos Henrique Santos Vianna

Maria Hosana Carneiro Cunha

Paula Mascarenhas Rodrigues de Almeida (estagiária)

Capa

Luís Cláudio Cardoso da Silva

Projeto Gráfico

Renato Rodrigues Bueno

Livraria do Ipea

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

70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 3315-5336

Correio eletrônico: livraria@ipea.gov.br

Tiragem: 500 exemplares

Missão do Ipea

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

