

**Insper Instituto de Ensino e Pesquisa**  
**Programa de Mestrado Profissional em Economia**

**ESTUDO DA TAXA DE CÂMBIO NO BRASIL USANDO O  
MODELO BEER**

**LEANDRO SIMONI**

**São Paulo**

**2013**

LEANDRO SIMONI

**ESTUDO DA TAXA DE CÂMBIO NO BRASIL USANDO O  
MODELO BEER**

Dissertação apresentada ao Programa de Mestrado Profissional em Economia do Insper Instituto de Ensino e Pesquisa, como parte dos requisitos para a obtenção do título de Mestre em Economia.

Área de concentração: Finanças e Macroeconomia Aplicadas

Orientador: Prof. Dr. Marco Lyrio

**SÃO PAULO**

**2013**

Simoni, Leandro

Estudo da Taxa de Câmbio no Brasil Usando o Modelo BEER / Leandro Simoni; orientador: Prof. Dr. Marco Lyrio, 2013.

Dissertação (Mestrado – Programa de Mestrado Profissional em Economia. Área de concentração: Finanças e Macroeconomia Aplicadas) – Insper Instituto de Ensino e Pesquisa.

1. Taxa de Câmbio 2. Finanças Internacionais 3. *BEER Model*

## FOLHA DE APROVAÇÃO

Leandro Simoni

Estudo da taxa de câmbio no Brasil usando modelo BEER

Dissertação apresentada ao Programa de Mestrado Profissional em Economia do Insper Instituto de Ensino e Pesquisa, como requisito parcial para a obtenção do título de Mestre em Economia.

Área de concentração: Finanças e Macroeconomia Aplicadas

Aprovado em:

### **Banca Examinadora**

**Prof. Dr. Marco Lyrio**

**Instituição: Insper Instituto de Ensino e Pesquisa**

**Assinatura:** \_\_\_\_\_

**Prof. Dr. Ricardo Dias de Oliveira Brito**

**Instituição: Insper Instituto de Ensino e Pesquisa**

**Assinatura:** \_\_\_\_\_

**Prof. Dr. Clemens Vinicius de Azevedo Nunes**

**Instituição: Fundação Getúlio Vargas**

**Assinatura:** \_\_\_\_\_

## **DEDICATÓRIA**

Dedico este trabalho a Simone, que sempre me incentivou, ajudou e não me deixou desistir, e aos meus pais Luiz e Maria, que são um exemplo para mim.

## RESUMO

Usamos o modelo BEER (*Behavioural Equilibrium Exchange Rate*) para estimar uma relação da taxa de câmbio efetiva real brasileira com fundamentos econômicos. Este modelo foi concebido no trabalho de Clark e MacDonald (1998) e usa métodos de cointegração para chegar a uma estimação. Partimos do trabalho de Kohlscheen (2013), propondo alternativas ao mesmo e atualizando a base de dados de frequência mensal. Obtivemos modelos que permitem avaliar como o real responde no curto prazo a choques em cada um destes fundamentos e também estudamos a relação da taxa de câmbio com os fundamentos no longo prazo, buscando responder a questão do valor justo da taxa de câmbio. Confirmamos o resultado de Kohlscheen (2013), encontrando forte relação dos preços das commodities com o a taxa de equilíbrio do real. Porém, encontramos menor relevância para as variáveis na dinâmica de curto prazo.

**Palavras-chave:** BEER Model, Exchange Rate, *Fair Value*,

**Código JEL:** F31, F37.

## ABSTRACT

We apply the BEER model (Behavioral Equilibrium Exchange Rate) to estimate a relationship between the Brazilian real effective exchange rate with economic fundamentals. This model was designed in the work of Clark and MacDonald (1998) and uses cointegration methods to reach an estimation. We start from the work of Kohlscheen (2013), proposing alternatives to it and updating the monthly frequency database. We develop models for assessing how the Brazilian real responds to shocks in the short term in each of these fundamentals and also study the relationship of the exchange rate to the fundamentals in the long run, aiming to answer the question of the fair value of the Brazilian real. We confirm the result of Kohlscheen (2013), finding strong relationship of commodity prices with the equilibrium exchange rate. However, we find less relevance for the variables in the short-term dynamics.

**Key words:** Exchange Rate, BEER model, Fair Value, Commodity Currency.

## Lista de Gráficos

Figura 1: Variáveis estudadas neste trabalho.....	23
Figura 2: Variáveis usadas como diferencial de taxa de juros.....	26
Figura 3: Comparação do comportamento de longo prazo da REER, dos modelos e da REER suavizada pelo filtro HP.....	28
Figura 4: Relações de cointegração dos modelos 1,2 e 3 e diferença entre a REER e o filtro HP. ....	28
Figura 5: Comparação do comportamento de longo prazo da REER, dos modelos 1,4,5 e da REER suavizada pelo filtro HP.....	29
Figura 6: Relações de cointegração dos modelos 1, 4 e 5, e a diferença entre a REER e o filtro HP.....	30

## Anexo

Figura A 1: Análise de impulso e resposta das variáveis do Modelo 5. ....	41
---	----



## Lista de Tabelas

Tabela 1: Teste de raiz unitária das variáveis. Hipótese nula: variável tem raiz unitária. ....	24
Tabela 2: Resumo de quais variáveis compõe cada modelo. ....	25
Tabela 3: Teste de Johansen para os modelos. ....	26
Tabela 4: Coeficientes dos vetores de cointegração e, abaixo e entre colchetes, as estatísticas-t. ....	27
Tabela 5: Coeficientes. Entre colchetes, a estatística-t do vetor de correção de erros. ....	31
Tabela 6: Resultados estatísticos dos modelos. ....	32
Tabela 7: Resultado da análise de normalidade dos resíduos. ....	33

## Anexo

Tabela A 1: Teste da quantidade de defasagens a incluir no Modelo 1. ....	38
Tabela A 2: Teste da quantidade de defasagens a incluir no Modelo 2. ....	38
Tabela A 3: Teste da quantidade de defasagens a incluir no Modelo 3. ....	39
Tabela A 4: Teste da quantidade de defasagens a incluir no Modelo 4. ....	39
Tabela A 5: Teste da quantidade de defasagens a incluir no Modelo 5. ....	40
Tabela A 6: Estatísticas dos modelos sem ajuste do tamanho de amostra. ....	40

## SUMÁRIO

<b>1. INTRODUÇÃO .....</b>	<b>10</b>
<b>2. REVISÃO DA LITERATURA .....</b>	<b>12</b>
2.1. O MODELO BEER E TRABALHOS INTERNACIONAIS .....	12
2.2. TRABALHOS NO BRASIL.....	15
2.3. MODELO DESTES TRABALHOS .....	16
<b>3. MÉTODO E LEVANTAMENTO DOS DADOS .....</b>	<b>18</b>
3.1. MODELO ECONOMETRICO .....	18
3.2. LEVANTAMENTO DOS DADOS.....	21
<b>4. AVALIAÇÃO DOS RESULTADOS .....</b>	<b>27</b>
4.1. DINÂMICA DE LONGO PRAZO (VETOR DE COINTEGRAÇÃO) .....	27
4.2. DINÂMICA DE CURTO PRAZO (VETOR DE CORREÇÃO DE ERROS) .....	31
<b>5. CONCLUSÃO.....</b>	<b>34</b>
<b>6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS .....</b>	<b>36</b>
<b>ANEXO.....</b>	<b>38</b>

## 1. INTRODUÇÃO

A taxa de câmbio é uma variável de extrema importância na economia. Ela baliza as relações comerciais entre países, influencia a competitividade da indústria, determina a riqueza do consumidor doméstico, afeta sua decisão de comprar um bem nacional ou importado, muda a balança comercial de um país e pode alterar até a sua inflação. Em decorrência desta importância, é de interesse dos economistas a avaliação constante da taxa de câmbio frente seu impacto na economia em busca de resposta para a pergunta: Qual o valor justo para a taxa de câmbio?

A modelagem do valor justo de uma moeda é um campo da economia relativamente novo, com grande desenvolvimento nos últimos trinta anos (CENEDESE, 2011). A quebra do tratado de Bretton Woods em 1971 e a adoção do regime de câmbio flutuante por vários países podem ser vistos como o início para este progresso. Um marco notável desta evolução foi o trabalho de Meese e Rogoff (1983), em que se demonstrou que os modelos desenvolvidos até então não tinham, ao tratar de dados fora do intervalo de estimação (*out of the sample*), poder de previsão melhor do que um simples passeio aleatório. Este trabalho foi de grande impacto e levou anos para ser totalmente interpretado. Engel e West (2005) explicaram que a comparação proposta entre a taxa de câmbio e o passeio aleatório é muito austera, pois elas apresentam comportamentos muito próximos. A evolução na econometria trouxe muitos avanços para este campo de estudo, especialmente ao considerarmos o método de cointegração introduzido por Engle e Granger (1987). A partir deste momento, surgiram vários modelos para determinar o valor justo de uma moeda, e podemos separá-los em duas grandes famílias: uma contendo os modelos de equilíbrio macro, que partem do princípio de que desvios macroeconômicos insustentáveis serão corrigidos para um ponto de equilíbrio, e a segunda família, composta pelos modelos BEER (*Behavioral Equilibrium Exchange Rate*), que têm uma abordagem econométrica e são o foco deste trabalho.

O modelo BEER surgiu do estudo de Clark e MacDonald (1998), no qual foi estabelecida uma ligação comportamental a partir de métodos econométricos entre a taxa real de câmbio e as variáveis econômicas relevantes. O modelo BEER tem mais flexibilidade na definição das variáveis explicativas sob um modelo de equilíbrio macro. Este modelo apresenta também a possibilidade de não só chegar a uma solução que possibilite uma resposta de longo prazo em que o mercado convirja para um equilíbrio; além desta, o modelo fornece respostas de curto prazo para choques nas variáveis explicativas. Ainda que testes

fora da área de amostra não pertençam ao escopo deste trabalho, Moura, Lima e Mendonça (2008) testaram o poder de previsão de vários modelos para o Brasil e encontraram melhor desempenho mediante o uso do modelo BEER, o que colabora para a escolha desta metodologia para a modelagem da taxa de câmbio no Brasil.

Este trabalho propõe-se a estimar um modelo BEER para a taxa de câmbio brasileira. O ponto de partida é o trabalho de Kohlscheen (2013), que atualizamos com dados recentes e, posteriormente, usamos como base para quatro variantes. Confirmamos a importância das *commodities* na determinação da taxa de câmbio, onde uma alta de 2,5% nos preços destas corresponde a uma alta de 1% na taxa real de câmbio no longo prazo. Encontramos menor relevância para as variáveis na dinâmica de curto prazo do que Kohlscheen (2013).

Na próxima seção faremos uma revisão dos estudos com modelos BEER no mundo e no Brasil. Em seguida, entraremos em mais detalhes da formulação do modelo e dos dados utilizados, passando então à análise dos resultados obtidos, separando-os segundo sua influência no curto ou longo prazo. Por fim, serão apresentadas as conclusões das análises realizadas.

## 2. REVISÃO DA LITERATURA

### 2.1. O Modelo BEER e Trabalhos Internacionais

O modelo BEER tem sua origem no trabalho de Clark e MacDonald (1998), em que se buscou um modelo mais flexível que se baseasse em fundamentos econômicos para estimar uma equação na forma reduzida, de maneira a ajustar o modelo à taxa de câmbio na amostra escolhida. Em seu trabalho, aplicam a teoria para o iene japonês, o dólar americano e o marco alemão.

A definição de quais variáveis fazem parte do modelo parte da paridade descoberta da taxa de juros (UIP - *uncovered interest rate parity*) ajustada por um prêmio de risco:

$$E_t[\Delta s_{t+k}] = -(i_t - i_t^*) + \pi_t \quad (1)$$

onde:

$s_t$  é o logaritmo da taxa de câmbio definida pela razão do preço em moeda estrangeira em unidades da moeda doméstica<sup>1</sup>;

$i_t$  é a taxa de juros nominal doméstica;

$i_t^*$  é a taxa de juros nominal estrangeira;

$\pi_t$  é um prêmio de risco;

$E_t$  é a expectativa condicional;

$\Delta$  é o operador da primeira diferença

e  $t+k$  é a maturidade.

Em seguida, define-se a diferença da expectativa de inflação como:

$$E_t(\Delta p_{t+k} - \Delta p_{t+k}^*) \quad (2)$$

onde:

$p$  é o logaritmo de um índice de preços doméstico e

$p^*$  é o logaritmo de um índice de preços estrangeiro.

---

<sup>1</sup> Esta convenção não é a usual, mas é usada em vários trabalhos, como o de Clark e MacDonald (1998).

E também é definida a taxa real de câmbio:

$$q_t = s_t + (p_t - p_t^*) \quad (3)$$

No passo seguinte, a taxa de juros nominal é transformada em taxa de juros real subtraindo da equação (1) a equação (2). Rearranjando os termos chegamos a:

$$q_t = E_t[q_{t+k}] + (r_t - r_t^*) - \pi_t \quad (4)$$

onde:

$q_t$  é a taxa de câmbio real;

$r_t = i_t - E_t(\Delta p_{t+k})$  é a taxa real de juros doméstica e

$r_t^* = i_t^* - E_t(\Delta p_{t+k}^*)$  é a taxa real de juros estrangeira.

Clark e MacDonald (1998) utilizam a taxa de câmbio real efetiva (*REER – real effective exchange rate*) e incluem outros fundamentos econômicos com o objetivo de capturar o equilíbrio de longo prazo:

$$REER = \left( \overbrace{r - r^*}^+, \overbrace{reldebt}^-, \overbrace{tnt}^+, \overbrace{tot}^+, \overbrace{nfa}^+ \right) \quad (5)$$

onde:

$r - r^*$  é o diferencial da taxa de juros real;

*reldebt* representa o prêmio de risco e é a relação de dívida/ PIB do país doméstico sobre o país estrangeiro;

*tnt* é a relação de preços de bens e serviços não transacionáveis e transacionáveis (*non-tradable e tradable*);

*tot* são os termos de troca (*terms of trade*) e

*nfa* é a razão do estoque de ativos estrangeiros líquidos (*net foreign assets*) pelo pib do país.

Os sinais esperados dos coeficientes estão assinalados acima de cada variável.

O diferencial de taxa de juros real já foi definido na formulação. É fácil perceber na equação (4) que uma alta neste diferencial está associada à apreciação da REER.

O termo *reldebt*, como colocado anteriormente, é a relação da dívida líquida doméstica com a dívida líquida estrangeira e serve de proxy para o prêmio de risco (Clark e MacDonald (1998)). Desta maneira, um aumento nesta relação – e, conseqüentemente, do prêmio de risco doméstico – induz uma depreciação na taxa de câmbio, como é possível perceber na equação (4).

Como descrito por Paiva (2006), o termo *tnt* influencia a taxa de câmbio por dois motivos. O primeiro deles é o efeito conhecido como Balassa-Samuelson<sup>2</sup>, que relaciona um aumento no patamar de produtividade do setor de bens transacionáveis a uma alta na razão entre preços de bens não transacionáveis e bens transacionáveis. Este ganho de competitividade é equilibrado por uma apreciação da taxa de câmbio real, justificando-se assim o sinal positivo. O segundo motivo diz respeito a uma mudança de preferência dos consumidores, que podem migrar sua demanda de bens transacionáveis para não transacionáveis, aumentando também a relação de preços, que é equilibrada por uma apreciação da taxa de câmbio.

O termo *nfa* corresponde ao estoque de capital estrangeiro, que pode ter aportado no país via investimento direto ou empréstimo no exterior. Desta maneira, maiores fluxos de empréstimos no exterior e maiores investimentos estrangeiros geram impacto negativo no termo *nfa*, que demanda uma moeda mais fraca para equilibrar a conta corrente do país e fazer frente aos pagamentos de juros dos empréstimos ou remessa de lucros associados a esta entrada de capital (PAIVA, 2006).

Termos de troca (*tot*) são a razão entre o valor das exportações dividida pelo valor das importações de um país. Um aumento do preço de produtos exportados causa um impacto positivo na variável *tot* e terá um efeito de riqueza sobre a população doméstica, aumentando o preço dos bens não transacionáveis (CASHIN, CÉSPEDES e SAHAY, 2004). Este comportamento é semelhante ao descrito na variável *tnt* e seria compensado por uma apreciação da taxa de câmbio. Paiva (2006) nota também que a deterioração dos termos de

---

<sup>2</sup> Veja Balassa (1964) e Samuelson (1964).

troca de um país demanda uma depreciação de sua moeda para compensar o impacto negativo em suas contas externas, o que justifica o sinal positivo na equação (5).

Em outro trabalho, MacDonald e Ricci (2004) aplicaram o modelo BEER para a África do Sul. Incorporou-se o importante impacto do preço das *commodities* na taxa de câmbio. A relevância desta variável foi discutida no trabalho de Cashin, Céspedes e Sahay (2004), onde examinaram a existência de uma relação de longo prazo entre a taxa de câmbio real e o preço das *commodities* exportadas por 58 países dependentes destas exportações. A lógica da introdução desta variável está relacionada ao fato de que o aumento do preço das *commodities* exportadas por estes países aumentará a riqueza dos mesmos, induzindo maiores preços de produtos não transacionáveis em um efeito semelhante ao Balassa-Samuelson. Eles ressaltam que, para capturar este efeito, podem ser analisados os termos de troca. No entanto, normalmente o preço das *commodities* é mais fortemente cointegrado com a taxa real de câmbio. Assim como na variável *tot*, o sinal esperado é positivo para o termo que relaciona o preço das *commodities* com a taxa de câmbio.

## 2.2. Trabalhos No Brasil

No Brasil, o modelo BEER já foi utilizado algumas vezes para estudar a taxa de câmbio. Paiva (2006) estudou a forte valorização monetária ocorrida entre 2003 e 2005. Foram utilizados dados anuais de 1970 a 2005, incluindo no modelo variáveis baseadas no trabalho de Clark e MacDonald (1998) e referentes ao Brasil. Uma grande dificuldade do trabalho de Paiva (2006) é o longo período analisado, especialmente ao se levar em consideração as diversas quebras estruturais pelas quais passou o Brasil, como mudança de moedas, mudança de regime cambial e um longo período de hiperinflação.

Recentemente, Kohlscheen (2013) fez um estudo para o Brasil dando grande ênfase à influência das *commodities* na taxa de câmbio brasileira. Para tanto, ele usou três índices diferentes de preço. O P5-R é um indicador composto das cinco principais *commodities* exportadas pelo Brasil, com seu peso distribuído conforme a contribuição destas nas exportações brasileiras no período da amostra. Já o PU5-BR, é composto pelas mesmas *commodities*, desta vez com pesos iguais. E um terceiro índice, o CRB<sup>3</sup> (*Commodity Research Bureau*), é calculado pela Thomson Reuters e Jefferies e reflete o preço de uma cesta de

---

<sup>3</sup> Mais informações podem ser obtidas em: <<http://thomsonreuters.com/commodity-indices/>> (03.11.13)



commodities no mercado internacional. O intervalo de análise de Kohlscheen (2013) vai de janeiro de 1999 a setembro de 2012, evitando assim a última mudança de regime cambial que ocorreu em janeiro de 1999, quando foi abandonado o regime de câmbio de bandas e o real passou a oscilar com mais liberdade.

### 2.3. Modelo deste Trabalho

Neste trabalho, serão tomadas como base as variáveis empregadas por Kohlscheen (2013). Como demonstrado por Cashin, Céspedes e Sahay (2004) e MacDonald e Ricci (2004), o preço das commodities tem grande importância na determinação da taxa de câmbio. Com base nesta conclusão, usaremos um índice baseado no *P5-BR* criado por Kohlscheen (2013), por ter apresentado um resultado superior aos de outros índices e servir de comparativo para seu trabalho. Como exposto anteriormente, é esperado que um choque positivo no preço das commodities corresponda a uma apreciação do real.

Tendo como referência as definições da equação (4), estimamos a taxa de câmbio real efetiva (*REER*) tendo como variável explicativa um diferencial de juros (*IRDIF*) e para um aumento no diferencial de taxa de juros é esperado uma apreciação do real. A taxa de câmbio também é função de um prêmio de risco, que aqui tem dois componentes o *VIX* e o *EMBI*. O objetivo do *VIX* é capturar o risco global e do *EMBI* o risco dos títulos brasileiros no exterior. Para ambas as variáveis que servem de *proxy* para o prêmio de risco é esperada uma depreciação do real com o aumento do risco, como definido na equação (4).

Além de Kohlscheen (2013), MacDonald e Ricci (2004) também analisaram o impacto da política fiscal (*NDEFCTGDP*) em seu estudo sobre África do Sul. Esta variável é definida pela razão necessidade de financiamento do governo sobre o seu produto interno bruto nos últimos 12 meses. Ela apresenta um efeito ambíguo na *REER*. Um déficit menor induz redução na poupança privada, esta refletida no decréscimo da demanda doméstica. Como efeito da queda dos gastos governamentais, o preço de bens não transacionáveis cai, depreciando a *REER*. Há, por outro lado, efeito diverso em bens transacionáveis quando avaliados por um modelo como o *Portfolio Balance Model*. O efeito inicial da depreciação da *REER* gera um superávit nas contas correntes, que seria compensado no longo prazo por uma apreciação da mesma. Como observaremos na sequência da análise, esta variável será

impactante somente no curto prazo, esperando assim a sobreposição por parte do primeiro efeito. Logo, qualquer queda no déficit deverá ser compatível com uma depreciação do real.

Uma grande vantagem do modelo BEER é a sua capacidade de consolidar efeitos de variáveis que são explicadas por diferentes teorias. Neste sentido, incluiremos o diferencial de produtividade (*PRODREL*) para captar um efeito Balassa-Samuelson, aqui definido pela produtividade brasileira dividida pela produtividade dos EUA, como feito por Kohlscheen (2013). É esperado que esta variável não seja estacionária, bem como que um aumento na produtividade seja acompanhado por uma apreciação do real. Assim, o modelo<sup>4</sup> e os sinais esperados das variáveis são:

$$REER = \left( \overbrace{P5 - BR}^{+}, \overbrace{IRDIF}^{+}, \overbrace{VIX}^{-}, \overbrace{EMBI}^{-}, \overbrace{NDEFCTGDP}^{+}, \overbrace{PRODREL}^{+} \right) \quad (6)$$

---

<sup>4</sup> As variáveis REER e P5-BR serão utilizadas em seu logaritmo natural por motivo de normalização e para melhor interpretação dos resultados finais.

### 3. MÉTODO E LEVANTAMENTO DOS DADOS

#### 3.1. Modelo Econométrico

A metodologia do modelo BEER usa métodos de cointegração - um extraordinário desenvolvimento da econometria - que permitem a estimação de um vetor autorregressivo (VAR) contendo variáveis não estacionárias. Isto é possível quando dentro do universo de combinações lineares das variáveis há ao menos um exemplar estacionário. Nestes casos, as variáveis são ditas cointegradas. O conceito de cointegração foi introduzido por Engle e Granger (1987). Em nosso modelo, as variáveis ou fundamentos econômicos relevantes cointegrados à taxa de câmbio serão responsáveis pela definição da taxa de câmbio de equilíbrio ou relação de longo prazo. Tal abordagem apresenta vantagens sobre outros métodos no uso de séries não estacionárias, pois o tratamento a partir de outras linhas pode perder relevância no sentido econômico<sup>5</sup>. Usando esta metodologia é mais simples perceber e garantir um sentido econômico na relação entre as variáveis no modelo final.

A relação de cointegração  $R$  tem a seguinte forma:

$$\varepsilon_{1t} = q_{t-1} - \Pi x_{t-1} - C_1 \quad (7)$$

onde:

$q$  é a taxa de câmbio real;

$x$  é um vetor de variáveis não estacionárias;

$\Pi$  é um vetor de coeficientes das variáveis não estacionárias;

$C_1$  é um termo determinístico e

$\varepsilon_1$  é o erro com comportamento de ruído branco.

Como definido na equação (7), é esperado que o termo de erro  $\varepsilon$  tenha comportamento estacionário (ruído branco) como resultado da combinação linear das variáveis do vetor  $x$  com a taxa real de câmbio. Note-se que, se  $x$  e  $q$  têm tendência ascendente, o sinal dos coeficientes  $\Pi$  precisará ser negativo para que a relação de cointegração  $R$  seja estacionária.

---

<sup>5</sup> Em um modelo ARIMA, uma série pode ser explicada apenas pela primeira e quarta defasagens e isso pode não ter uma explicação econômica.

Este detalhe é importante para a verificação do comportamento esperado das variáveis, como apontado na equação (6).

Apesar de manterem uma relação de longo prazo, este equilíbrio não será perfeito e haverá desvios no curto prazo. Desta maneira, a metodologia do modelo BEER usa o vetor de correção de erros (VECM) que, além da parcela cointegrada, fará a correção destes desvios com termos estacionários para o melhor ajuste possível. A equação (7) é unida às variáveis estacionárias e pode ser reorganizada para representar um mecanismo com vetor de correção de erros:

$$\Delta q_t = \alpha R_{t-1} + \beta_1 \Delta q_{t-1} + \beta_2 \Delta x_{t-1} + \Gamma y_t + C_2 + \varepsilon_{2t} \quad (8)$$

onde:

$\alpha$  é um coeficiente que multiplica a relação de cointegração e representa a velocidade de ajuste para o equilíbrio;

$\beta_1$  e  $\beta_2$  são coeficientes que multiplicam as variáveis não estacionárias;

$\Gamma$  é um vetor de coeficientes que multiplica as variáveis estacionárias;

$y$  é um vetor de variáveis estacionárias;

$C_2$  é um termo determinístico e

$\varepsilon_2$  é o erro com comportamento de ruído branco.

Assim, o modelo consegue separar a taxa de equilíbrio de longo prazo  $R$  da dinâmica de curto prazo.

Após a definição dos fundamentos econômicos que farão parte do modelo, o próximo passo é a classificação das séries temporais como estacionárias ou não. Para isso, é realizado um teste de presença de raízes unitárias. As séries não estacionárias terão a presença de raízes unitárias e determinarão a influência de longo prazo na taxa de câmbio, fazendo parte do vetor de cointegração. Já as séries estacionárias compõem apenas a dinâmica de curto prazo, constando somente no vetor de correção de erros.

Para verificar a presença de uma ou mais relações de cointegração, realizamos o teste da quantidade de vetores de cointegração do modelo segundo o método de Johansen (1995).

Este método avalia por dois testes a quantidade de vetores de cointegração. No teste de traço (*trace*) é verificada conjuntamente a hipótese nula - que afirma que o número de vetores de cointegração é menor ou igual à quantidade  $Q$  - contra uma hipótese alternativa de que não existem mais vetores além de  $Q$ . No teste de máximo autovalor (*maximum eigenvalue*) são feitas análises separadas, opondo à hipótese nula de que há  $Q$  vetores de cointegração a hipótese de que existem  $Q+1$  vetores.

Isto feito, é possível estimar o VECM com base nestes resultados. Com ele em mãos, realizamos duas avaliações: uma do vetor de cointegração e a dinâmica de longo prazo, e outra do vetor de correção de erros e a dinâmica de curto prazo. Analisamos os sinais dos coeficientes para verificar sua correspondência ao esperado, a significância estatística dos coeficientes e, finalmente, testamos também a normalidade dos resíduos.

### 3.2. Levantamento dos Dados

Para a taxa real efetiva de câmbio (*REER*), foi usado o indicador calculado pelo FMI. O indicador de preços de *commodities P5-BR* utiliza a base de dados de preços do FMI e abrange as cinco principais *commodities* exportadas pelo Brasil (soja, minério de ferro, petróleo, carne e açúcar), com o peso de cada uma calculado pela contribuição da mesma nas exportações brasileiras de janeiro de 1999 a setembro de 2012<sup>6</sup>.

Até aqui, a formulação foi baseada na relação do diferencial de juros real com a taxa de câmbio real. Kohlscheen (2013) relatou ter testado vários diferenciais de taxa de juros, corrigindo-os ou não por várias *proxys* de risco do país, usando taxas de curto e longo prazo. As variantes chegaram a resultados semelhantes, impedindo sua inclusão como variável no vetor de cointegração. Assim como feito por ele, usamos o diferencial de taxa de juros nominal entre a taxa Selic e a taxa do Fed Funds (*IRDIF*)<sup>7</sup>. No entanto, definimos outra variante do diferencial de juros (*DIFJR*)<sup>8</sup> com a intenção de incluí-la no vetor de cointegração e seguir com mais fidelidade o procedimento de Clark e Macdonald (1998), que parte da UIP, e as taxas de juros nominais são transformadas em reais utilizando a expectativa de inflação. Em nossa busca demos preferência a variáveis que refletissem a expectativa dos agentes<sup>9</sup>. Necessitamos de uma curva de duração constante baseada nos títulos emitidos, que têm prazo constante. Para evitar diferenças no cálculo desta curva, foi utilizada a taxa de juros ao ano obtida pelo índice de renda fixa com duração de 2 anos<sup>10</sup> calculado pela ANBIMA<sup>11</sup>, amplamente empregada pelo mercado para cálculo de risco e precificação de carteiras de investimento. Esta taxa de juros nominal foi ajustada pela expectativa relativa ao índice de inflação IPCA para 12 meses do relatório Focus do Banco Central do Brasil, de modo que

---

<sup>6</sup> A composição do índice é: soja 25,5%, minério de ferro 23,1%, petróleo 22,2%, carne 16,5% e açúcar 12,7%. Alguns indicadores, apesar de também serem fornecidos pelo FMI, diferem dos usados por Kohlscheen (2013): na soja usamos o preço de Chicago (série *PSOYB\_USD*) e no minério de ferro usamos o preço do indicador chinês (série *PIORECR\_USD*). A mudança foi motivada por verificarmos uma grande discrepância no indicador original de preço da soja no início de 2013 e a série do minério de ferro ser descontinuada em março de 2013. Os outros indicadores utilizados foram: 22374M.DZF para carne, 22374I.DZF para açúcar e *POILBRE\_USD* para o petróleo Brent.

<sup>7</sup> A taxa calculada é a taxa discreta.

<sup>8</sup> A taxa calculada é a taxa discreta.

<sup>9</sup> A taxa de câmbio reflete a expectativa dos agentes quanto o comportamento de outras variáveis (OBSTFELD e ROGOFF, 1996) e (MOURA, LIMA e MENDONÇA, 2008)

<sup>10</sup> Foram testadas variantes de duração curta e longa, e os resultados foram muito semelhantes. Foi escolhida uma duração intermediária.

<sup>11</sup> Maiores informações podem ser encontradas em: <<http://www.anbima.com.br/idka/arqs/metodologia-idka.pdf>> (01.11.13)

alcançássemos seu valor real. Para os EUA, usamos a taxa de juros dos *treasuries* de 2 anos<sup>12</sup>, ajustada pela expectativa da Universidade de Michigan do CPI para 12 meses. Esta escolha limita o alcance de nossos dados, forçando que a amostra se iniciasse em dezembro de 2001, devido ao início da série de dados do relatório Focus.

Para proxy de prêmio de risco usamos o *VIX*<sup>13</sup>, índice que mede a volatilidade implícita das opções que têm como ativo-objeto o índice de ações S&P500 para um prazo de 30 dias. O segundo termo que captura o prêmio de risco é o *EMBI+ Br*<sup>14</sup> (ou simplesmente *EMBI*), um indicador calculado pelo banco J.P. Morgan Chase que mede a diferença de taxa de juros (*stripped spread*) entre títulos públicos brasileiros no exterior e os títulos equivalentes do governo norte americano.

A política fiscal (*NDEFCTGDP*) é capturada pela necessidade nominal de financiamento do setor público dividida pelo PIB acumulado nos últimos 12 meses.

A produtividade relativa é a razão entre produtividade brasileira e dos EUA. A produtividade brasileira é o quociente da produção industrial com ajustes sazonais e das horas trabalhadas na indústria com ajustes sazonais, ambas retiradas de conjuntos de dados fornecidos pelo IBGE. A produtividade da indústria dos EUA foi calculada com base em dados trimestrais fornecidos pelo *Bureau of Labor Statistics* interpolados linearmente para a frequência mensal. Clark e MacDonald (1998) usaram a relação de preços entre bens transacionáveis e não transacionáveis como proxy para este efeito.

Na Figura 1, observamos o comportamento das variáveis em nossa amostra. Percebemos a forte apreciação do real, principalmente após 2002. O índice *P5-BR* segue a apreciação do real, confirmando o sinal esperado. Para as outras variáveis, não é tão evidente a presença de qualquer tendência. Os diferenciais de juros e o *EMBI* mudaram de patamar, apresentando queda no período.

---

<sup>12</sup> Série fornecida pelo Bloomberg. Código: USGG2YR.

<sup>13</sup> Dados fornecidos pela *Chicago Board Options Exchange* (CBOE).

<sup>14</sup> Aqui o *EMBI* é usado em pontos percentuais, e não em pontos base como é apresentado normalmente, por questão de normalização dos valores com relação às outras variáveis.

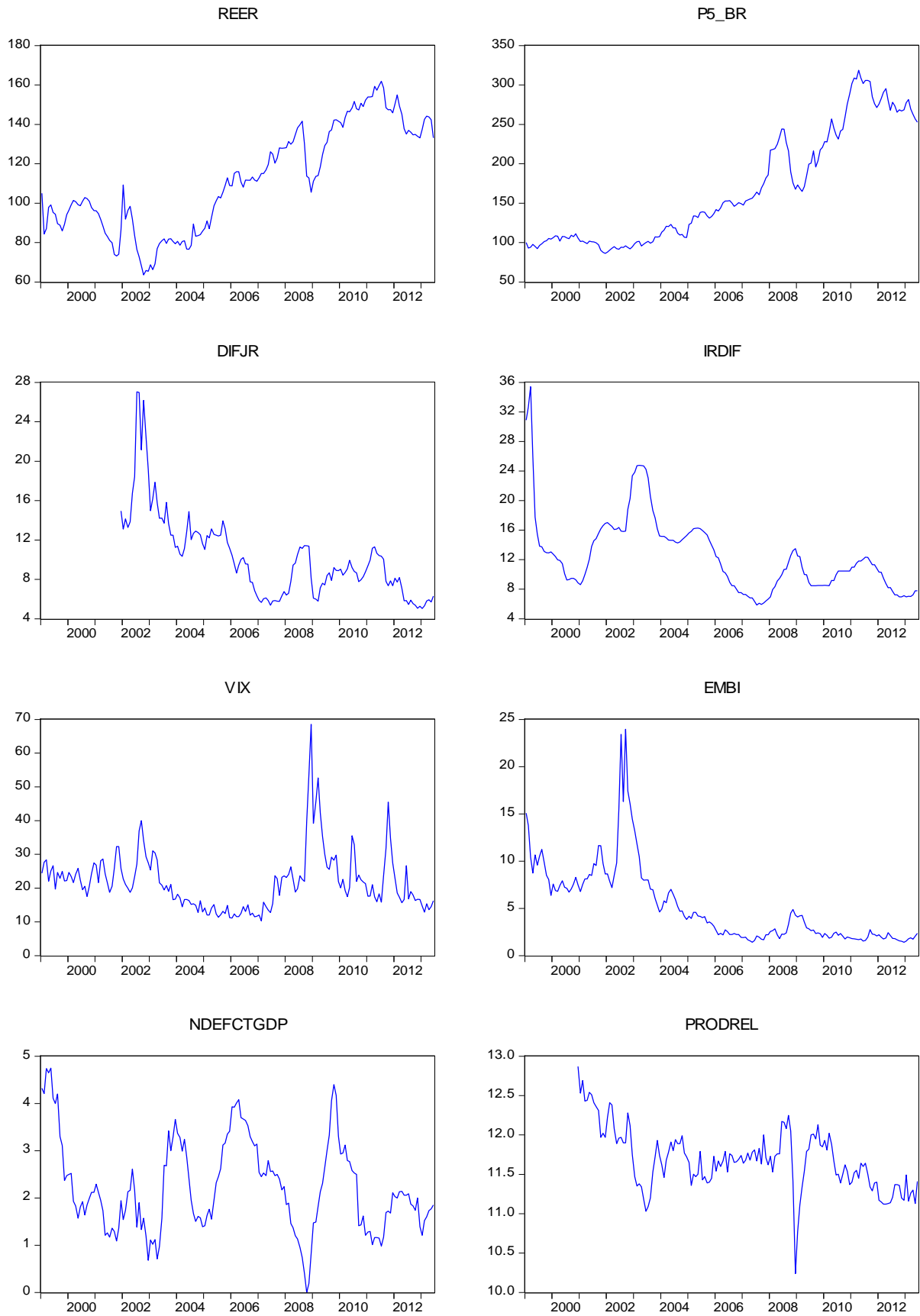


Figura 1: Variáveis estudadas neste trabalho.



Realizamos os testes de raiz unitária das variáveis e observamos na Tabela 1 que *REER*, *P5-BR* e *DIFJR* não rejeitam a hipótese nula de que há presença de raiz unitária<sup>15</sup>. Sendo assim, somente estas variáveis serão utilizadas para a determinação do vetor de cointegração. Não seria esperado que uma variável de diferencial de juros (*DIFJR*) aponte para a existência de raiz unitária em sua série e a outra (*IRDIF*)<sup>16</sup> não. Isto pode estar relacionado à diferença na composição de cada série ou, devido ao tamanho reduzido da amostra de *DIFJR*, a um efeito de pequena amostra.

Tabela 1: Teste de raiz unitária das variáveis. Hipótese nula: variável tem raiz unitária.

Teste Phillips-Perron de Raiz Unitária	
Variáveis	Prob.
Log(REER)	0,6605
Log(P5-BR)	0,8592
DIFJR	0,2474
IRDIF	0,0069
VIX	0,0026
EMBI	0,0771
NDEFCTGDP	0,0163
PRODREL	0,0028

Segundo o efeito Balassa-Samuelson, é necessária uma mudança de patamar na produtividade para que esta induza a variação na taxa de câmbio. Para isso, a variável *PRODREL* precisaria rejeitar a hipótese nula. Desta maneira, assim como Kohlscheen (2013), excluiremos esta variável da análise por não haver indícios deste resultado em nosso teste.

Definimos, desta forma, cinco modelos de estudo. O Modelo 1 aplica como diferencial de taxa de juros a variável *IRDIF*, em linha com o estudo de Kohlscheen (2013); o Modelo 2 usa a diferença de taxa de juros real *DIFJR*; e o Modelo 3 segue baseado no segundo modelo mas excluindo a variável *VIX*<sup>17</sup>. Os modelos 4 e 5 são baseados nos modelos 2 e 3, mas não incluem a variável *DIFJR* na dinâmica de longo prazo; esta especificação mantém maior proximidade com o modelo de Kohlscheen (2013) e testa os resultados tendo em vista a incerteza da presença de raiz unitária descrita no teste anterior. Desta maneira, os modelos 1, 4 e 5 têm somente a série de *commodities* no vetor de cointegração. Os modelos 2, 3, 4 e 5 têm a desvantagem de contar com menos observações, pois a série de dados se inicia somente

<sup>15</sup> Foi usada como corte a probabilidade de 10%

<sup>16</sup> Paiva (2006) e Clark e MacDonald (1998) também descreveram incerteza sobre a presença de raiz unitária em diferenciais de taxa de juros e acabaram por tratá-las como I(1). Kohlscheen (2013) também encontrou dificuldades e a excluiu do vetor de cointegração.

<sup>17</sup> A motivação da definição do Modelo 3 será exposta posteriormente.

em dezembro de 2001. Incorporam, entretanto, a expectativa de inflação. Na Tabela 2 é possível verificar com clareza as variáveis que compõe cada modelo.

Tabela 2: Resumo de quais variáveis compõe cada modelo.

Relações de Cointegração					
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5
LOG(REER(-1))	X	X	X	X	X
LOG(P5_BR(-1))	X	X	X	X	X
DIFJR(-1)		X	X		
Vetores de Correção de Erros					
Coefficientes	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5
Relação de Cointegração	X	X	X	X	X
D(LOG(REER(-1)))	X	X	X	X	X
D(LOG(P5_BR(-1)))	X	X	X	X	X
D(DIFJR(-1))		X	X	X	X
IRDIF	X				
VIX	X	X		X	
EMBI	X	X	X	X	X
NDEFCTGDP	X	X	X	X	X

Na Figura 2, observamos o comparativo das duas variáveis que diferenciam o Modelo 1 dos demais modelos. Percebemos o comportamento mais volátil da série *DIFJR*, em relação à suavidade da série *IRDIF*. Também é possível identificar, em algumas ocasiões de maneira mais pronunciada, que a série *DIFJR* adianta os movimentos de alta e queda da série *IRDIF*.

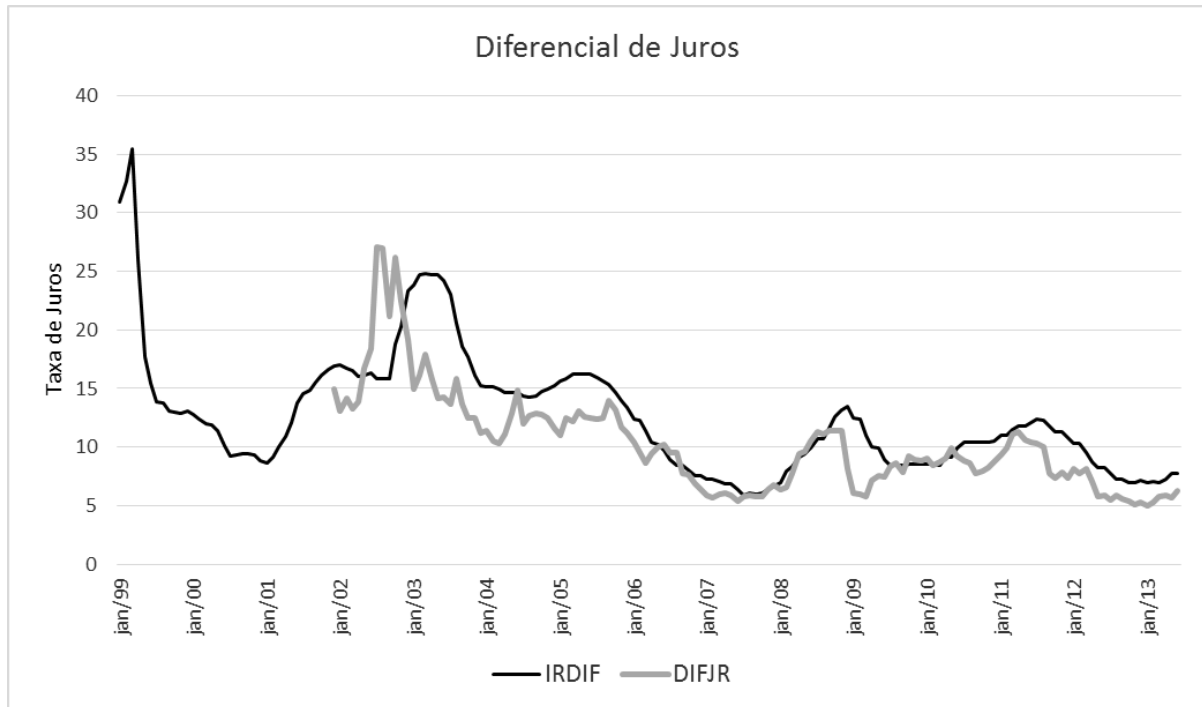


Figura 2: Variáveis usadas como diferencial de taxa de juros.

Realizou-se um teste para a verificação de quantas defasagens (*lags*) seriam usadas no modelo. Para todos os modelos, os critérios de informação de Schwarz e Hannan-Quinn indicam uma defasagem como adequada, enquanto o critério Akaike indica duas defasagens para os modelos 3 e 5 e uma para os demais modelos. Escolhemos uma defasagem por ser a alternativa mais parcimoniosa. Os resultados são mostrados nas tabelas A1, A2, A3, A4 e A5, expostas no Anexo.

Foi realizado o teste de Johansen para a determinação da quantidade de vetores de cointegração e constatamos que um vetor seria adequado para os três modelos, tanto pelo teste de traço, quanto pelo teste de máximo autovalor a 5% de nível de significância. Os resultados dos testes estão dispostos na Tabela 3. Com estas definições, estimamos os modelos.

Tabela 3: Teste de Johansen para os modelos.

	MODELO 1	MODELO 2	MODELO 3	MODELO 4	MODELO 5
Estatística de traço	17,27	75,36	69,78	40,18	40,12
Probabilidade	0,0267	6.27e-08	2.06e-07	3.32e-06	3.41e-06
Quantidade de vetores de cointegração	1	1	1	1	1
Máximo Autovalor	16,20	21,13	54,60	38,40	37,63
Probabilidade	0,0244	1.55e-07	5.25e-07	2.54e-06	3.46e-06
Quantidade de vetores de cointegração	1	1	1	1	1
Observações	172	137	137	137	137

## 4. AVALIAÇÃO DOS RESULTADOS

### 4.1. Dinâmica de Longo Prazo (vetor de cointegração)

Como exposto anteriormente, a dinâmica de longo prazo é dada pela equação (7), que foi estimada e os coeficientes estão expostos na Tabela 4. Observamos que os modelos apresentam coeficientes com alta significância estatística e sinais conforme o esperado. Os modelos 2 e 3 têm coeficientes muito próximos, pois a diferença entre eles está na variável *VIX*, presente também apenas na dinâmica de curto prazo. Esta semelhança é notada também entre os modelos 4 e 5, pelo mesmo motivo.

Tabela 4: Coeficientes dos vetores de cointegração e, abaixo e entre colchetes, as estatísticas-t.

Relações de Cointegração					
	MODELO 1	MODELO 2	MODELO 3	MODELO 4	MODELO 5
LOG(REER(-1))	1	1	1	1	1
LOG(P5_BR(-1))	-0,27 [-2,77]	-0,46 [-7,19]	-0,48 [-7,39]	-0,40 [-6,79]	-0,40 [-6,93]
DIFJR(-1)		-0,036 [-4,84]	-0,032 [-4,28]		
C	-3,33	-2,01	-1,94	-2,70	-2,67

Na Figura 3, comparamos as dinâmicas de longo prazo dos modelos 1, 2 e 3 com a *REER* e a *REER* suavizada por um filtro de Hodrick–Prescott (HP)<sup>18</sup>. Este filtro é comumente utilizado para determinar a tendência de séries temporais. Percebemos como as relações dos modelos 2 e 3 demonstram maior volatilidade, especialmente entre 2002 e 2003, quando a taxa de juros experimentou uma forte alta.

Na Figura 4, demonstramos as relações de cointegração, ou seja: as séries estacionárias resultantes da combinação linear da taxa de câmbio e os fundamentos explicativos no longo prazo. Por motivos comparativos, também é exposta a diferença entre a *REER* e o filtro HP. Nesta figura, também fica evidente o comportamento volátil das séries dos modelos 2 e 3. É interessante notar que o real esteve desvalorizado em 2002 e 2008 em todos os modelos, e agora se encontra sobrevalorizado.

<sup>18</sup> Usado como parâmetro de suavização  $\lambda=14.400$ , número recomendado quando a série tem frequência mensal.

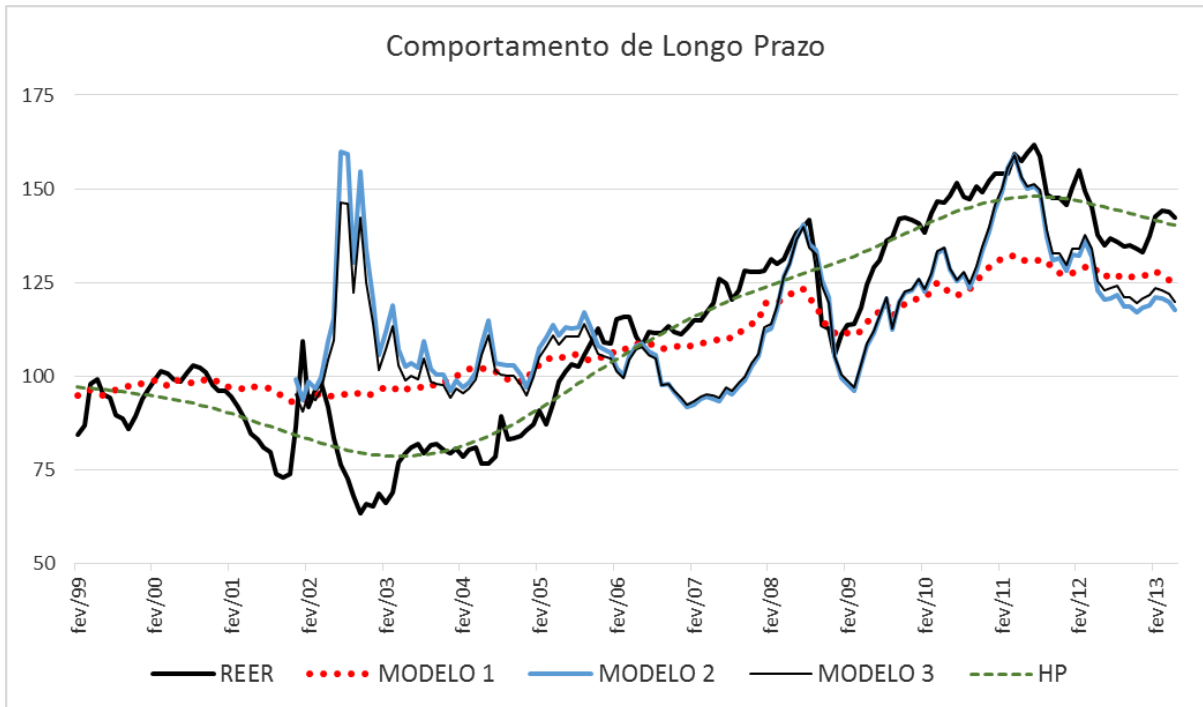


Figura 3: Comparação do comportamento de longo prazo da REER, dos modelos e da REER suavizada pelo filtro HP.

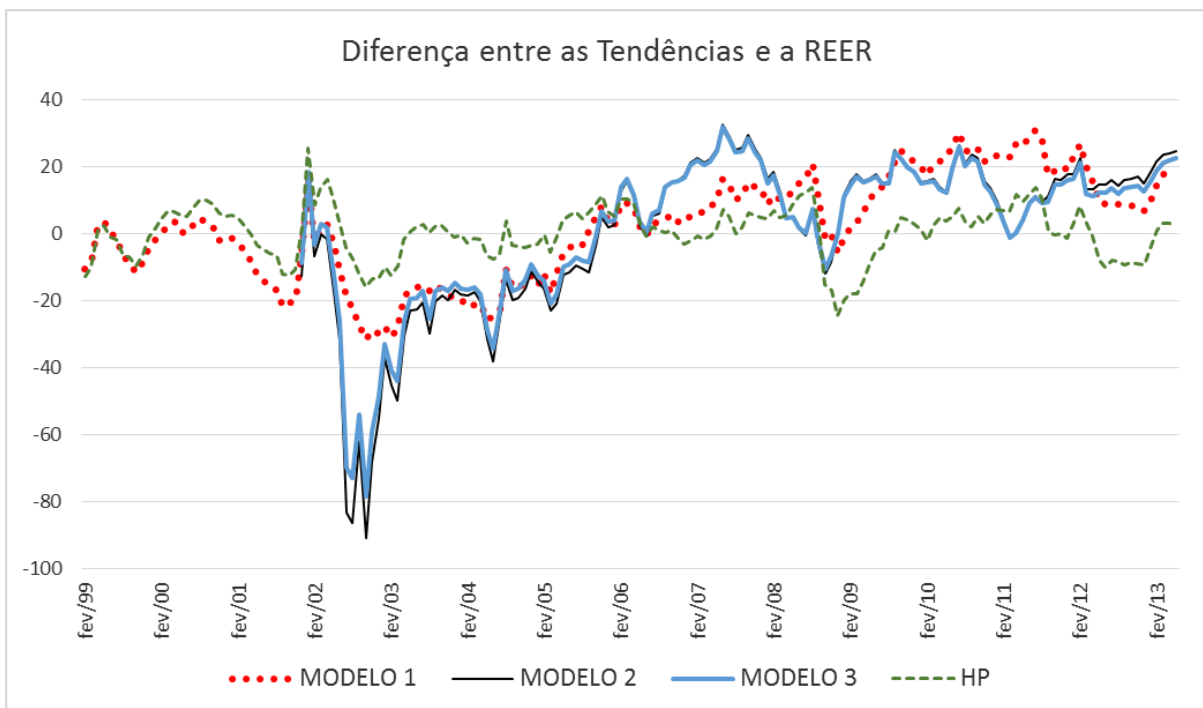


Figura 4: Relações de cointegração dos modelos 1, 2 e 3 e diferença entre a REER e o filtro HP.

Nas figuras 5 e 6, é disposto o comparativo dos resultados dos modelos 1, 4 e 5. É percebida uma diferença maior entre o Modelo 1 e os outros dois. Já os modelos 4 e 5 seguem quase paralelos, separados por um pequeno intervalo. Observamos que o real esteve em patamar mais desvalorizado entre 2002 e 2003; após isso, foi apreciado até a crise do *subprime* em meados de 2008. Esteve novamente desvalorizado por um curto período de tempo, para voltar a transitar por um patamar sobrevalorizado entre 2009 e o início de 2012. Em 2012, chegou a estar desvalorizado conforme a conclusão de Kohlscheen (2013), mas em 2013 apreciou novamente e se mantém sobrevalorizado desde então. Tomando o Modelo 5 como referência, é sugerido que para uma alta de 1% do real seria necessária uma alta de 2,5% no indicador  $P5-BR^{19}$ , resultado muito próximo ao de Kohlscheen (2013).

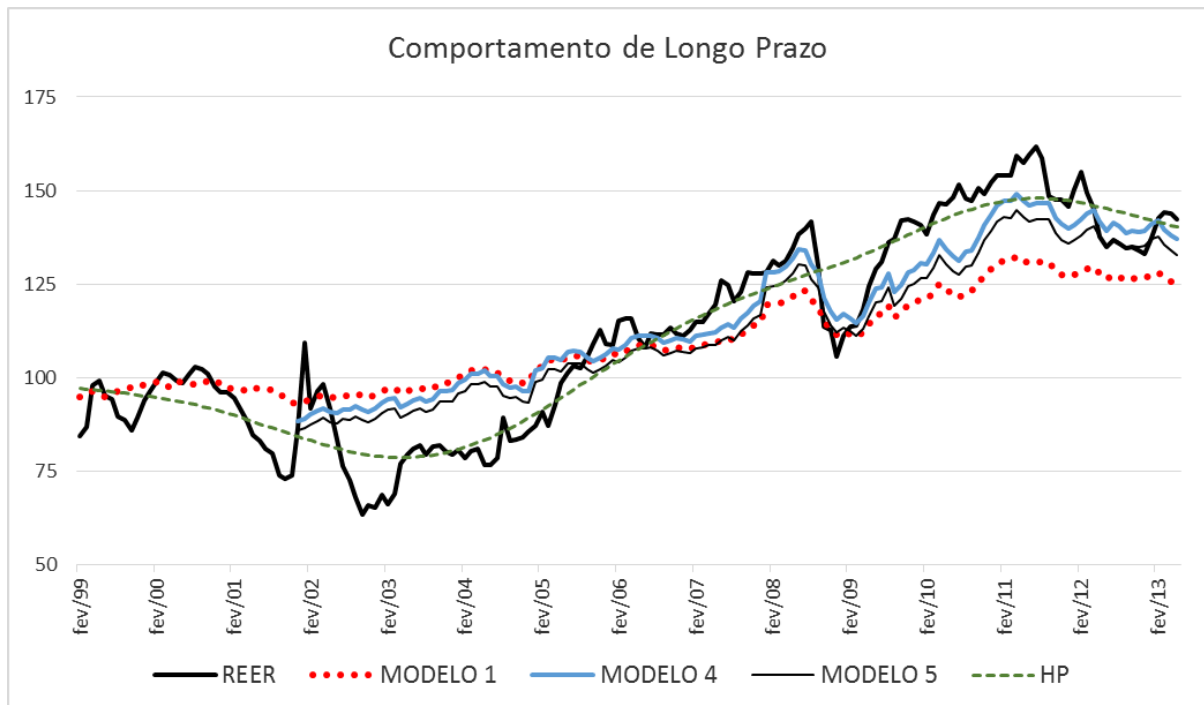


Figura 5: Comparação do comportamento de longo prazo da *REER*, dos modelos 1,4,5 e da *REER* suavizada pelo filtro HP.

<sup>19</sup> A Figura A 1, no Anexo, expõe a resposta da *REER* ao impulso no indicador  $P5-BR$ .

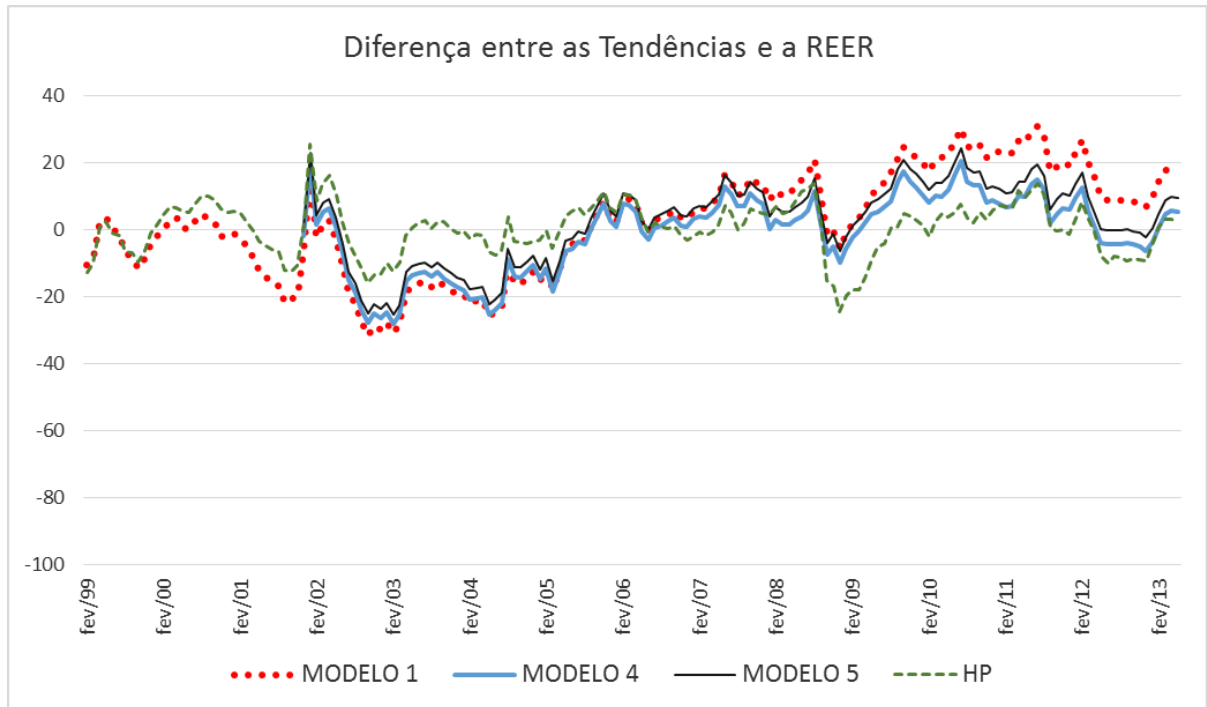


Figura 6: Relações de cointegração dos modelos 1, 4 e 5, e a diferença entre a *REER* e o filtro HP.

#### 4.2. Dinâmica de Curto Prazo (vetor de correção de erros)

Os coeficientes dos modelos, seguindo a especificação da equação (8), estão dispostos na Tabela 5. Todos os coeficientes das relações de cointegração no vetor de correção de erros têm sinal negativo e são menores que 1 em módulo, o que indica uma velocidade de ajuste convergente para o equilíbrio no longo prazo. A meia-vida de um desvio da taxa de câmbio no equilíbrio é de quatro meses, valor menor do que os oito meses encontrados por Kohlscheen (2013)<sup>20</sup>.

Para a *REER*, não é encontrada significância estatística para os seus coeficientes. A variável *P5-BR* é significativa para todos os modelos, exceto para o Modelo 1. Encontramos significância estatística para o diferencial de juros somente no Modelo 1. Para os modelos 2 e 3, além de não significantes, os sinais não correspondem ao esperado.

Tabela 5: Coeficientes. Entre colchetes, a estatística-t<sup>21</sup> do vetor de correção de erros.

Vetor de Correção de Erros					
Coeficientes	MODELO 1	MODELO 2	MODELO 3	MODELO 4	MODELO 5
Relação de Cointegração	-0,126 [-3,33]***	-0,124 [-5,18]***	-0,130 [-5,32]***	-0,189 [-5,80]***	-0,189 [-5,90]***
D(LOG(REER(-1)))	0,0830 [1,18]	-0,0782 [-1,05]	-0,0736 [-1,01]	-0,0492 [-0,67]	-0,0505 [-0,70]
D(LOG(P5_BR(-1)))	0,0370 [0,44]	0,136 [1,69]**	0,131 [1,67]**	0,113 [1,44]*	0,109 [1,42]*
D(DIFJR(-1))		-0,00145 [-0,68]	-0,00138 [-0,66]	9,43E-04 [0,45]	8,96E-04 [0,42]
IRDIF	0,00153 [1,56]**				
VIX	2,01E-04 [0,48]	6,51E-05 [0,17]		7,98E-05 [0,22]	
EMBI	-0,00616 [-5,25]***	-0,00850 [-6,10]***	-0,00820 [-6,37]***	-0,00631 [-6,22]***	-0,00620 [-6,42]***
NDEFCTGDP	0,00402 [1,17]	0,00365 [1,01]	0,00397 [1,16]	0,00312 [0,89]	0,00304 [0,90]
C	0,00153 [0,09]	0,0269 [ 2,05]**	0,0263 [ 2,74]**	0,0188 [1,47]*	0,0202 [2,23]**
Observações	172	137	137	137	137

<sup>20</sup> Paiva (2006) encontrou valores entre sete e treze meses de meia-vida.

<sup>21</sup> Sendo: \* significância estatística ao nível de 10%, \*\* significância estatística ao nível de 5% e \*\*\* significância estatística ao nível de 1%



Na análise das variáveis presentes somente na dinâmica de curto prazo, o *VIX* não obteve significância estatística e o sinal não correspondeu ao esperado, sendo estas as razões que motivaram sua retirada do modelo. A variável *EMBI* mostrou ter coeficientes significantes em todos os modelos e com sinais que correspondem às expectativas. Tomando o Modelo 5 como referência, observamos que uma alta de 10 pontos no *EMBI* induz uma depreciação de 0,06% da *REER*. Apesar dos sinais dos coeficientes da variável *NDEFCTGDP* corresponderem ao esperado, não se provaram significantes estatisticamente.

Na Tabela 6, observamos os resultados estatísticos de cada modelo. É importante notar que a quantidade de observações foi ajustada<sup>22</sup> para permitir uma comparação igualitária. O Modelo 5 consegue o melhor resultado em termos da estatística-F. Com relação ao log da verossimilhança, ele obtém resultado muito próximo aos modelos 1 e 4, que apresentaram valores ligeiramente superiores. Desta maneira, os resultados do Modelo 1, o mais próximo ao proposto por Kohlscheen (2013), foram muito semelhantes aos demais. Porém, o Modelo 5 apresenta os melhores resultados, por ser possível eliminar uma variável explicativa sem perda significativa de qualidade no log da verossimilhança e demonstrar vantagens, quando considerados os outros critérios.

Tabela 6: Resultados estatísticos dos modelos

ESTATÍSTICA	MODELO 1	MODELO 2	MODELO 3	MODELO 4	MODELO 5
R-quadrado ajust.	0,251	0,217	0,225	0,250	0,255
Estatística-F	7,5	6,40	7,57	7,48	8,76
Log verossim.	270,8	268,0	268,0	270,8	270,7
Observações	137	137	137	137	137

Realizamos testes de normalidade nos resíduos e foram verificadas dificuldades para aceitar a hipótese nula de resíduos multivariados normais. Kohlscheen (2013) descreveu como comum a rejeição desta hipótese, principalmente devido às distribuições de taxas de câmbio ter excesso de curtose. Paruolo (1997) obteve resultados que apoiam a teoria de que a rejeição da normalidade dos resíduos, devido ao excesso de curtose, não afeta os resultados do método Johansen<sup>23</sup>. O modelo que apresentou os melhores resultados foi o Modelo 5<sup>24</sup>.

<sup>22</sup> No Anexo está disposta a Tabela A 6 com os resultados estatísticos sem o ajuste da quantidade de observações.

<sup>23</sup> MacDonald e Ricci (2004) e Kohlscheen (2013) reportaram conclusões semelhantes.

<sup>24</sup> Ao inserir variáveis *dummies* para filtrar a influência dos dois piores resíduos na estimação todos os modelos apresentam grande melhora nestes resultados, porém, optamos por mantê-los sem o uso deste artifício.

Tabela 7: Resultado da análise de normalidade dos resíduos.<sup>25</sup>

	MODELO 1	MODELO 2	MODELO 3	MODELO 4	MODELO 5
Assimetria	0,666	-0.426	-0,393	-0,403	-0,391
Probabilidade	3,58E-4	0,0420	0,0606	0,0543	0,0619
Curtose	10,73	4,41	4,31	3,99	3,96
Probabilidade	0,0000	7,66E-4	0,0018	0,0177	0,0219
Jarque-Bera	440,6	15,45	13,26	9,33	8,74
Probabilidade	0,0000	4,40E-4	0,0013	0,0094	0,0126

---

<sup>25</sup> Mesmo utilizando a máxima precisão do software Eviews 8, as probabilidades para curtose e jarque-bera do Modelo 1 retornaram zero.

## 5. CONCLUSÃO

Este estudo soma-se a outros que desenvolvem modelos para a taxa de câmbio brasileira. Atualizamos um modelo BEER definido por Kohlscheen (2013) e propusemos alternativas. A principal alteração foi a mudança do diferencial de juros utilizado: da diferença entre a taxa Selic e a taxa dos *Fed Funds* para a diferença entre a taxa do índice ANBIMA de renda fixa e a taxa das *treasuries*, ajustados pelas expectativas de inflação do boletim Focus no Brasil e da Universidade de Michigan nos EUA. Foi testada a possibilidade de incluir essa variável na dinâmica de longo prazo da taxa de câmbio e mantê-la somente na dinâmica de curto prazo.

Os modelos 2 e 3, que contaram com o diferencial de taxa de juros como um fundamento para a dinâmica de longo prazo da taxa de câmbio, obtiveram resultados piores do que os modelos 4 e 5, onde ele está presente como impactante somente no curto prazo. Foi realizada a tentativa de capturar o efeito Balassa-Samuelson por meio de diferencial de produtividade, também sem sucesso. A série se provou estacionária, sem mudança de patamar no período, e foi considerada irrelevante na determinação da taxa de câmbio de equilíbrio. Estas duas tentativas com insucessos estão em linha com os resultados encontrados por Kohlscheen (2013).

Desta forma, como resultado, foram encontradas fortes evidências da importância das *commodities* na determinação da taxa de câmbio, onde uma alta de 2,5% nos preços das *commodities* corresponde a uma alta de 1% na taxa real de câmbio no longo prazo. Apesar dos sinais dos coeficientes da necessidade de financiamento público encontrados serem conforme o esperado, não foi obtida significância estatística para os mesmos.

Não obtivemos relevância estatística nem o sinal de coeficiente esperado para a influência do *VIX* na dinâmica de curto prazo, contrariando os resultados obtidos por Kohlscheen (2013). Retirando esta variável do modelo chegamos a resultados melhores em termos de ajuste, medidos pela estatística-F.

Comprovamos a relevância estatística do EMBI+ BR na dinâmica de curto prazo da taxa de câmbio. Uma alta do EMBI+ BR de dez pontos<sup>26</sup> está associada a uma queda de 0,06% da taxa de câmbio. Na prática, este choque é muito grande na variável explicativa para uma reação muito pequena da taxa de câmbio.

---

<sup>26</sup> Um ponto correspondem a um aumento de 10% no diferencial de juros entre títulos públicos brasileiros e americanos negociados no exterior acompanhados pelo índice EMBI+ BR.

Os resultados encontrados na dinâmica de curto prazo não foram muito relevantes e, em determinados momentos, divergiram dos encontrados por Kohlscheen (2013). A variável com maior significância estatística, o *EMBI*, acabou por mostrar um pequeno impacto na taxa de juros. Não é raro, porém, que os efeitos de curto prazo se mostrem insignificantes – chegando muitas vezes a não serem nem mesmo reportados (MACDONALD e RICCI, 2004).

Os dados atuais mostraram que a recente apreciação da taxa de câmbio a levou para um patamar acima da taxa de equilíbrio em todos os modelos analisados. Enquanto em setembro de 2012, época em que Kohlscheen (2013) fez sua análise, a taxa de câmbio encontrava-se abaixo da taxa de equilíbrio. Como ressaltado por Kohlscheen (2013), a cesta de *commodities* aqui utilizada teve grande aumento nas participações das exportações brasileiras, passando de 24% em 1999 para 51% em 2011. A expectativa é que estas continuem tendo grande relevância, mantendo a influência no equilíbrio da taxa de câmbio brasileira. Não é esperada mudança relacionada à produção ou à demanda que justifique uma queda de relevância destas commodities na balança comercial brasileira. Ao contrário: é sinalizado, como por meio dos grandes investimentos em exploração de petróleo, que essa cesta deve tornar-se ainda mais relevante em um futuro próximo.

## 6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- BALASSA, B. The purchasing power parity doctrine: a reappraisal. **Journal of Political Economy**, v. 72, p. 584-596, 1964.
- CASHIN, P.; CÉSPEDES, L. F.; SAHAY, R. Commodity Currencies and the Real Exchange Rate. **Journal of Development Economics**, 2004. 239-268.
- CENEDESE, G. Essays in International Finance. In: SARNO, L.; JAMES, J.; MARSH, I. W. **Handbook of Exchange Rates**. : Wiley, 2011.
- CLARK, P. B.; MACDONALD, R. **Exchange Rates and Economic Fundamentals: A Methodological Comparison of BEERs and FEERs**. IMF. . 1998.
- DORNBUSCH, R. Expectations and Exchange Rate Dynamics. **Journal of Political Economy**, v. 84, n. 6, p. 1161-1176, Dezembro 1976.
- ENGEL, C.; WEST, K. D. Exchange Rates and Fundamentals. **Journal of Political Economy**, v. 113, n. 3, p. 485-517, 2005.
- ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. **Econometrica**, v. 55, n. 2, p. 251 - 276, março 1987.
- FARUQEE, H. Long-Run Determinants of the Real Exchange Rate: A Stock-Flow Equilibrium Approach. **Staff Papers, International Monetary Fund**, v. 42, p. 88-107, 1995.
- JOHANSEN, S. **Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models**. Oxford: Oxford University Press, 1995.
- KOHLSCHEEN, E. **Long-Run Determinants of the Brazilian Real: a Closer Look at Commodities - Working Paper 314**. Banco Central do Brasil. . 2013.
- MACDONALD, R. What Determines Real Exchange Rates? The Long and Short of It. **IMF Working Paper**, 1997.
- MACDONALD, R. Modelling the long-run Real Effective Exchange Rate of the New Zealand Dollar. **Australian Economic Papers**, Adelaide, Dezembro 2002. 519-537.
- MACDONALD, R.; RICCI, L. A. Estimation of the Equilibrium Real Exchange Rate for South Africa. **The South African Journal of Economics**, Junho 2004.
- MEESE, R. A.; ROGOFF, K. Empirical exchange rate models of the seventies: Do they fit out of sample? **Journal of International Economics** **14**, Fevereiro 1983. 3-24.
- MOURA, M.; LIMA, A.; MENDONÇA, R. Exchange Rate and Fundamentals: The Case of Brazil. **Economia Aplicada**, v. 12, n. 3, p. 395-416, Setembro 2008.
- MUSSA, M. **Nominal exchange rate regimes and the behavior of real exchange rates: evidence and implications**. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy 25. : . 1986. p. 117-214.

OBSTFELD, M.; ROGOFF, K. **Foundations of international macroeconomics**. Cambridge: MIT Press, 1996.

OFFICER, L. H. Purchasing Power parity from Ancient Times to World War II. In: SARNO, L.; JAMES, J.; MARSH, I. W. **Handbook of Exchange Rates**. : Wiley, 2011.

PAIVA, C. **External Adjustment and Equilibrium Exchange Rate in Brazil**. IMF. . 2006.

PARUOLO, P. Asymptotic inference on the moving average impact matrix in cointegrated I(1) processes. **Econometric Theory**, v. 13, n. 01, p. 79 - 118, fevereiro 1997.

ROGOFF, K.; CHEN, Y. Commodity Currencies and empirical exchange rate puzzles. **Journal of International Economics**, v. 60, p. 133-160, 2003.

SAMUELSON, P. Theoretical Notes and Trade Problems. **Review of Economics and Statistics**, v. 46, n. 1, p. 145-54, maio 1964.

SCHWARTSMAN, A.; PINHEIRO, T. **On Stones and Cannons**. Santander. . 2010.

## ANEXO

Tabela A 1: Teste da quantidade de defasagens a incluir no Modelo 1.

Teste Para Escolha da Quantidade de Defasagens			
Defasagem	Akaike	Schwarz	Hannan-Quinn
0	1.859629	2.009604	1.920505
1	-7.196036*	-6.971073*	-7.104722*
2	-7.192561	-6.892611	-7.070809
3	-7.165230	-6.790292	-7.013040
4	-7.120694	-6.670768	-6.938066
5	-7.115307	-6.590394	-6.902241
6	-7.088179	-6.488278	-6.844675
7	-7.073896	-6.399007	-6.799954
8	-7.083061	-6.333185	-6.778681

Nota: \* indica a quantidade de defasagens escolhida pelo critério. Teste ao nível de 5% de significância.

Tabela A 2: Teste da quantidade de defasagens a incluir no Modelo 2.

Teste Para Escolha da Quantidade de Defasagens			
Defasagem	Akaike	Schwarz	Hannan-Quinn
0	6.035587	6.233120	6.115854
1	-4.324670*	-3.929605*	-4.164138*
2	-4.314465	-3.721867	-4.073666
3	-4.265739	-3.475608	-3.944673
4	-4.282550	-3.294887	-3.881219
5	-4.253979	-3.068783	-3.772381
6	-4.174653	-2.791925	-3.612789
7	-4.155707	-2.575446	-3.513576
8	-4.230087	-2.452293	-3.507690

Nota: \* indica a quantidade de defasagens escolhida pelo critério. Teste ao nível de 5% de significância.

Tabela A 3: Teste da quantidade de defasagens a incluir no Modelo 3.

Teste Para Escolha da Quantidade de Defasagens			
Defasagem	Akaike	Schwarz	Hannan-Quinn
0	6.787053	6.918742	6.840564
1	-4.298025	-3.968804*	-4.164248*
2	-4.323553*	-3.796800	-4.109510
3	-4.287337	-3.563050	-3.993027
4	-4.303502	-3.381683	-3.928925
5	-4.276074	-3.156722	-3.821231
6	-4.196450	-2.879566	-3.661341
7	-4.177198	-2.662781	-3.561823
8	-4.243020	-2.531071	-3.547379

Nota: \* indica a quantidade de defasagens escolhida pelo critério. Teste ao nível de 5% de significância.

Tabela A 4: Teste da quantidade de defasagens a incluir no Modelo 4.

Teste Para Escolha da Quantidade de Defasagens			
Defasagem	Akaike	Schwarz	Hannan-Quinn
0	2.000553	2.171063	2.069844
1	-7.292949*	-7.037184*	-7.189012*
2	-7.290418	-6.949399	-7.151836
3	-7.241947	-6.815672	-7.068719
4	-7.202864	-6.691335	-6.994991
5	-7.181947	-6.585163	-6.939428
6	-7.146517	-6.464477	-6.869353
7	-7.135902	-6.368608	-6.824093
8	-7.144187	-6.291638	-6.797732

Nota: \* indica a quantidade de defasagens escolhida pelo critério. Teste ao nível de 5% de significância.



Tabela A 5: Teste da quantidade de defasagens a incluir no Modelo 5.

Teste Para Escolha da Quantidade de Defasagens			
Defasagem	Akaike	Schwarz	Hannan-Quinn
0	2.707751	2.835633	2.759719
1	-7.291116	-7.077979*	-7.204502*
2	-7.304498*	-7.006105	-7.183238
3	-7.257768	-6.874121	-7.101863
4	-7.219078	-6.750176	-7.028528
5	-7.195218	-6.641061	-6.970022
6	-7.158618	-6.519206	-6.898777
7	-7.146498	-6.421831	-6.852011
8	-7.152614	-6.342692	-6.823481

Nota: \* indica a quantidade de defasagens escolhida pelo critério. Teste ao nível de 5% de significância.

Tabela A 6: Estatísticas dos modelos sem ajuste do tamanho de amostra.

ESTATÍSTICA	MODELO 1	MODELO 2	MODELO 3	MODELO 4	MODELO 5
R-quadrado ajust.	0,162	0,217	0,225	0,250	0,255
Estatística-F	5,74	6,40	7,57	7,48	8,76
Log verossim.	311,5	268,0	268,0	270,8	270,7
Observações	172	137	137	137	137

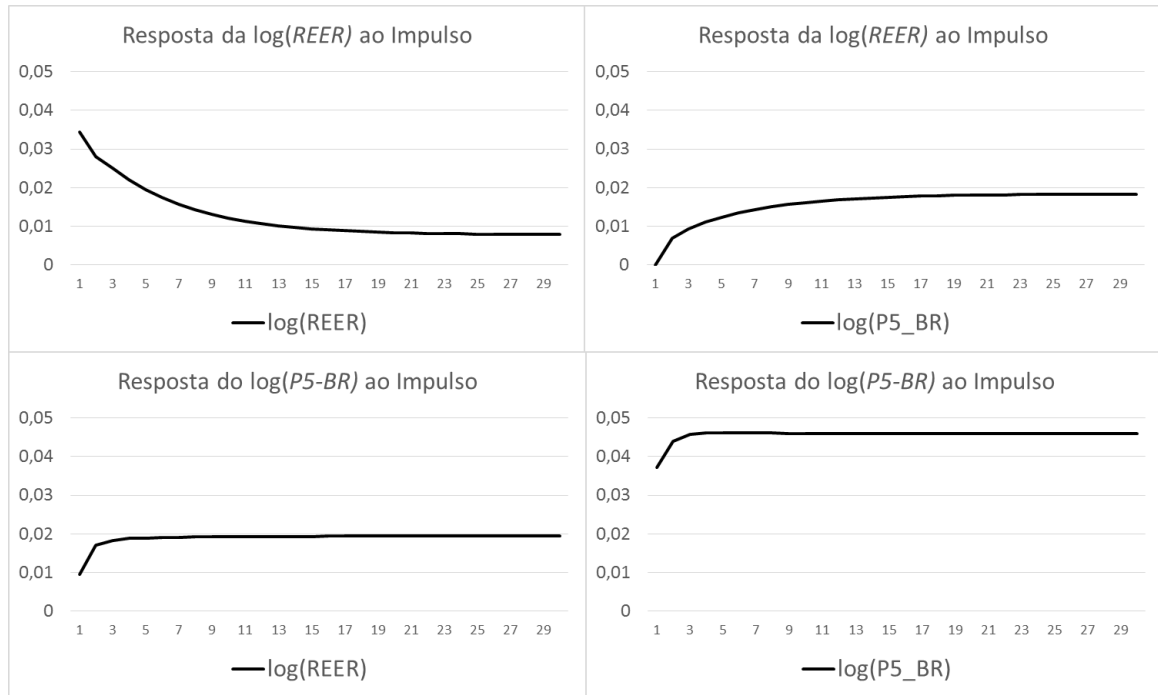


Figura A 1: Análise de impulso e resposta das variáveis do Modelo 5.