

1674

TEXTO PARA DISCUSSÃO

LEVADO PELOS FUNDAMENTOS? ESTIMANDO O DESALINHAMENTO CAMBIAL NORTE-AMERICANO A PARTIR DE TÉCNICAS DE COINTEGRAÇÃO

Emerson Fernandes Marçal
Priscila Fernandes Ribeiro

LEVADO PELOS FUNDAMENTOS? ESTIMANDO O DESALINHAMENTO CAMBIAL NORTE-AMERICANO A PARTIR DE TÉCNICAS DE COINTEGRAÇÃO*

Emerson Fernandes Marçal**
Priscila Fernandes Ribeiro***

* Este artigo é produto do projeto Regulação do Comércio Global da Diretoria de Estudos e Relações Econômicas e Políticas Internacionais (Dinte) do Ipea.

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

*** Doutoranda em Economia pela EESP-FGV e bolsista do PNPD do Ipea.

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

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.

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

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

ISSN 1415-4765

JEL: F4; F30; F31

SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO	7
2 A ABORDAGEM DESTE TRABALHO	7
3 BREVE DESCRIÇÃO DO MODELO ECONOMETRICO	8
4 APRESENTAÇÃO DOS RESULTADOS	14
5 ANÁLISE DOS RESULTADOS E COMPARAÇÃO COM A LITERATURA	23
6 CONCLUSÕES	26
REFERÊNCIAS	27

SINOPSE

Este artigo tem como objetivo estimar a taxa de câmbio real de equilíbrio para a economia americana. O objetivo é determinar qual 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. São usadas técnicas univariadas e multivariadas de séries de tempo. O modelo estimado sugere que a taxa de câmbio estava ligeiramente apreciada frente a uma cesta de moedas no final de 2010. A estimação do desalinhamento cambial é feita a partir da decomposição entre fatores transitórios e permanentes proposta por Gonzalo e Granger (1995).

ABSTRACTⁱ

This paper aims to estimate the equilibrium real exchange rate for the United States 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 multivariate and univariate cointegration techniques. The results of the estimated model suggest that American currency was slightly overvalued when compared to weighted basket of foreign currencies at the end of 2010. The misalignment was estimated using the Gonzalo e Granger (1995) methodology 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 tem sido realizado sobre qual seria o nível de equilíbrio da taxa de câmbio real americana. Uma ampla literatura empírica surgiu nos últimos anos usando uma variedade de modelos e técnicas econométricas.

O objetivo deste trabalho consiste em estimar a taxa de câmbio real de equilíbrio americana a partir de técnicas de cointegração. Em particular, utiliza-se de técnicas univariadas e multivariadas de séries de tempo. O modelo final é obtido a partir da estimação de um modelo condicional para a série de câmbio real e sugere que a moeda americana estava ligeiramente depreciada ao final de 2010.

O nível de equilíbrio da taxa de câmbio é estimado a partir de um modelo econométrico que relaciona a taxa de câmbio com seus fundamentos econômicos de longo prazo. Como fundamentos econômicos da taxa de câmbio são utilizadas as variáveis posição externa líquida de investimentos, termos de troca e diferencial de produtividade relativa entre os setores de bens transacionáveis e não transacionáveis. Embora desvios de curto prazo possam ocorrer por diversas razões, em prazos mais longos a taxa de câmbio deve convergir para seu valor de equilíbrio.

O trabalho está dividido em seis seções, incluindo esta introdução. A metodologia e a apresentação do instrumental econométrico utilizado constam das seções 2 e 3, a seguir. Nas seções 4, 5 e 6 apresentam-se, respectivamente, os resultados dos modelos estimados, as comparações com os resultados da literatura e algumas considerações finais.

2 A ABORDAGEM DESTE TRABALHO

Uma série de estudos sobre desalinhamento cambial vem sendo realizada ultimamente. Esta literatura ganha força com o trabalho de Williamson (1994), Alberola *et al.* (1999), Goldfajn e Valdes (1999) entre outros. Uma revisão desta literatura é feita por McCown *et al.* (2007) e não é o objetivo deste trabalho.

Nesta seção apresentam-se a metodologia bem como as variáveis aqui utilizadas. O trabalho propõe, para estimar a taxa de câmbio real de equilíbrio, 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.

Alguns dos principais fundamentos listados na literatura como importantes condicionantes da taxa de câmbio real são aqui utilizados. O trabalho segue as recomendações de Kubota (2009b) e Faruquee (1995), ou seja, utilizam-se as seguintes variáveis obtidas a partir de um modelo teórico: câmbio real (CR), posição externa líquida (PEL), termos de troca (TTs), produtividade relativa entre bens transacionáveis e não transacionáveis (BS).

3 BREVE DESCRIÇÃO DO MODELO ECONOMÉTRICO

A abordagem econométrica utiliza como instrumental econométrico o conceito de cointegração desenvolvido inicialmente no trabalho clássico de Engle e Granger (1987). O primeiro teste de cointegração proposto na literatura é formulado neste trabalho. Os autores propõem vários procedimentos, sendo que dois deles se tornaram mais populares. O primeiro teste propõe avaliar o valor da estatística de Durbin e Watson (ver DURBIN; WATSON, 1950, 1951) da regressão estática e verificar se tal estatística é significativamente diferente de zero. Se a hipótese nula de que a estatística de Durbin e Watson é zero for negada, então haverá evidência de cointegração. O segundo procedimento consiste em realizar o teste ADF (DICKEY; FULLER, 1979) nos resíduos da regressão estática. Caso a hipótese nula de raiz unitária seja negada, então haverá cointegração.¹

O procedimento de Engle e Granger (1987), embora revolucionário, possuía limitações e logo foi generalizado em várias direções. Uma das limitações diz respeito à hipótese de exogeneidade fraca e ao número de relações de cointegração. No procedimento de Engle e Granger (1987) é possível testar apenas a existência de uma relação de cointegração. A primeira grande generalização é feita por Johansen (1988).

Os testes de cointegração foram inicialmente generalizados nos trabalhos de Johansen (1988, 1990, 1995) e Johansen e Juselius (1992). Uma grande revisão

1. Um procedimento anterior consiste em aplicar o teste ADF para cada série da regressão estática para averiguar a ordem de integração das variáveis. Se todas forem integradas de ordem 1 então fará sentido testar a cointegração.

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 permite modelos com vários regimes, quebra estrutural e heteroscedasticidade 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 heteroscedasticidade condicional.

3.1 TESTANDO A EXISTÊNCIA DE COINTEGRAÇÃO

Um importante conceito que auxilia o entendimento das limitações e méritos dos diversos testes de cointegração é dado pelo conceito de exogeneidade fraca. Tal conceito foi proposto por Engle *et al.* (1983). Diz respeito à possibilidade de realizar inferência estatística a partir de modelos condicionais para algum conjunto de parâmetros de interesse sem perda de informação relevante. No caso em análise neste trabalho os parâmetros de interesse é (são) o(s) vetor(es) de cointegração.

Na construção de testes de cointegração dois caminhos são possíveis. Um primeiro consiste em utilizar modelos multivariados. Este procedimento é descrito em Johansen (1995). O caminho não supõe *a priori* a existência de exogeneidade fraca.

Outra abordagem consiste em estimar e testar cointegração a partir de modelos condicionais. Esta abordagem exige a validade da hipótese de exogeneidade fraca. Johansen (1992) discute a limitação desta abordagem quando a hipótese de exogeneidade fraca é violada e o número de relações de cointegração é maior que o número de modelos condicionais estimados. Mostra que os custos em termos de inferência correta podem ser bem altos.

A seguir apresentam-se os testes de cointegração que serão realizados neste trabalho: *i*) procedimento de Johansen (1988); *ii*) teste de cointegração de Bierens (1997); *iii*) teste de Kremers (1992); e *iv*) teste de Harbo *et al.* (1998).

3.1.1 O procedimento de Johansen

O ponto de partida da análise multivariada 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, α e β são vetores de tamanho $p \times r$ em que p representa o número de variáveis no modelo e r , o número de relações de cointegração.

O modelo descrito anteriormente 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-se o método da regressão de posto reduzido. O autor propõe duas estatísticas de teste. A estatística do traço e do máximo autovalor e deriva a distribuição assintótica das mesmas.

Estimando o modelo Vetor Autorregressivo com Mecanismo de Correção de Erros (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). Após especificar o modelo a ser utilizado como ponto de partida e determinar a existência de cointegração ou não, cabe identificar e testar hipóteses sobre as relações de longo prazo estimadas e avaliar se as mesmas podem ser interpretadas como relações de fundamentos para a taxa de câmbio real.

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 Johansen (2005) e Johansen (2007). Em especial procura-se avaliar em que medida é possível reescrever um subconjunto de variáveis como sendo função de um outro subconjunto de variáveis no longo prazo. Desta forma, seria possível construir um “experimento natural” como proposto em Johansen (2005). Seria possível, utilizando-se um instrumento, mover uma variável 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 $C = \beta_{\perp} (\alpha_{\perp} \Gamma \beta_{\perp})^{-1} \alpha'_{\perp}$, $R(.)$ contém um termo estacionário e X_t é um vetor que contém as variáveis modeladas.

Suponha 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 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. Suponha-se um sistema dado por $X_t = [CR_t \text{ } PEL_t \text{ } TT_t \text{ } BS_t]'$ com duas relações de cointegração e seja $v_t \equiv b' X_t$ e $b \equiv [I_2 \text{ } 0_{2 \times 3}]'$ 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.² 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 mais adiante.

3.1.2 O teste multivariado de Bierens

Bierens (1997) generaliza o procedimento de Johansen permitindo um teste não paramétrico de cointegração que não exige que a forma funcional dada por (1) seja válida para a realização de inferência. Deriva uma estatística de teste similar à estatística e tabula sua distribuição assintótica.

2. 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 $b' \beta_{\perp}$.

3.1.3 O teste de Kremers *et al.*

Kremers *et al.* (1992) consiste num procedimento alternativo ao teste de Engle e Granger (1987). Sugerem testar cointegração a partir da estatística t associada ao mecanismo de correção de erros do modelo condicional em vez de realizar o teste ADF sobre os resíduos da regressão estática (ENGLE; GRANGER, 1987). Os autores sugerem que o primeiro procedimento é mais poderoso e não tem grandes distorções de tamanho. A razão para isto é que o procedimento de Engle e Granger (1987) supõe a validade de estrutura do tipo *common factors* (COMFAC). Caso esta não seja válida, isto gera perda de poder no teste. Mostram ainda o resultado surpreendente que a hipótese de cointegração pode apresentar, testada a partir de uma estatística t do mecanismo de correção de erro com distribuição assintótica normal. O teste tem como hipótese a presença de exogeneidade fraca. Campos *et al.* (1996) analisam o poder deste procedimento na presença de mudança estrutural no modelo marginal e mostram que o procedimento a partir da avaliação da significância do mecanismo de correção de erros tem maior poder que o procedimento proposto por Engle e Granger (1987).

3.1.4 O teste de Harbo *et al.*

Harbo *et al.* (1998) adaptam o procedimento de Johansen para o caso em que a hipótese de exogeneidade fraca é válida. No caso de validade da hipótese de exogeneidade fraca³ de algumas variáveis em relação aos parâmetros de interesse – que no caso é (são) o(s) vetor(es) de cointegração – não é necessário estimar o modelo multivariado completo mas algum subconjunto de modelos condicionais sem perda de informação relevante (JOHANSEN, 1995; HARBO *et al.*, 1998; NIELSEN; RAHBK, 2000; JOHANSEN, 1994; HENDRY, 1995). Adaptam o teste do traço e do máximo autovalor e tabulam os valores críticos para diferentes configurações de variáveis endógenas e exógenas.

3.2 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:⁴

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

3. Para uma definição formal do conceito de exogeneidade fraca, ver Engle *et al.* (1983) e Hendry (1995).

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

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

Gonzalo e Granger (1995) propuseram $c = \alpha_{\perp}$.⁵ 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 seja no máximo 1.⁶ Kaza propõe $c = \beta_{\perp}$. Outra possibilidade consiste em gerar previsões a partir do VECM estimado para cada um dos pontos. Os valores para os quais as séries convergirem é denominado fundamentos.⁷ 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 Granger⁸ a variação dos componentes permanentes no longo prazo, ou seja, o desalinhamento não contém informação relevante para prever a variação dos componentes permanentes no longo prazo.

3.2.1 Exogeneidade fraca e a decomposição entre transitórios e permanentes

Suponha-se o caso em que há exogeneidade fraca de um grupo de variáveis com relação aos parâmetros de interesse. Suponha, como no caso deste trabalho, um VECM com quatro variáveis (CR, PEL, TT, BS), em que há exogeneidade fraca das últimas variáveis com relação aos parâmetros de interesse. Isto implica que $\alpha = [a \ 0 \ 0 \ 0]'$ e

$$\text{logo } \alpha_{\perp} \begin{bmatrix} 0 & \alpha_{11\perp} & \alpha_{12\perp} & \alpha_{13\perp} \\ 0 & \alpha_{21\perp} & \alpha_{22\perp} & \alpha_{23\perp} \\ 0 & \alpha_{31\perp} & \alpha_{32\perp} & \alpha_{33\perp} \end{bmatrix}'$$

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

6. 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).

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

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

Normalizando o vetor de cointegração em torno da primeira variável tal que $\beta = [1 \ b_2 \ b_3 \ b_4]'$ é possível mostrar a partir de (4) que o componente transitório é dado por:

$$T_t = \alpha(\beta'\alpha)^{-1}\beta'X_t = \begin{bmatrix} 1 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix} \beta'X_t \quad (5)$$

Ou seja, todo o desequilíbrio do sistema será corrigido via taxa de câmbio e logo o mecanismo de correção de erros pode ser interpretado diretamente como desalinhamento cambial. Esta é uma das raras situações em que isto é possível.

4 APRESENTAÇÃO DOS RESULTADOS

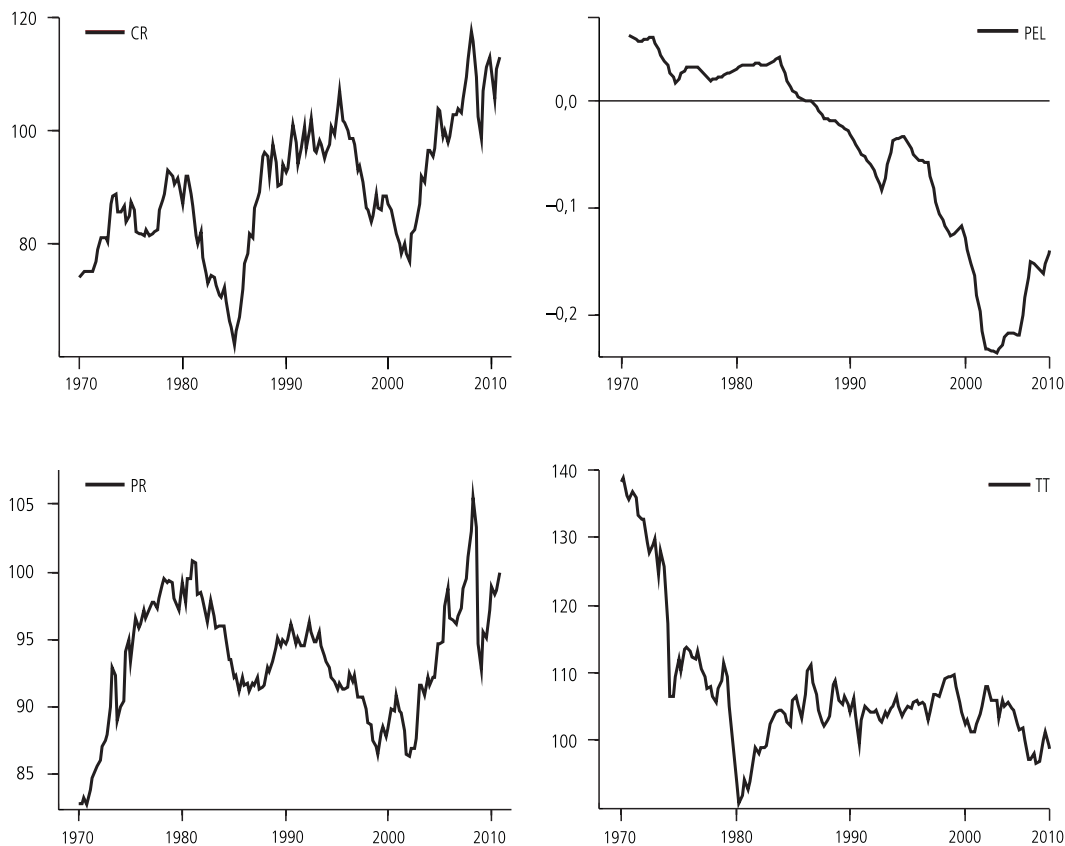
Nesta seção apresenta-se uma sequência de testes para obter uma melhor compreensão das relações estimadas a partir do modelo econométrico.

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 International Financial Statistics (IFS) do Fundo Monetário Internacional (FMI). Os pesos dos parceiros comerciais no comércio internacional americano foram coletados na Conferência das Nações Unidas sobre Comércio e Desenvolvimento – *United Nations Conference on Trade and Development* (UNCTAD). A série de termos de troca foi coletada no FMI. Os valores da posição externa líquida foram obtidos no Bureau of Economic Analysis (BEA).⁹ O cálculo do indicador do diferencial de produtividade entre bens transacionáveis e não transacionáveis é feito com base no índice de preços ao consumidor e no atacado cuja fonte também é o IFS-FMI e segue Nilsson (2004). A evolução temporal das séries pode ser vista no gráfico 1.

9. Os dados de posição externa líquida foram interpolados para gerar os dados trimestrais.

GRÁFICO 1
Séries utilizadas



Fonte: Elaboração dos autores.

4.2 TESTES DE COINTEGRAÇÃO

Tentou-se em primeiro lugar a modelagem a partir da abordagem multivariada tradicional. Contudo não foi possível obter um modelo em que resultados satisfatórios fossem alcançados em termos de resíduos bem comportados.

Optou-se por estimar um modelo condicional da variável câmbio real nos demais fundamentos. O procedimento de Johansen pode ser adaptado para o contexto de modelos condicionais cujos parâmetros de longo prazo satisfazem a hipótese de exogeneidade fraca. Os valores críticos da estatística do traço e do máximo autovalor devem ser adaptados. Além disso, os vetores não devem estar presentes, ou seja, não podem ser significativos nos modelos marginais (HARBO *et al.*, 1998).

A tabela 1 mostra a estatística do traço calculada e os respectivos valores críticos. Pelos resultados obtidos há um vetor de cointegração ao nível de significância próximo de 10%. Ao nível de 5% e 1% não é possível obter a rejeição da hipótese nula de não cointegração. Desta forma há evidência fraca de cointegração entre as variáveis e opta-se por trabalhar com um vetor de cointegração após a realização de testes adicionais. Realizou-se também o procedimento de Johansen tradicional (tabela 1)¹⁰ e obteve-se evidência de um vetor de cointegração a 5% tanto pela estatística do traço quanto pela do máximo autovalor. Entretanto os testes de estabilidade da estrutura são claramente desfavoráveis e logo os resultados deste teste devem ser tomados com a devida cautela.¹¹ Também foi realizado o teste de cointegração não paramétrico proposto por Bierens (1997). A vantagem deste teste é que ele é não paramétrico e multivariado e admite diversas formas funcionais (que não linear apenas) no processo gerador dos dados. Consiste numa generalização do teste proposto por Johansen (1988). O teste indica a presença de uma relação de cointegração entre as variáveis citadas.¹² A hipótese de existência de uma relação de cointegração é mantida a partir deste ponto do trabalho.

TABELA 1
Resultados dos testes de cointegração

Análise de cointegração			Amostra:1971(4) - 2009(4)			
Posto	Autovalor	Log da verossimilhança				
0		337,3246				
1	0.092975	344,9850				
Posto	Traço ¹	Traço corrigido ¹	Valor crítico ²	10%	5%	2,50%
0	15,32	15,22	Amostra:	15,60	17,8	19,90

Fonte: Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Estatística significativa a 20% .

² Valores críticos obtidos em Harbo *et al.* (1998).

10. O procedimento de Johansen possui a vantagem de permitir que todas as variáveis sejam endógenas e logo a interdependência entre as séries seja modelada e isto seja levado em conta na realização de inferência. Métodos uniequacionais como os propostos por Engle e Granger (1987) não levam em conta tal interdependência. Esta seria a grande vantagem do método de Johansen (1988). Contudo a existência de estruturas variantes no tempo que instabilizem algumas das equações do Vetor Autorregressivo que é ponto de partida do método do Johansen pode trazer sérias distorções na inferência.

11. Os resultados podem ser obtidos junto aos autores.

12. Este teste foi executado por Luciano Dias Paiva e os autores agradecem pelo auxílio com este ponto.

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. Também se testa a hipótese de exogeneidade fraca das variáveis com relação aos parâmetros de interesse.

4.3.1 Alguma variável pode ser excluída do espaço de cointegração?

A existência de cointegração num sistema multivariado não pode ser vista necessariamente como evidência de uma relação fundamental entre o câmbio e as demais variáveis do sistema. 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 o câmbio real e os fundamentos, a posição externa líquida, os termos de troca e a *proxy* para produtividade. Na tabela 2 apresentam-se os resultados dos testes de exclusão. Nem todas as variáveis parecem estar presentes no vetor de cointegração. A hipótese nula de que a variável taxa de câmbio real não está presente no espaço de cointegração é rejeitada fortemente, validando a ideia de que se trata de uma relação entre câmbio e fundamentos.

TABELA 2
Testes de exclusão das variáveis do espaço de cointegração

	Estatística de teste	Distribuição	Graus de liberdade	Valor-p
CR	7,4935	χ^2	1	[0,0062]
TOT	6,1434	χ^2	1	[0,0132]
PEL	8,5999	χ^2	1	[0,0034]
PROD	2,2131	χ^2	1	[0,1368]
PROD e TOT	6,3376	χ^2	2	[0,0421]

Fonte: Elaboração dos autores.

Testa-se a hipótese de que apenas a evolução da posição externa líquida americana é a única variável que importa para explicar a evolução da taxa de câmbio real no longo prazo como sugerido por Faruqee (1995). Esta hipótese é rejeitada a 5% e aceita a 1% de probabilidade. O valor-p da estatística de teste é de 3,54% e a estatística de teste tem valor 6,68 com distribuição qui-quadrada com dois graus de liberdade (última linha da tabela 2).

Tendo em vista a discussão desenvolvida na subseção 3.1.1, procura-se avaliar quais variáveis podem ser tomadas como possíveis metas no longo prazo (ver PARUOLO,

2006; JOHANSEN; JUSELIUS, 2001). Como há uma relação de cointegração, então é necessário apenas que a variável esteja presente no vetor de cointegração. Os testes da tabela 2 permitem concluir que as variáveis termos de troca e efeito Balassa-Samuelson não podem influir no longo prazo tanto em câmbio real quanto na posição externa líquida.

4.4 ESPECIFICAÇÃO FINAL DA MATRIZ DE LONGO PRAZO

A tabela 3 mostra os valores estimados para a matriz α e β . As restrições impostas foram testadas usando-se a estatística de razão de verossimilhança conforme descrita em Johansen (1995). O vetor de cointegração estimado mostra uma relação negativa entre taxa de câmbio real e posição externa líquida, sugerindo que uma piora na posição externa líquida deve levar no longo prazo a uma desvalorização cambial.

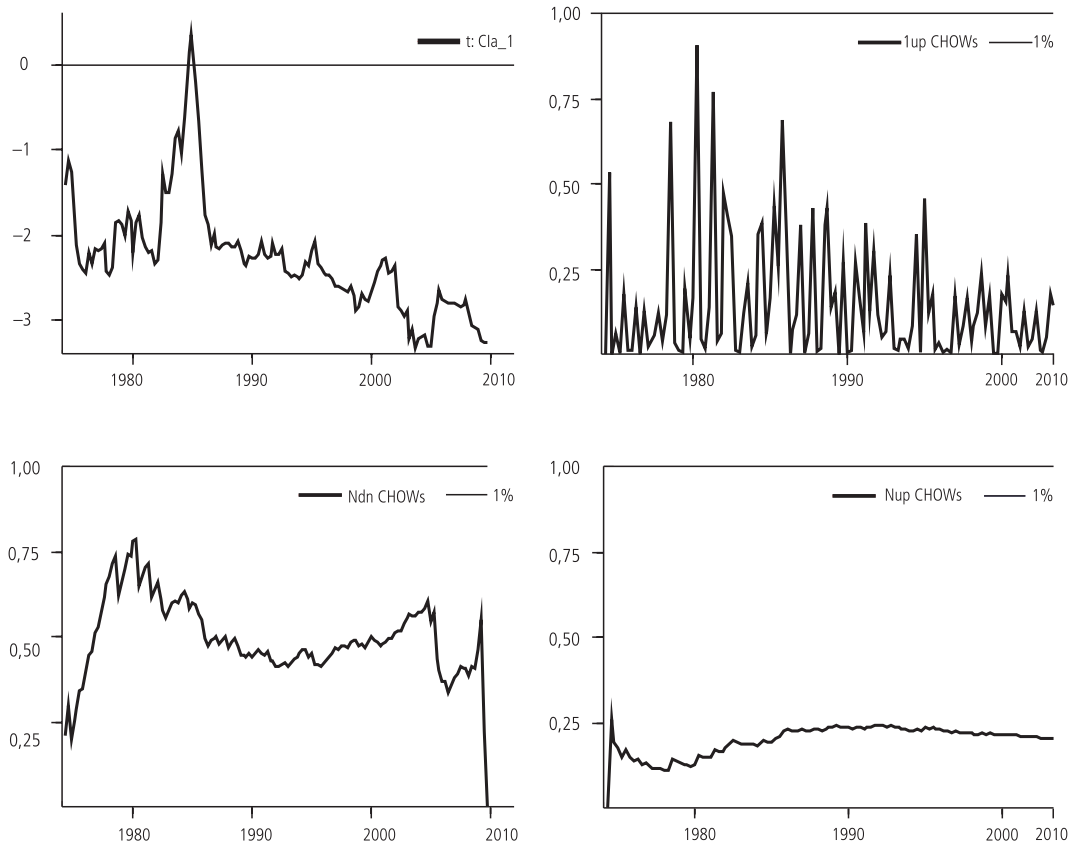
TABELA 3
Vetor de cointegração final estimado

	CR	PEL	TT	PROD	Constante
$\hat{\beta}_1$	1,00	0,95	0,00	0,00	-4,48
$\hat{\alpha}_1$	-0,061	0	0	0	0
Matriz de longo prazo - Posto 1					
	CR	PEL	TT	PROD	Constante
	-0,061	-0,058	0,000	0,000	0,272
Ortogonal ao vetor de cointegração					
	0	0	1	0	
	0	0	0	1	
	-0,95	1	0	0	

Fonte: Elaboração dos autores.

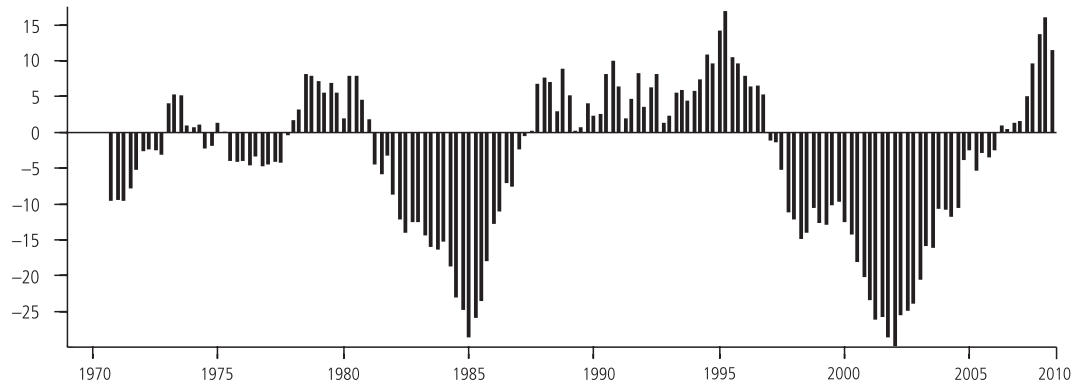
O gráfico 3 mostra a evolução do desalinhamento cambial estimado. A análise do gráfico indica que existiriam dois grandes momentos em que a moeda americana permaneceu mais forte do que o valor sugerido pelos fundamentos. O primeiro período ocorreu na primeira metade da década de 1980 e o segundo se estendeu da segunda metade dos anos 1990 até a primeira metade dos anos 2000. Desde 2001 a moeda americana vem se depreciando frente a uma cesta de moedas (gráfico 1). Entretanto tal movimento se deveu basicamente a dois fatores: uma deterioração de fundamentos e uma correção de uma moeda excessivamente apreciada.

GRÁFICO 2
Estatísticas recursivas do modelo condicional



Fonte: Elaboração dos autores.

GRÁFICO 3
Evolução estimada do desalinhamento cambial
(Em %)



Fonte: Elaboração dos autores.

A validade dos resultados do modelo estimado está condicionada à existência de exogeneidade fraca. Caso o vetor de cointegração esteja presente nos modelos marginais (em qualquer deles), então os resultados aqui apresentados podem ser questionados de forma mais forte. Investigou-se se tal hipótese é violada seguindo a estratégia sugerida por Harbo *et al.* (1998). Os modelos marginais foram estimados e avaliou-se se o vetor de cointegração estimado está presente nos mesmos. Os resultados foram favoráveis à hipótese de exogeneidade fraca. Isto pode ser visto a partir dos testes reportados na tabela 6. Em nenhum dos modelos finais o mecanismo de correção de erros mostrou-se significativo (tabela 6).¹³

O modelo condicional final é reportado na tabela 4 e mostra excelente desempenho nos testes de especificação na tabela 5. Os resíduos do modelo seguem um padrão de normalidade, sem evidência de autocorrelação ou heterocedasticidade. O teste RESET para avaliar forma funcional também apresenta resultado adequado. O gráfico 2 apresenta a evolução de alguns testes recursivos. Os testes de estabilidade da estrutura proposto por Chow (1960) sugerem que a estrutura da equação estimada permaneceu estável ao longo de todo o período amostral. A evolução recursiva da estatística-t associada ao vetor de cointegração, com exceção de alguns anos na década de 1980, se comporta conforme o padrão esperado, caso a hipótese nula de que o coeficiente do mecanismo de correção de erros não é zero seja verdadeira, ou seja, a estatística cresce de forma contínua à medida que a amostra cresce.¹⁴

O mecanismo de correção de erros é significativo seja no modelo restrito (que exclui os termos não significativos da dinâmica de curto prazo) seja no modelo irrestrito. Ver o termo ECM_1 na tabela 4.¹⁵

13. O modelo marginal foi estimado, utilizando-se o algoritmo de simplificação do Oxmetrics.

14. Este é outro ponto que reforça a hipótese de existência de cointegração.

15. Este último resultado não é reportado, mas pode ser obtido junto aos autores.

TABELA 4
Testes de exclusão das variáveis do espaço de cointegração

Modelo condicional final: DLCR				
	Coefficiente	Erro-padrão	Estatística-t	Valor-p (%)
DLCR_1	0,129	0,074	1,730	8,57
DLCR_3	0,150	0,074	2,020	4,46
DLPR	0,563	0,178	3,170	0,19
DNFA_1	0,784	0,325	2,410	1,70
MCE_1	-0,068	0,020	-3,390	0,09
Teste	Distribuição	Estatística	Valor-p (%)	
Teste AR 1-5:	F(5,147)	1,21	30,93	
Teste ARCH:	F(4,149)	0,88	47,69	
Teste de normalidade	2(2)	4,52	10,44	
Teste de heteroscedasticidade	F(10,146)	1,19	29,89	
Teste de heteroscedasticidade-X	F(20,136)	0,92	56,11	
RESET	F(2,150)	0,47	62,83	

Fonte: Elaboração dos autores.

TABELA 5
Testes de especificação: modelos estimados

Regressão para DLCR			
	Modelo irrestrito	Modelo restrito	
Número de parâmetros	20	5	
Log da verossimilhança	341,82	334,57	
SC	-3,7102	-4.1010 ¹	
AIC	-4,0996	-4.1983 ¹	
HQ	-4,1588	-3.9414 ¹	
Teste de exclusão	Distribuição de graus de liberdade	Estatística de teste	Valor-p
	F(15,137)	0,88331	[0.5840]
	Modelo irrestrito	Modelo restrito	
Teste ARCH 1-4	0,74455 [0.5631]	0,88103 [0.4769]	
Distribuição			
Graus de liberdade	F(4,149)	F(4,149)	
Normalidade	2,527 [0.2827]	4,5182 [0.1044]	
Distribuição	χ^2	χ^2	
Graus de liberdade	χ^2	χ^2	
Teste de heteroscedasticidade	0,67177 [0.9124]	1,1949 [0.2989]	
Distribuição	F(35,121)	F(10,146)	

Fonte: Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Modelo irrestrito: parte-se de um modelo completo de três defasagens e o termo de correção de erros; modelo restrito: parte-se de um modelo em que se excluem os termos de curto prazo não significativos.

TABELA 6
Modelos marginais estimados

Modelos marginais					
Modelo marginal final: DTP			Modelo marginal final: DNFA		
	Coefficiente	Erro-padrão	Estatística-t	Valor-p (%)	
DNFA_1	0,494	0,106	4,65	0,00	DNFA_1
Sazonalidade (-2)	-0,006	0,002	-3,31	0,12	1:1973(1)
1:1973(2)	0,034	0,009	3,66	0,03	1:1975(1)
1:1973(4)	-0,035	0,009	-3,85	0,02	1:1984(1)
1:1974(3)	0,047	0,009	5,06	0,00	1:1993(1)
1:2003(1)	0,045	0,009	4,9	0,00	1:1994(1)
1:2006(1)	-0,033	0,009	-3,51	0,06	1:1995(1)
1:2008(2)	0,036	0,010	3,76	0,02	1:1997(1)
1:2008(4)	-0,075	0,010	-7,8	0,00	1:1998(1)
1:2009(2)	0,023	0,009	2,5	1,35	1:1999(1)
					1:2000(1)
					1:2001(1)
					1:2002(1)
					1:2003(1)
					1:2004(1)
					1:2005(1)
					1:2006(1)
					1:2007(1)
					1:2008(1)
					1:2008(4)
					1:2009(1)

Teste		Distribuição	Estatística	Valor-p (%)
Teste AR 1-5:	F(5,138)	1,47	20,2	
Teste ARCH:	F(4,145)	0,33	86,0	
Teste de normalidade	$\chi^2(2)$	0,92	63,0	
Teste de heteroscedasticidade	F(3,141)	2,00	11,7	
Teste de heteroscedasticidade-X	F(4,140)	2,19	7,3	
RESET	F(2,141)	0,24	78,9	

Modelo marginal final: DTT		Coefficiente	Erro-padrão	Estatística-t	Valor-p (%)
1:1974(1)		-0,071	0,018	-3,85	0,02
1:1974(2)		-0,095	0,018	-5,13	0,00
1:1980(1)		-0,068	0,018	-3,65	0,04
1:2008(4)		0,103	0,018	5,55	0,00

Teste		Distribuição	Estatística	Valor-p (%)
Teste AR 1-5:	F(5,144)	2,23	5,5	
Teste ARCH:	F(4,145)	0,56	69,3	
Teste de normalidade	$\chi^2(2)$	1,48	47,8	

Modelo marginal final: DNFA		Coefficiente	Erro-padrão	Estatística-t	Valor-p (%)
DNFA_1		0,971	0,015	64,740	0,00
1:1973(1)		-0,007	0,001	-6,040	0,00
1:1975(1)		0,009	0,001	7,752	0,00
1:1984(1)		-0,010	0,001	-8,138	0,00
1:1993(1)		0,018	0,001	14,546	0,00
1:1994(1)		-0,010	0,001	-8,482	0,00
1:1995(1)		-0,007	0,001	-5,404	0,00
1:1997(1)		-0,012	0,001	-10,089	0,00
1:1998(1)		0,006	0,001	4,564	0,00
1:1999(1)		0,007	0,001	5,676	0,00
1:2000(1)		-0,016	0,001	-13,209	0,00
1:2001(1)		-0,007	0,001	-5,585	0,00
1:2002(1)		0,016	0,001	12,974	0,00
1:2003(1)		0,006	0,001	4,780	0,00
1:2004(1)		-0,005	0,001	-3,969	0,01
1:2005(1)		0,019	0,001	15,639	0,00
1:2006(1)		-0,018	0,001	-14,357	0,00
1:2007(1)		0,010	0,001	8,229	0,00
1:2008(1)		-0,033	0,001	-27,416	0,00
1:2008(4)		-0,006	0,001	-4,672	0,00
1:2009(1)		0,042	0,001	32,543	0,00

Teste		Distribuição	Estatística	Valor-p (%)
Teste AR 1-5:	F(5,127)	0,876	49,94	
Teste ARCH:	F(4,145)	3,187	1,52	
Teste de normalidade	$\chi^2(2)$	58,780	0,00	
Teste de heteroscedasticidade	F(2,130)	0,477	62,16	
RESET	F(2,130)	0,501	60,70	

Fonte: Elaboração dos autores.

5 ANÁLISE DOS RESULTADOS E COMPARAÇÃO COM A LITERATURA

5.1 O QUE DIZEM OS TESTES COM METODOLOGIA EM PAINEL

Os estudos que utilizam técnicas de painel para avaliar a cointegração entre as variáveis utilizadas neste trabalho em geral apontam a existência de uma relação robusta de cointegração para diversos períodos amostrais e conjunto de países. Exemplos são Bénassy-Quéré *et al.* (2009a), Bénassy-Quéré *et al.* (2009b), Kubota (2009b), Hossfeld (2009). Contudo o foco do estudo são os Estados Unidos e, neste caso, técnicas de séries de tempo devem ser aplicadas para avaliar se este país segue o padrão internacional.

5.2 O QUE DIZEM OS TESTES REALIZADOS PARA OS ESTADOS UNIDOS

Faruqe (1995) pesquisa os determinantes da taxa de câmbio real americana utilizando uma amostra de 1950 a 1990, ou seja, quase 40 anos e encontra evidência de pelo menos um vetor de cointegração utilizando a metodologia de Johansen (1988). O autor também realiza o procedimento para avaliar quais variáveis estão presentes no vetor de cointegração estimado. Utiliza o sistema com posição externa líquida, uma variável para controlar o efeito Balassa-Samuelson, termos de troca e câmbio real. Consegue evidência para excluir a variável termos de troca da relação de cointegração. Já para as demais, a hipótese nula de que tais variáveis não estão presentes no vetor de cointegração não é rejeitada.

Alberola *et al.* (1999) realizam pesquisa semelhante para os dados de 1980 a 1998 e encontram evidência de cointegração para dados americanos. O valor estimado do coeficiente que mede o efeito de longo prazo da posição externa líquida na taxa de câmbio real é muito próximo ao estimado neste trabalho.

Kubota (2009a) também realiza estimações com a mesma metodologia deste trabalho para os Estados Unidos. A amostra do autor é muito similar à amostra utilizada neste trabalho. O autor utiliza dados de 1970 a 2005. Encontra evidência de um vetor de cointegração no sistema que utiliza as mesmas variáveis deste trabalho a partir da metodologia de Johansen (1988).¹⁶

16. O teste de Johansen foi realizado com amostra similar à de Kubota (2009a) com o intuito de comparar os resultados. Também indica evidência de cointegração ao nível de 1% pela estatística do traço, e de 5% pelo máximo autovalor. Entretanto quando a amostra é entendida, a evidência de cointegração fica mais fraca, como salientado na subseção 4.2.

Outros trabalhos também estimaram a relação entre câmbio real e fundamentos utilizando instrumental econométrico diferente daquele aplicado neste trabalho. Hossfeld (2009) compara duas técnicas alternativas para o cálculo de desalinhamento cambial: abordagem de painel e séries de tempo. Bénassy-Quéré *et al.* (2009b) utilizam a técnica DOLS para estimar a relação de cointegração entre taxa de câmbio real e posição externa líquida para um grupo de países, entre eles os Estados Unidos. Não conseguem detectar cointegração entre as séries. A amostra se inicia em 1980 e termina em 2004.

5.3 E SE NÃO HOUVER COINTEGRAÇÃO?

A evidência de cointegração obtida neste trabalho é boa, embora não totalmente categórica aos níveis de significância tradicionais para alguns dos testes. Existem argumentos estatísticos para defender os resultados favoráveis à cointegração em detrimento dos testes nos quais não foi possível detectar tal relação, de tal sorte que é relativamente seguro optar pela hipótese de cointegração. Entretanto cabe discorrer sobre qual o significado de uma hipotética ausência de cointegração e as razões pelas quais esta relação é de difícil detecção para os Estados Unidos.

Há relativamente poucos estudos recentes utilizando a abordagem deste trabalho para a taxa de câmbio e que aplicam simultaneamente análise de séries de tempo e focam nos Estados Unidos. Grande parte da literatura recente centra-se em trabalhos que utilizam a metodologia de painel para uma grande gama de países, tendo por objetivo confirmar a existência de cointegração entre as variáveis utilizadas como regra para um conjunto de países. Se a existência desta relação para um grupo grande de países é a regra, por que a economia americana poderia ser uma exceção?

A não existência de cointegração não significa que ela não exista, mas a razão pela qual ela seria de difícil detecção deve-se ao fato de os desequilíbrios terem alto grau de persistência. Quanto mais próximo de um padrão de séries não estacionárias e não cointegradas tiverem as séries que participam de um sistema, mais difícil será a detecção de cointegração. Este é o problema empírico que atormenta os pesquisadores que investigam a validade da Paridade do Poder de Compra (PPC) (GROSSMAN; ROGOFF, 1995).

Agora qual a intuição econômica para que a reversão ao equilíbrio seja tão alta ou pelo menos maior que a dos demais países? Uma razão seria a existência de

mercados financeiros mais sofisticados nos Estados Unidos e o fato de grande parte dos ativos mundiais estarem referenciados à moeda americana. Isto permitiria, em princípio, ao país deter uma restrição externa mais folgada, podendo acumular durante longos períodos déficits sucessivos em seu balanço de pagamentos e logo trajetórias de deterioração mais acentuada de sua posição internacional de investimentos (PEL) como proporção do PIB. Esta trajetória não seria sustentável sem algum ajustamento forte na taxa de câmbio para a maioria dos países. Uma análise descritiva da evolução da posição externa líquida e da série de câmbio real americana (gráfico 1) sugere que enquanto a série de posição externa líquida vem apresentando uma trajetória de sucessiva piora ao longo das últimas décadas, a série de câmbio real apresenta uma trajetória aparente de depreciação. Estas trajetórias estão interligadas como mostram os testes de cointegração realizados neste trabalho.

A não existência de cointegração em si não implica que nada explica a evolução do nível da taxa de câmbio real americana e sim que as variáveis utilizadas não podem explicar o movimento do nível da taxa de câmbio real no longo prazo. A racionalidade para que a posição externa líquida seja um fundamento de longo prazo diz respeito à necessidade de que no longo prazo os países não entrem numa trajetória do tipo Ponzi e não percam a capacidade de honrar seus pagamentos. Por que tal condição não seria imposta pelos mercados financeiros que aceitariam financiar qualquer déficit americano sem que haja uma pressão por depreciação cambial corretiva? Qual seria a racionalidade que explicaria tal fato?

De qualquer forma uma investigação adicional se faz necessária para entender os determinantes da taxa de câmbio real americana, seja pela busca de modelos alternativos, seja pela utilização de técnicas de séries de tempo alternativas que visem confirmar ou negar as conclusões obtidas neste trabalho.

Por fim, a eventual não existência de cointegração entre as variáveis não significa que inexistente desalinhamento cambial. A série de câmbio real continua possuindo choques permanentes e transitórios e sempre será possível decompor as séries em componentes transitórios e permanentes. Decomposições similares à proposta por Beveridge e Nelson (1981) podem ser feitas. Medidas de desalinhamentos são possíveis, mas perde-se o entendimento sobre qual a fonte que governa o componente permanente do câmbio no longo prazo. MacDonald (2000) detalha este ponto e Chen e MacDonald (2010)

procuram implementar uma metodologia de cálculo de desalinhamento cambial que prescinde de cointegração.

5.4 E SE VALER A SUPEREXOGENEIDADE?

Engle *et al.* (1983) também propõem o conceito de superexogeneidade. Este conceito avalia se determinada relação condicional estimada permanece estável a despeito das intervenções em geral, dentre as quais a política econômica nos modelos marginais. Se o modelo condicional permaneceu estável perante tais intervenções então o modelo pode ser utilizado para fins de simulação de política econômica.

Uma extensão deste trabalho consiste em avaliar em que medida o modelo condicional estimado permaneceu invariante às intervenções nos modelos marginais para a posição externa líquida, termos de troca e diferencial de produtividades. Se os resultados dos testes não rejeitarem a hipótese nula de superexogeneidade, então proposições de políticas podem ser feitas. Um exemplo seria propor políticas econômicas que gerassem uma determinada trajetória na posição externa líquida americana para afetar no longo prazo a taxa de câmbio real americana, o que permite conjecturar que tal relação possa ser utilizada para fins de política econômica.

6 CONCLUSÕES

A análise realizada neste trabalho sugere algumas conclusões. Existe evidência de cointegração entre câmbio real e posição externa líquida para a amostra analisada. As variáveis termos de troca (TT) e diferencial de produtividade (BS) são exógenas e fracas com relação aos parâmetros de longo prazo. Estas duas conclusões permitem interpretar o mecanismo de correção de erros diretamente como desalinhamento cambial.

O trabalho também sugere que o processo gerador dos dados analisados não é estável e isto pode ser claramente visualizado a partir da análise dos modelos marginais estimados que apresentam claros sinais de má especificação. Apesar de tal instabilidade dos modelos marginais, o modelo condicional não apresenta sinais de má especificação e sua estrutura permaneceu estável no período amostral analisado.

A medida de desalinhamento cambial construída sugere que a moeda americana estaria depreciada em um número ligeiramente abaixo de 10% além dos fundamentos ao final de 2010. Dois períodos em que a moeda americana esteve excessivamente apreciada foram na metade dos anos 1980 e no início da década de 2000.

REFERÊNCIAS

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).

BÉNASSY-QUÉRÉ, A. *et al.* Robust estimations of equilibrium exchange rates within the G20: a panel beer approach. **Scottish Journal of Political Economy**, v. 56, n. 5, p. 608-633, 2009a.

_____. World-consistent equilibrium exchange rates. **Journal of the Japanese and International Economies**, v. 25, n. 2, p. 12-32, 2009b.

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

BIERENS, H. J. Non parametric cointegration analysis. **Journal of Econometrics**, v. 77, p. 379-404, 1997.

CAMPOS, J. *et al.* Cointegration tests in the presence of structural breaks. **Journal of Econometrics**, v. 70, n. 1, p. 187-220, Jan. 1996.

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

CHEN, X.; MACDONALD, R. **Revisiting the dollar-euro permanent equilibrium exchange rate: evidence from multivariate unobserved components.** Glasgow: Department University of Glasgow, 2010 (Working Paper).

CHOW, G. C. Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions. **Econometrica**, v. 28, p. 591-605, 1960.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. **Journal of American Statistical Association**, v. 74, p. 427-431, 1979.

DURBIN, J.; WATSON, G. S. Testing for serial correlation in least squares regression I. **Biometrika**, v. 37, p. 409-428, 1950.

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

- ENGLE, R. F. *et al.* Exogeneity. **Econometrica**, v. 51, p. 277-304, 1983.
- _____.; GRANGER, C. W. J. Co-integration and error correction: representation, estimation and testing. **Econometrica**, v. 55, p. 251-276, 1987.
- FARUQEE, H. Long-run determinants of the real exchange rate: a stock flow perspective. **IMF Staff Paper**, v. 42, p. 80-107, 1995.
- GOLDFAJN, I.; VALDES, R. The aftermath of appreciations. **Quarterly Journal of Economics**, v. 114, n. 1, p. 229-262, 1999.
- GONZALO, J.; GRANGER, C. W. J. Estimation of common long-memory components in cointegrated systems. **Journal of Business and Economics Statistics**, v. 13, n. 1, 1995.
- GROSSMAN, G. M.; ROGOFF, K. Perspectives on PPP and long-run real exchange rate. In: _____. (Ed.). **Handbook of International Economics**, v. 3, 1995.
- HANSEN, P. R. Structural changes in cointegrated processes. (Ph.D.). University of California at San Diego, 2000.
- _____. **Generalized reduced rank regression**. Brown University, 2002 (Economics Working Paper, n. 2002/02).
- _____. Structural changes in the cointegrated vector autoregressive model. **Journal of Econometrics**, v. 114, n. 2, p. 261-295, 2003.
- HARBO, I. *et al.* Asymptotic inference on cointegrating rank in partial systems. **Journal of Business & Economic Statistics**, v. 16, n. 4, p. 388-399, 1998.
- HENDRY, D. *et al.* Automatic selection of indicators in a fully saturated regression. **Computational Statistics**, v. 23, n. 2, p. 337-339, 2008.
- _____. **Dynamic econometrics**. Oxford: Oxford University Press, 1995.
- HOSSFELD, O. **Equilibrium real exchange rates and real exchange rate misalignments: time series vs. panel estimates**. Leipzig: Graduated School of Management, 2009.
- 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.
- _____. Cointegration in partial systems and the efficiency of single equation analysis. **Journal of Econometrics**, v. 52, p. 389-402, 1992.
- _____. Testing weak exogeneity and the order of integration in UK money demand data. **Journal of Policy Modeling**, v. 14, n. 3, p. 313-334, 1994.

_____. **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).

_____.; JUSELIUS, 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).

KREMERS, J. *et al.* The power of cointegration tests. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 54, n. 3, p. 325-348, 1992.

KUBOTA, M. **Real exchange rate misalignments.** (Ph.D.). York: Department of Economics, University of York, 2009a. 201 p.

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

MACDONALD, R. **Concepts to calculate equilibrium exchange rates: an overview.** Berlin: Economic Research Group of the Deutsche Bundesbank, 2000 (Discussion Paper, n. 3/00).

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

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

NIELSEN, B.; RAHBEEK, A. Similarity issues in cointegration analysis. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 62, n. 1, p. 5-23, 2000.

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, p. 921-948, Supplement, 2006.

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 Silva Martins

Carlos Henrique Santos Vianna

Maria Hosana Carneiro Cunha

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.



ipea Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada

SAE

SECRETARIA DE
ASSUNTOS ESTRATÉGICOS
DA PRESIDÊNCIA DA REPÚBLICA

Ministério da
Integração Nacional

