

**FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS  
ESCOLA DE ECONOMIA DE SÃO PAULO**

**VICTOR AUGUSTO ISERI KOPP**

**COMPORTAMENTO DA TAXA DE CâMBIO NO BRASIL: EVIDÊNCIAS  
EMPÍRICAS**

**SÃO PAULO**

**2019**

VICTOR AUGUSTO ISERI KOPP

**COMPORTAMENTO DA TAXA DE CÂMBIO NO BRASIL: EVIDÊNCIAS  
EMPÍRICAS**

Dissertação apresentada à Escola de Economia da Fundação Getúlio Vargas (FGV/EESP) como requisito para obtenção do título de Mestre Profissional em Finanças e Economia.

Orientador: Prof. Dr. Márcio Holland de Brito

**SÃO PAULO**

**2019**

Kopp, Victor Augusto Iseri.

Comportamento da taxa de câmbio no Brasil : evidências empíricas / Victor Augusto Iseri Kopp. - 2019.

50 f.

Orientador: Márcio Holland de Brito.

Dissertação (mestrado profissional MPFE) – Fundação Getulio Vargas, Escola de Economia de São Paulo.

1. Câmbio. 2. Política cambial - Brasil. 3. Finanças internacionais. I. Brito, Márcio Holland de. II. Dissertação (mestrado profissional MPFE) – Escola de Economia de São Paulo. III. Fundação Getulio Vargas. IV. Título.

CDU 336.745(81)

**VICTOR AUGUSTO ISERI KOPP**

**COMPORTAMENTO DA TAXA DE CÂMBIO NO BRASIL: EVIDÊNCIAS  
EMPÍRICAS**

Dissertação apresentada à Escola de Economia da Fundação Getulio Vargas (FGV/EESP) como requisito para obtenção do título de Mestre em Finanças e Economia Empresarial.

Data de aprovação:

13/02/2019

Banca Examinadora:

---

Prof. Dr. Márcio Holland de Brito  
(Orientador)  
FGV-EESP

---

Prof. Dr. Emerson Fernandes Marçal  
FGV-EESP

---

Prof. Dr. Diogo de Prince Mendonça  
UNIFESP-Osasco

## RESUMO

O presente trabalho tem como objetivo analisar o comportamento do mercado de câmbio brasileiro, particularmente busca testar a hipótese de Meese-Rogoff, em que previsões da taxa de câmbio geradas a partir de um processo de passeio aleatório simples tem desempenho superior às geradas por modelos econômicos. O presente trabalho busca evidências empíricas para o Real brasileiro, para o período de janeiro de 2000 a julho de 2018 com dados em frequência mensal e trimestral. Nossos resultados validam a hipótese de Meese-Rogoff, mesmo para o caso de modelos de equilíbrio externo e considerando a regra de Taylor.

Palavras chave: *Meese Rogoff puzzle*, processo de passeio aleatório, modelo de taxa de câmbio, finanças internacionais, estimação de taxa de câmbio, taxa de câmbio nominal.

## **ABSTRACT**

The main aim of this study is to analyze the behavior of the Brazilian Real, in order to identify the hypothesis for the well-known Meese-Rogoff puzzle, which states that a model based on a random walk can generate better out-of-sample forecasts when compared to economic models. The study seeks for empirical evidences for the Brazilian Real, in the period of January of 2000 until July 2018, with data in monthly and quarterly frequency. Our results confirm the Meese-Rogoff puzzle hypothesis, even for the case where external balances or Taylor rule models were used.

Keywords: Meese Rogoff puzzle, random walk, exchange rate model, international finance, exchange rate predictability, nominal exchange rate.

## LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Figura 1 – Taxa de câmbio BRL/USD em Real .....	46
Figura 2 – Taxa de câmbio em Log .....	46
Figura 3 – Primeira diferença do log da taxa de câmbio .....	46
Figura 4 – Taxa de juros em porcentagem .....	47
Figura 5 – Primeira diferença da Taxa de juros .....	47
Figura 6 – Índice de preços (base 100) .....	47
Figura 7 – Índice de preços em log .....	47
Figura 8 - Primeira diferença do log do índice de preços .....	48
Figura 9 – Base monetária em bilhões da moeda local .....	48
Figura 10 – Base monetária em log .....	48
Figura 11 – Primeira diferença do log da base monetária .....	49
Figura 12 – Produção industrial em índice (base 100) .....	49
Figura 13 – Produção industrial em log .....	49
Figura 14 – Primeira diferença do log da produção industrial .....	50
Figura 15 – Saldo de conta corrente em bilhões de dólares .....	51
Figura 16 – Primeira diferença do saldo de conta corrente em bilhões de dólares .....	51
Figura 17 – Balança comercial em bilhões de dólares .....	51
Figura 18 – Primeira diferença da balança comercial em bilhões de dólares .....	51

## LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Notação e descrição das variáveis .....	20
Tabela 2 - Apresentação dos dados das amostras e estatísticas básicas .....	21
Tabela 3 - Testes de raiz unitária em nível.....	32
Tabela 4 - Testes de raiz unitária em 1ª diferença .....	33
Tabela 5 - Resultados para estimações de curto prazo .....	37
Tabela 6 - Resultados para estimações de longo prazo .....	38



## SUMÁRIO

<b>1</b>	<b>INTRODUÇÃO .....</b>	<b>10</b>
<b>2</b>	<b>REVISÃO DA LITERATURA .....</b>	<b>12</b>
<b>3</b>	<b>METODOLOGIA .....</b>	<b>19</b>
3.1	AMOSTRA .....	19
3.2	MODELOS .....	22
3.2.1	<i>Paridade Descoberta da Taxa de Juros (UIRP) .....</i>	<i>24</i>
3.2.2	<i>Paridade de Poder de Compra (PPP) .....</i>	<i>25</i>
3.2.3	<i>Modelo Monetário Flexível .....</i>	<i>26</i>
3.2.4	<i>Modelo Monetário com Correção de Erro (ECM) .....</i>	<i>28</i>
3.2.5	<i>Modelo de Equilíbrio Externo .....</i>	<i>28</i>
3.2.6	<i>Regra de Taylor.....</i>	<i>29</i>
<b>4</b>	<b>ANÁLISE ECONOMÉTRICA .....</b>	<b>31</b>
4.1.1	<i>Critério da Razão do RMSFE .....</i>	<i>33</i>
4.1.2	<i>Diebold-Mariano .....</i>	<i>34</i>
4.1.3	<i>Clark-West.....</i>	<i>35</i>
4.1.4	<i>Teste de Rossi.....</i>	<i>36</i>
<b>5</b>	<b>RESULTADOS EMPÍRICOS .....</b>	<b>37</b>
<b>6</b>	<b>CONCLUSÃO .....</b>	<b>41</b>
	<b>REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS .....</b>	<b>43</b>
	<b>APÊNDICE.....</b>	<b>46</b>

## 1 INTRODUÇÃO

O objetivo deste trabalho é analisar empiricamente o poder explicativo dos modelos econômicos de determinação da taxa de câmbio estudando-se o comportamento do Real brasileiro contra o Dólar americano. Particularmente, testa-se a hipótese associada ao *puzzle* proposto por Meese e Rogoff (1983a) em que modelos econômicos tem desempenho pior ou igual do que um processo de passeio aleatório simples.

Com o fim do sistema de Bretton Woods e o abandono do padrão dólar-ouro logo no começo da década de 1970, muitos estudos buscaram explicar o comportamento das taxas de câmbio, provavelmente motivados pela adoção crescente do regime de câmbio flutuante. A previsibilidade da taxa de câmbio contribui para um maior investimento das empresas ao diminuir incertezas de longo prazo, como por exemplo, nas dívidas em moeda estrangeira resultantes de investimentos em máquinas e equipamentos importados, ou na competitividade externa dos produtos nacionais. Quando a trajetória da taxa de câmbio desvia do valor esperado, há impactos na economia, muitas vezes negativos. Modelos que procuram explicar o comportamento da taxa de câmbio, podem ajudar a conter tais impactos. O presente trabalho estuda o desempenho desses modelos, e busca contribuir para preencher uma lacuna de estudos sobre o tema no Brasil. Destaca-se um fato incomum para estudos com previsões de taxa de câmbio no Brasil, o período utilizado para as estimações de longo prazo é de quatro anos.

A metodologia adotada baseia-se no trabalho de Rossi (2013), com seis modelos econômicos na forma linear (Paridade Descoberta de Taxa de Juros, Paridade de Poder de Compra, Monetário Flexível, Monetário Flexível com Correção de Erro e de Equilíbrio Externo) e quatro critérios de comparação. O período compreende de janeiro de 2000 a julho de 2018 com dados em frequência mensal para cinco dos seis modelos. Para o modelo de Equilíbrio Externo considera-se o mesmo período, porém as variáveis estão em frequência trimestral.

De acordo com a literatura econômica, o processo de passeio aleatório ainda é um *benchmark* muito difícil de ser superado. Ao se utilizar o critério de comparação

apresentado no artigo original de Meese e Rogoff (1983a), ou seja, a raiz do erro quadrático médio da previsão, “*Root Mean Squared Forecasted Error*” (RMSFE), identificou-se que somente modelos baseados na regra de Taylor e no equilíbrio externo se mostraram promissores em obter resultados melhores do que os de um processo de passeio aleatório.

Para o caso do Brasil, os resultados obtidos neste trabalho corroboram a hipótese de que nenhum modelo econômico foi capaz de gerar previsões melhores do que um processo de passeio aleatório, nem mesmo os modelos baseados na regra de Taylor e do equilíbrio externo. Por um outro lado, apesar de não rejeitarem a hipótese, ambos conseguiram resultados melhores do que os demais modelos estruturais.

O trabalho está dividido em seis seções. Na seção dois, revisa-se a literatura a respeito da análise empírica das taxas de câmbio a fim de avaliar quais modelos, métodos, critérios de comparação e resultados são os mais comuns e relevantes. Na seção três apresenta-se a amostra e também a metodologia aplicada. Na seção quatro, é feita a análise econométrica e apresenta-se os critérios e testes de comparação. Na seção cinco, expõe-se os resultados empíricos dos modelos previamente expostos e suas respectivas comparações contra o processo de passeio aleatório. Por fim, apresenta-se as conclusões do presente trabalho, bem como limitações e sugestões de aprimoramento.

## 2 REVISÃO DA LITERATURA

Este trabalho parte de um enigma a respeito do comportamento da taxa de câmbio, amplamente conhecido na literatura, a saber: estimações *out-of-sample* geradas a partir de modelos econômicos não superam um processo simples de passeio aleatório, como apresentado por Meese e Rogoff (1983a).

Ao utilizarem dados futuros realizados como variáveis explicativas ao invés da expectativa futura dessas variáveis, os autores acreditam que contribuíram de alguma forma com os modelos econômicos. O argumento é de que isso evitaria possíveis erros de estimação e, portanto, a utilização de dados realizados deveria gerar os melhores resultados possíveis. Os modelos porém, geraram estimções de taxa de câmbio com erros maiores do que os gerados por um processo de *random walk*, o que levou os autores a considerarem seus resultados como robustos.

Apesar de os modelos econômicos não gerarem boas previsões, os autores argumentam que tal resultado empírico não deve ser usado como evidência para confirmar a hipótese dos mercados eficientes. Mesmo que tal hipótese conclua que em mercados eficientes os preços devam seguir um processo de passeio aleatório, isso não significa que a taxa de câmbio seja desvinculada de fatores econômicos, por isso o enigma.

As contribuições de Meese e Rogoff (1983a, 1983b, 1988) acenderam um grande interesse dos pesquisadores a respeito do tema. O enigma, porém, não foi solucionado, dado que não há consenso, até o momento, entre os estudiosos para se identificar a hipótese sobre a previsibilidade dos modelos de taxa de câmbio.

Um modelo bastante estudado é o que utiliza a hipótese da Paridade do Poder de Compra (PPP<sup>1</sup>). A PPP parte da lei do preço único, a qual afirma que bens equivalentes devem ter o mesmo custo de aquisição em países diferentes, caso contrário, haveria espaço para arbitragem. Froot e Rogoff (1994) procuram identificar a hipótese de que o câmbio real possa ser explicado por um modelo PPP ou se segue

---

<sup>1</sup> *Purchase Power Parity*, apresentada originalmente por Gustava Cassel nos estudos *The World's Money Problems* (1921) e *Money and Foreign Exchange After 1914* (1922).

um processo de passeio aleatório. Os autores apontam que há indícios para a validade da PPP, pois o estudo verifica que há evidência de estacionariedade para a taxa de câmbio real no longo prazo, porém não é conclusivo a respeito da presença de cointegração entre as variáveis.

Rogoff (1996) revisita a hipótese da PPP e conclui que a taxa de câmbio converge para a previsão em um prazo muito longo devido ao efeito persistente de um choque que se dilui muito lentamente, cerca de 15% ao ano, ao passo que a volatilidade da taxa de câmbio é maior para o curto prazo. Essa convergência lenta com uma grande volatilidade de curto prazo foi designada como *PPP Puzzle*.

Para o caso brasileiro, Palaia e Holland (2010) analisaram a hipótese da PPP a partir de um modelo econométrico com quebra estrutural com análise de cointegração. Os autores rejeitaram a hipótese da validade na versão absoluta do modelo.

Evidências de resultados positivos para o longo prazo são verificadas em Mark (1995) que apresenta um modelo monetário com correção de erro. No artigo, o autor estimou a taxa de câmbio para o Yen Japonês, o Marco Alemão, o Dólar Canadense e o Franco Suíço, a partir da diferença entre os fundamentos econômicos e o valor realizado da taxa de câmbio. O autor propõe uma hipótese de que desvios entre a taxa de câmbio e os fundamentos econômicos podem ser explicados pela não validade, em certos períodos, da paridade descoberta de juros (UIRP<sup>2</sup>) e da PPP. Com isso, o autor afirma que a taxa de câmbio deve reagir de modo que o seu valor tenda a retornar aos seus fundamentos, no longo prazo.

A utilização de um processo de passeio aleatório como *benchmark* de comparação, assim como o uso de dados futuros realizados ao invés de estimativas das variáveis explicativas é contestada por Engel, Mark e West (2007). Os autores argumentam que os modelos estruturais de taxa de câmbio não são tão ruins. Segundo eles, a falta de previsibilidade de curto prazo é uma característica e não um demérito dos modelos. Os autores argumentam que as variações de curto prazo são essencialmente devidas as mudanças nas expectativas das variáveis econômicas. Dessa forma, os autores

---

<sup>2</sup> *Uncovered Interest Rate Parity*, hipótese descrita por Irving Fisher em seu estudo *Appreciation and Interest* (1896).

afirmam que seria esperado que os modelos apresentassem um comportamento de curto prazo próximo a de um processo de passeio aleatório, e, portanto, o valor de RMSFE dos modelos econômicos tende a ter um desempenho inferior.

Adicionalmente, Engel, Mark e West (2007) apontam para a necessidade de análise dos fatores que influenciam as expectativas das variáveis econômicas, como por exemplo, a regra monetária, para posterior checagem da qualidade da regressão *in-sample*. Comparando-se o desempenho das estimativas *out-of-sample*, os autores expõem que é mais adequado a utilização de um processo de passeio aleatório com tendência pois o sem tendência é um caso, e a teoria não impõe a restrição de que a tendência deva ser zero.

Engel, Mark e West (2007) argumentam que a escolha de não se usar a tendência é dado pelo fato de pesquisadores realizarem o *snooping*<sup>3</sup> ao invés de analisar somente a porção *in-sample* disponível até o período imediatamente anterior ao que está sendo estimado. Tal fato influenciaria na decisão de escolher o processo de passeio aleatório sem a tendência, resultando em viés nos resultados.

Os resultados empíricos do estudo de Engel, Mark e West (2007) foram, positivos. Os autores utilizaram um modelo monetário com dados em painel para longo prazo<sup>4</sup> e obtiveram um desempenho superior<sup>5</sup>, na geração de estimativas, ao ser comparado a previsões geradas por processos de passeio aleatório com e sem tendência. Os autores concluíram que esse resultado não é evidência para se rejeitar a hipótese do *Meese-Rogoff Puzzle*, mas sim, para despertar novamente interesse nos pesquisadores para a busca da solução do enigma. Por fim, os autores argumentam que mesmo com resultados positivos utilizando o RMSFE para esse estudo, novas pesquisas deveriam usar outros critérios de comparação.

---

<sup>3</sup> *Snooping* ocorre quando um pesquisador se utiliza de características dos dados do total da amostra para escolher uma melhor especificação de um modelo. O *snooping* é um problema porque em geral, essas informações não estariam disponíveis em uma situação real, e portanto os resultados deste modelo pode não retratar a realidade de forma correta.

<sup>4</sup> Foi utilizado o período de 16 trimestres como janela de previsão.

<sup>5</sup> O desempenho foi medido pelo RMSFE, em que, quanto menor o valor, mais próximo fica a estimativa do real. Uma estatística muito utilizada é o *Theil's U* que consiste em se calcular o RMSFE do modelo e do *Benchmark* e então dividi-los, em que se o valor for menor do que unidade significa que o modelo possui um desempenho melhor do que o *Benchmark*.

Em um estudo baseado em dados provenientes de questionários ao mercado (*surveys*), Perdomo e Botelho (2007) utilizaram a pesquisa Focus do Banco Central do Brasil para analisar o Real brasileiro. Os autores utilizaram as previsões das cinco instituições melhor colocadas no Focus para identificar a hipótese de que essas instituições seriam capazes de gerar estimações da taxa de câmbio com desempenho superior ao de um processo de passeio aleatório, hipótese tal, que não foi verificada.

Em mais um caso do Brasil, Marçal e Haddad Junior (2016) utilizaram o método de comparação “*Model Confidence Set*” (MCS) que permite a análise de um grande número de modelos ao ordená-los por desempenho. Além disso, foi implementado um ajuste de correção de viés para tentar melhorar as previsões. Após a comparação de 250 modelos para o Real-Dólar, os autores verificaram que mais uma vez os modelos econômicos não foram capazes de gerar estimações de taxa de câmbio para o Real brasileiro que pudessem ter desempenho superior às geradas por um processo de passeio aleatório.

Resultados positivos foram alcançados por Molodtsova e Papell (2009) ao utilizarem um modelo baseado na regra de Taylor. O modelo isola a taxa de câmbio nominal, a partir das hipóteses de UIRP e da PPP, a fim de expandir a equação de Taylor. O modelo foi capaz de gerar previsões, no curto prazo, em onze dos doze países estudados<sup>6</sup>. Os autores também analisaram modelos UIRP e PPP os quais não obtiveram bons resultados<sup>7</sup>.

Outro estudo a favor da regra de Taylor, no contexto brasileiro, Moura et al (2008) apresentam um trabalho para análise da previsão da taxa de câmbio para o período de 1999 a 2007. Dentre os modelos desenvolvidos, destacam-se o baseado na regra de Taylor e outro baseado em *Behavioral Equilibrium Exchange Rate*, os quais, segundo os autores, apresentaram poder de previsibilidade superior a um processo

---

<sup>6</sup> Os autores encontraram evidência em favor do modelo econômico para a Austrália, Canadá, Dinamarca, França, Alemanha, Itália, Japão, Holanda, Suécia, Suíça e Reino Unido. Somente para Portugal o modelo não foi capaz de bater o *Random Walk*.

<sup>7</sup> O ponto é curioso dado que se assume que as hipóteses de PPP e UIRP são válidas para se chegar ao modelo baseado na regra de Taylor, porém esses modelos individualmente não são capazes de gerar estimativas melhores que o do *Random Walk*.

de passeio aleatório.

Rogoff (2009) debate a relevância persistente do *Meese-Rogoff Puzzle* apesar de novos fatores, tais como: resultados promissores dos modelos baseados na regra de Taylor, realização de novos estudos na área, evoluções computacionais e avanços técnicos na econometria. O autor aponta para a existência de melhoras na previsão de modelos que utilizam PPP ou a conta corrente para a geração de estimativas da taxa de câmbio real. Ressalta-se a necessidade de ajustes na taxa de câmbio real com relação aos preços para que seja possível calcular uma taxa de câmbio nominal. Em muitos estudos realizados, em que os modelos econômicos performam melhor que um processo de passeio aleatório, o autor aponta para o fato de que muitos desses estudos possuem em comum o uso de testes estatísticos diferentes do utilizado em Meese e Rogoff (1983a), RMSFE, e, portanto, implicitamente fazem uma pergunta diferente da feita pelos autores. O autor destaca que muitos estudos que conseguem bons resultados utilizam o teste de Clark-West (CW) proposto em Clark e West (2006). Segundo Rogoff, se a comparação desses estudos fosse o critério de RMSFE ao invés do CW, haveria uma diminuição no desempenho.

Dessa forma, é possível notar que existem discordâncias entre os pesquisadores a respeito da metodologia, a exemplo de Engle, Mark e West (2007). Além da metodologia, há também uma dificuldade em garantir consistência nas especificações de modelos, ao se estudar o comportamento da taxa de câmbio em uma grande variedade de países. Com isso, os resultados se mostram inconsistentes entre os estudos. Por conta dessa instabilidade de resultados, Rossi (2013) realizou uma revisão na literatura existente, na qual foram analisados cinquenta e seis estudos<sup>8</sup> dos quais trinta e cinco possuem algum indício de que um modelo econômico supera um processo de passeio aleatório. Vale notar que em muitos desses casos só houve confirmação para um dentre diversos países, ou para um dentre diversos modelos ou então para um dentre diversos prazos estudados, ou seja, o resultado é pouco robusto, mas indica que é possível alcançar um bom desempenho de forma pontual.

A fim de se poder comparar e chegar em um resultado uniforme, Rossi (2013)

---

<sup>8</sup> ROSSI (2013), tabela 2, p. 1077-1081.



categorizou os estudos entre os tipos de modelos, variáveis econômicas, dados da amostra e métodos de avaliação. Dentre os modelos existentes na literatura, a autora classificou-os em: lineares, não lineares, equação única, vetor auto regressivo (VAR) dentre outros. Desta análise, foi possível determinar os parâmetros com maior consistência na literatura e os modelos que exibem melhores resultados.

Posteriormente, Rossi (2013) fez seu próprio estudo com dezoito países<sup>9</sup>, oito modelos<sup>10</sup> e quatro métodos de avaliação<sup>11</sup> resultando na conclusão de que os resultados são sensíveis as variáveis e há uma maior chance de previsibilidade quando essas variáveis são baseadas no modelo da regra de Taylor ou no modelo de equilíbrio externo. A autora conclui também que o melhor desempenho é quando os modelos são lineares na forma reduzida, com poucos parâmetros estimados.

Em outro estudo brasileiro, Saba (2015) busca identificar as variáveis de maior relevância para a previsão da taxa de câmbio real. O estudo utilizou treze variáveis macroeconômicas em um período de 1970 a 2014 e demonstrou que ao se aumentar o período de análise, o processo de passeio aleatório possui um poder de previsibilidade inferior aos modelos baseados em variáveis macroeconômicas. Os resultados obtidos pelo trabalho estão congruentes com a literatura na qual a autora baseia-se, constando que os modelos de curto prazo possuem resultados iguais ou inferiores ao passeio aleatório em contraste com modelos para o longo prazo, os quais possuem resultados superiores.

Para o presente trabalho, a metodologia aplicada é baseada em Rossi (2013) a fim de produzir resultados que possam ser comparados aos da autora. Ao se realizar este estudo em 2018, comparado a 2013, expande-se os dados analisados, o que possibilita utilizar somente o período a partir do ano 2000 de modo a evitar problemas referente às quebras estruturais, tais como a mudança do regime de bandas cambiais

---

<sup>9</sup> Austrália, Áustria, Bélgica, Canadá, Dinamarca, Finlândia, França, Alemanha, Grécia, Irlanda, Itália, Japão, Nova Zelândia, Portugal, Espanha, Suécia, Suíça e Reino Unido.

<sup>10</sup> Modelos lineares a partir de: UIRP, PPP, modelo monetário, modelo monetário com correção de erros (*Error Correction Model* “ECM”), regra de Taylor e balança de pagamentos. Para modelos não lineares: modelo monetário em painel e modelo de média Bayesiana (*Bayesian Model Averaging* “BMA”)

<sup>11</sup> Teste de ROSSI (2005) de causalidade de Granger robusta (“GC”), Diebold e Mariano (1995) e West (1996) (“DMW”), Clark e West (2006) (“CW”) e a razão do RMSFE (“RMSFER”). DMW, CW e RMSFER comparam contra um *Random Walk* (sem tendência).

para o regime de câmbio flutuante e a mudança da moeda brasileira.

### 3 METODOLOGIA

A fim de garantir a uniformidade na obtenção das estimações e ser possível fazer comparações de resultados, a metodologia aplicada é baseada no estudo de Rossi (2013). O presente trabalho utilizou o código fonte<sup>12</sup> em Matlab disponibilizado pela autora. Assim, os ajustes sazonais, as regressões dos modelos, a geração das estimativas, os testes estatísticos e os resultados são gerados de forma equivalente.

O escopo é delimitado pela utilização de modelos lineares na forma reduzida, com regressões geradas a partir do método dos mínimos quadrados (OLS) e com a utilização de variáveis explicativas defasadas. Por fim, utilizam-se os modelos econômicos e as estatísticas de avaliação que foram utilizadas por Rossi (2013).

#### 3.1 Amostra

São utilizadas duas frequências de dados para a amostra. Para os modelos de Paridade Descoberta de Taxa de Juros, de Paridade de Poder de Compra, Monetário Flexível e Monetário Flexível com Correção de Erro a frequência dos dados é mensal enquanto que para o modelo de Equilíbrio Externo é trimestral.

Para os dados em frequência mensal, a análise compreende o período de janeiro de 2000 até julho de 2018 para as variáveis de taxa de câmbio, taxa de juros e índices de preços, para Brasil e para Estados Unidos. Para as variáveis da base monetária, os dados estão disponíveis até março de 2017 e para a produção industrial até junho de 2018, para ambos os países.

Para os dados em frequência trimestral, o período de análise inicia-se no primeiro trimestre de 2000 e termina no segundo trimestre de 2018 para as variáveis americanas e brasileiras referentes à taxa de câmbio, taxa de juros, índice de preços, produção industrial, saldos de conta corrente e saldos da balança comercial. Ressalta-se a indisponibilidade de dados referentes à base monetária após o primeiro trimestre de 2017, para Brasil e para Estados Unidos.

---

<sup>12</sup> <https://sites.google.com/site/barbararossiwebsite/Barbara-Rossi-research> item 28. Agradecimentos a autora pela disponibilização do código fonte.

Aponta-se que a presença de ajustes feitos nas amostras pode influenciar os resultados pois tais ajustes podem ter sido feitos com diferentes metodologias. De forma a mitigar este problema, os dados foram colhidos sem ajustes e a sazonalidade foi tratada<sup>13</sup> de forma uniforme somente na porção *in-sample* de forma a evitar vantagens indevidas. A sazonalidade foi o único ajuste aplicado.

A seguir, as variáveis utilizadas nos modelos são apresentadas na Tabela 1, e em seguida apresenta-se as estatísticas básicas da amostra na Tabela 2.

Tabela 1 – Notação e descrição das variáveis

Símbolo	Descrição
$S$	Taxa de câmbio BRL/USD
$s$	Taxa de câmbio em logaritmo
$i$	Taxa de juros anualizada em porcentagem
$p$	Índice de preços (base 100)
$\pi$	Taxa de inflação – logaritmo da 1ª diferença do índice de preços
$m$	Base monetária expressa na moeda local
$y$	Índice do produto (base 100) – Produção industrial
$y^{GAP}$	Hiato do produto – Diferença entre o valor corrente e a média de longo prazo
$bc$	Saldo de conta corrente em Dólares americanos
$bt$	Saldo da balança comercial em Dólares americanos

Nota: Será adotada a notação sobrescrita para indicar o país da referida variável. Por exemplo, para a taxa de juros anualizada, entende-se por  $i^{BR}$  a taxa de juros anualizada no Brasil e de forma análoga,  $i^{US}$  a taxa de juros anualizada nos Estados Unidos.

A média de longo prazo para o hiato do produto é calculada ponto a ponto, ou seja, o valor acumulado da primeira observação até o dado na posição  $t$ .

<sup>13</sup> Assim como descreve Rossi (2013) página 1097 e nota de rodapé 74, foi aplicado uma média móvel à esquerda da amostra, para dados trimestrais com pesos  $\frac{1}{3} + \frac{1}{3} \cdot L + \frac{1}{3} \cdot L^2$ ; para dados mensais com pesos  $\frac{1}{12} + \frac{1}{12} \cdot L + \dots + \frac{1}{12} \cdot L^{11}$

Tabela 2 - Apresentação dos dados das amostras e estatísticas básicas

Estatística	$S$	$i^{BR}$	$i^{US}$	$p^{BR}$	$p^{US}$	$\pi^{BR}$	$\pi^{US}$	$m^{BR}$	$m^{US}$	$y^{BR}$	$y^{US}$	$bc^{BR}$	$bc^{US}$	$bt^{BR}$	$bt^{US}$
Média	2.45	13.58	1.76	194.11	125.81	0.52	0.18	191.78	1,842.01	138.92	106.02	-7.63	-124.74	6.33	-170.89
Mediana	2.29	12.92	1.04	184.10	127.94	0.46	0.19	190.28	1,416.20	139.44	106.69	-5.29	-114.73	7.02	-179.48
Mínimo	1.56	6.40	0.04	100.00	100.00	-0.23	-1.93	52.98	1,088.80	100.00	92.66	-30.14	-231.48	-6.38	-240.71
Máximo	4.04	26.32	6.86	316.63	149.29	2.98	1.21	351.60	3,456.60	172.35	117.40	7.49	-64.45	21.11	-94.78
Desv. Padrão	0.65	4.46	2.01	62.21	14.16	0.38	0.38	91.81	707.54	16.36	5.51	9.45	38.30	5.45	37.22
Jarque-Bera	18.99	14.52	42.05	12.93	16.44	1,057.96	172.40	18.64	28.65	6.30	10.83	5.36	9.37	0.06	5.06
p-valor (JB)	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.04	0.00	0.07	0.01	0.97	0.08
Nº de Obs.	223	223	223	223	223	222	222	207	207	222	222	74	74	74	74
Unidade	BRL	%	%	Índice	Índice	Var. %	Var. %	Bi. BRL	Bi. USD	Índice	Índice	Bi. USD	Bi. USD	Bi. USD	Bi. USD
Frequência	M	M	M	M	M	M	M	M	M	M	M	T	T	T	T

Fonte: Banco Central do Brasil, *Federal Reserve Economic Data*, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, *International Financial Statistics* e *Balance of Payments* do Fundo Monetário Internacional.

Nota: “BRL” indica quantidade de Reais para cada unidade de Dólar americano; “%” indica que a variável está expressa em percentual; “Var. %” indica variação em percentual; “Bi” indica bilhão. Para a frequência, “M” indica dados mensais e “T” indica dados trimestrais.

Os dados utilizados para as taxas de câmbio e de juros brasileiros foram extraídos do Banco Central do Brasil e utilizou-se a PTAX<sup>14</sup> de venda para os dados referentes a taxa de câmbio e a Selic anualizada como a taxa de juros. No caso dos Estados Unidos, os dados da taxa de juros e do índice de preços, foram coletados no FRED<sup>15</sup> e foram utilizados o *Fed Funds* anualizado e o “*Consumer Price Index*” (CPI) respectivamente como *proxy* das variáveis em análise. O índice de preços no Brasil é publicado pelo IPEA, a base monetária “M1” e o produto “Produção Industrial”, foram coletados na base do *International Financial Statistics* (IFS) do IMF. Com relação aos Estados Unidos, utilizou-se também IFS como fonte. Por fim, os saldos de conta corrente e balança comercial, tanto para Brasil como para Estados Unidos, foram colhidos na base de *Balance of Payments* do IMF.

As séries da taxa de câmbio e das taxas de juros anualizadas brasileiras e americanas foram extraídas em frequência diária. Vale ressaltar a utilização do valor do último dia útil de cada mês do mercado de câmbio brasileiro para converter as séries de frequência diária para frequência mensal.

As taxas de inflação não foram extraídas diretamente, mas sim derivadas da primeira diferença em logaritmo dos índices de preços. Ainda assim, disponibilizou-se nas estatísticas básicas com o intuito de auxiliar na verificação, tanto das taxas de inflação quanto para os índices de preços.

### 3.2 Modelos

Na revisão da literatura previamente apresentada, expõem-se os argumentos de Meese e Rogoff (1983a) referente ao uso de valores realizados para variáveis explicativas futuras como forma de proporcionar uma vantagem aos modelos estruturais, evitando-se problemas relativos a erros de estimativas de variáveis explicativas e, dessa forma, resultando em fortes evidências da baixa capacidade de previsão dos modelos estruturais.

---

<sup>14</sup> Taxa média de câmbio Real/Dólar americano calculado e publicado pelo Banco Central do Brasil.

<sup>15</sup> *Federal Reserve Economic Data* (FRED), dados econômicos publicados pelo banco federal (FED) de St. Louis.

Um fato empírico relevante é de que Meese e Rogoff (1983a) utilizaram dados realizados e mesmo assim os modelos não obtiveram um bom desempenho. Rossi (2013) analisou que a escolha do fundamento econômico importa mais do que a especificação de uso da variável, e, portanto, decidiu utilizar as variáveis atuais, que comparadas às previsões, estarão defasadas. A autora analisou três formas: a defasada que utiliza as variáveis em  $t$ ; a futura realizada que utiliza as variáveis em  $t+h$  ( $h$  é o período a frente a ser estimado); e a futura estimada, que utiliza a expectativa futura das variáveis em  $t+h$ .

Engel, Mark e West (2007) argumentam que são as expectativas presentes dos agentes em relação aos valores futuros das variáveis que explicam o comportamento do câmbio, e não o valor realizado. Ressalta-se a importância do fato, pois não parece ser trivial testar empiricamente os argumentos dos autores devido à dificuldade tanto de modelagem quanto pelo registro com precisão das expectativas futuras das variáveis pelos agentes.

Rossi (2013) também observou que equações lineares simples tem o maior uso na literatura, e portanto foi o foco dos modelos utilizados. Assim, a autora se refere aos modelos como “*single-equation, lagged fundamental model*” (modelos de equação simples com variáveis explicativas defasadas). Dado a defasagem, a autora considera que as variáveis são exógenas e, portanto, a regressão é feita pelo método dos mínimos quadrados ordinários. A equação é da forma:

$$E_t(s_{t+h} - s_t) = \beta_0 + \beta_1' \cdot f_t \quad (1)$$

na qual  $E_t$  indica o operador de esperança,  $h$  é o período a frente a ser estimado,  $f$  é a variável independente e  $\beta$  são os parâmetros obtidos por OLS.

Serão geradas estimativas *out-of-sample*, e, portanto, define-se o tamanho total da amostra por “ $T+1$ ”, a janela utilizada para a regressão *in-sample* por “ $R$ ” e o período que será gerado as previsões *out-of-sample* por “ $P$ ” de modo a satisfazer a equação:

$$T + 1 = R + P \quad (2)$$

A janela “R” utilizada para se obter os regressores é do tipo *rolling window*, ou seja, se move com o tempo, de modo que o tamanho de “R” permaneça constante durante toda a geração das estimativas.

O tamanho de “R” é a metade da amostra. Uma outra conclusão de Rossi (2013) a partir da revisão da literatura é de que diferentes tamanhos de “R” alteram o resultado, por isso é importante a escolha de forma equivalente para se comparar os estudos.

O *benchmark* utilizado é o processo de passeio aleatório sem tendência. A sua estimativa é trivial, dado que se espera que o valor futuro seja o mesmo do valor atual, portanto a expectativa da variação futura é sempre zero.

$$E_t^{RW}(s_{t+h} - s_t) = 0 \quad (3)$$

A seguir apresentam-se os modelos econômicos seguidos de uma breve descrição dos mesmos e por fim se expõem as equações utilizadas para gerar as estimativas. Para um maior detalhamento sobre a teoria e o funcionamento dos modelos, utilizou-se Sarno e Taylor (2002) para referência. Nota-se que os modelos são especificados em primeira diferença devido ao fato de as séries serem integradas de primeira ordem, a análise de estacionaridade é feita na seção quatro.

### 3.2.1 Paridade Descoberta da Taxa de Juros (UIRP)

O modelo de paridade descoberta da taxa de juros se baseia na hipótese dos mercados eficientes em que os participantes do mercado de câmbio possuem expectativas racionais e são neutros ao risco. Assim, um diferencial entre a taxa de juros de dois países deve corresponder a uma variação contrária na expectativa da taxa de câmbio:

$$E_t(s_{t+h} - s_t) = i_t - i_t^* \quad (4)$$

onde  $E_t$  indica o operador de esperança,  $i_t$  é a taxa de juros doméstica e  $i_t^*$  é a taxa de juros externa.



Supõem-se que não existam custos de transações, ou estes são desprezíveis. Um exemplo, suponha por hipótese que a taxa de juros externa é maior do que a interna. Neste caso é mais vantajoso se aplicar na taxa externa, obtendo-se assim um ganho maior do que se o recurso fosse aplicado na taxa interna. O excesso de ganho com a taxa de juros externa deve ser compensado com um movimento equivalente e contrário na taxa de câmbio a fim de neutralizar tal excesso. Caso isso não aconteça, haverá espaço para arbitragem, ou seja, empresta-se recursos ao custo da taxa interna e então utiliza-se desses recursos para aplicar na taxa externa.

Assim, a equação (5) representa o modelo utilizado neste estudo em que a variação futura da taxa de câmbio depende diretamente do diferencial entre taxas de juros interna e externa.

$$E_t(s_{t+h} - s_t) = \beta_0 + \beta_1 \cdot (\Delta i_t^{BR} - \Delta i_t^{US}) + u_t \quad (5)$$

onde  $E_t$  indica o operador de esperança,  $h$  é o período a frente a ser estimado,  $\beta$  são os parâmetros obtidos por OLS e  $u$  é o resíduo.

### 3.2.2 Paridade de Poder de Compra (PPP)

A hipótese da paridade de poder de compra afirma, em sua forma relativa, que a relação entre a razão de preços em dois países e sua respectiva taxa de câmbio deva se manter constante, ou seja, a taxa de câmbio real deva ser constante, da forma:

$$Q_t = S_t \cdot \frac{P_t^*}{P_t} \quad (6)$$

onde,  $Q_t$  é a taxa de câmbio real,  $S_t$  é a taxa de câmbio nominal,  $P_t$  é o índice de preços doméstico e  $P_t^*$  é o índice de preços externo.

Na forma absoluta, além da taxa de câmbio real se manter constante, o valor deve ser igual a unidade.

A hipótese da PPP parte da lei do preço único. Postula-se que se os custos de transação forem irrelevantes e não exista barreiras comerciais, um bem deve custar o mesmo valor em dois países distintos se expressos em uma moeda comum. Se essa

relação não se mantiver, a lei do preço único afirma, então, que haverá arbitragem até que a diferença entre os custos desapareça. Ou seja:

$$P_k = S \cdot P_k^* \quad (7)$$

onde  $P_k$  é preço de um bem  $k$  no mercado interno,  $P_k^*$  é o preço de um bem  $k$  no mercado externo e  $S$  é a taxa nominal de câmbio expressa por unidades de moeda doméstica para cada unidade de moeda externa.

Por exemplo, caso exista um aumento de preço em um dos dois países, deve haver uma desvalorização do câmbio nominal de mesma magnitude, de modo a satisfazer a hipótese.

Portanto, temos que a taxa de câmbio é essencialmente formada pela diferença de preços entre dois países, como apresentado na equação a seguir.

$$E_t(s_{t+h} - s_t) = \beta_0 + \beta_1 \cdot (\Delta p_t^{BR} - \Delta p_t^{US}) + u_t \quad (8)$$

onde  $E_t$  indica o operador de esperança,  $h$  é o período a frente a ser estimado,  $\beta$  são os parâmetros obtidos por OLS e  $u$  é o resíduo. A variável de preço está em log.

### 3.2.3 Modelo Monetário Flexível

A condição de equilíbrio do mercado monetário interno e externo é dada por:

$$m_t - p_t = k \cdot y_t - \theta \cdot r_t \quad (9)$$

$$m_t^* - p_t^* = k^* \cdot y_t^* - \theta^* \cdot r_t^* \quad (10)$$

onde,  $m_t$  é a oferta monetária,  $p_t$  é o índice de preços,  $y_t$  é o produto e  $r_t$  é a taxa de juros. O sobrescrito  $*$  indica a variável externa.

Ao se substituir as equações (9) e (10), e assumindo  $k = k^*$  e  $\theta = \theta^*$  temos:

$$(m_t - m_t^*) - (p_t - p_t^*) = k \cdot (y_t - y_t^*) - \theta \cdot (r_t - r_t^*) \quad (11)$$

No modelo monetário, portanto, a oferta por dinheiro é uma função dependente das variáveis de preços, taxa de juros e do produto. É possível utilizar a PPP e UIRP para se chegar em uma equação de câmbio nominal a partir da equação (11).

$$s_t = (m_t - m_t^*) - k \cdot (y_t - y_t^*) + \theta \cdot (r_t - r_t^*) \quad (12)$$

Na hipótese de a PPP ser válida para qualquer ponto no tempo, os preços se ajustam imediatamente e esse modelo é chamado de modelo monetário flexível. Como apontado em Taylor e Sarno (2002), para o modelo monetário com preços flexíveis, o produto está no seu nível natural (produto potencial) e os preços se ajustam instantaneamente em resposta a um choque de demanda.

Para o caso de a PPP valer somente para o longo prazo, os preços se ajustam lentamente, e o modelo monetário é chamado de *sticky price*.

A equação (13) expõe o modelo utilizado em que a taxa de câmbio pode ser explicada pela relação entre a oferta monetária e o produto. Um ponto a ser destacado é que essa equação é um caso particular do modelo monetário flexível que se assume a ausência de bolhas racionais<sup>16</sup>.

$$E_t(s_{t+h} - s_t) = \beta_0 + \beta_1 \cdot (\Delta m_t^{BR} - \Delta m_t^{US}) + \beta_2 \cdot (\Delta y_t^{BR} - \Delta y_t^{US}) + u_t \quad (13)$$

onde  $E_t$  indica o operador de esperança,  $h$  é o período a frente a ser estimado,  $\beta$  são os parâmetros obtidos por OLS e  $u$  é o resíduo. As variáveis da base monetária e do produto estão em logaritmo.

---

<sup>16</sup> Bolha racional é o fenômeno em que a taxa de câmbio se afasta cada vez mais do seu valor fundamental. Mesmo com a percepção dos agentes de mercado de que o valor está *overvalued*, tais agentes seguem comprando a moeda por acreditarem que a continuação da bolha será lucrativa.

### 3.2.4 Modelo Monetário com Correção de Erro (ECM)

Este modelo tem importância para este estudo pois foi utilizado por Mark (1995) para obter um resultado que superou o processo de passeio aleatório em horizontes longos. O autor enfatiza que o intuito da análise empírica é de avaliar a capacidade das variáveis em gerar estimativas da taxa de câmbio melhores do que o processo de passeio aleatório e não em estimar um modelo complexo de dinâmica da taxa de câmbio para testar alguma teoria em particular.

A ideia é de que a taxa de câmbio retorne ao seu valor fundamental (descrito pela equação (12)) ao longo do tempo. Portanto, é esperado que a expectativa do câmbio seja relacionada com essa diferença entre o valor atual e os fundamentos. O valor de  $\phi$  utilizado por Mark (1995) é 1. O modelo monetário com correção de erro é dado pela equação (14).

$$E_t(s_{t+h} - s_t) = \beta_0 + \beta_1 \cdot [(\Delta m_t^{BR} - \Delta m_t^{US}) - \phi \cdot (\Delta y_t^{BR} - \Delta y_t^{US}) - s_t] + u_t \quad (14)$$

onde  $E_t$  indica o operador de esperança,  $h$  é o período a frente a ser estimado,  $\beta$  são os parâmetros obtidos por OLS,  $\phi$  é o coeficiente de cointegração e  $u$  é o resíduo. As variáveis da base monetária e do produto estão em logaritmo.

### 3.2.5 Modelo de Equilíbrio Externo

Um dos modelos econômicos utilizados por Meese e Rogoff (1983a) é o proposto por Hooper e Morton (1982) e utiliza a definição de que a taxa de câmbio real é o valor que equilibra o saldo de conta corrente no longo prazo.

$$\bar{q} = \frac{1}{\gamma} \cdot \bar{C} - \frac{1}{\gamma} \cdot f(\bar{X}) \quad (15)$$

onde,  $\bar{q}$  é a taxa de câmbio real de equilíbrio,  $\bar{C}$  é a taxa de longo prazo de equilíbrio do saldo da conta corrente e  $f(\bar{X})$  são fatores não permanentes que influenciam a taxa de câmbio real.

Pela hipótese de PPP relativa, hipótese da UIRP e o modelo monetário flexível, os

autores derivam uma equação de taxa de câmbio nominal que utiliza saldos da balança de pagamento para explicar o comportamento do câmbio. Os resultados desse estudo mostraram que variações nos saldos da balança de pagamentos são determinantes significativos do comportamento da taxa de câmbio.

Para o presente estudo, utilizou-se um modelo em que a taxa de câmbio é explicada pela diferença entre as taxas de juros reais, a diferença entre saldos de conta corrente e também pela diferença de saldos na balança comercial, conforme exposto na equação (16).

$$E_t(s_{t+h} - s_t) = \beta_0 + \beta_1[(\Delta i_t^{BR} - \Delta i_t^{US}) - (\Delta \pi_t^{BR} - \Delta \pi_t^{US})] + \beta_2.(\Delta bc_t^{BR} - \Delta bc_t^{US}) + \beta_3.(\Delta bt_t^{BR} - \Delta bt_t^{US}) + u_t \quad (16)$$

onde  $E_t$  indica o operador de esperança,  $h$  é o período a frente a ser estimado,  $\beta$  são os parâmetros obtidos por OLS e  $u$  é o resíduo.

### 3.2.6 Regra de Taylor

Originalmente formulada por Taylor (1993), a equação que postula a regra de política monetária seguida pelo Banco Central é:

$$i_{t+1}^T = \pi_t + \phi.(\pi_t - \pi^T) + \gamma.y_t^{GAP} + r^N \quad (17)$$

onde,  $i_{t+1}^T$  é a meta da taxa de juros nominal,  $\pi_t$  é a inflação do período,  $\pi^T$  é a meta de inflação,  $y_t^{GAP}$  é o hiato do produto e  $r^N$  é a taxa de juros real natural.

O Banco Central tenta minimizar a função objetivo  $L$  abaixo:

$$L = \phi.(\pi_t - \pi^T) + \gamma.y_t^{GAP} \quad (18)$$

Em que os pesos atribuídos a  $\phi$  e  $\gamma$  determinam se o Banco Central é mais avesso à inflação ou ao desemprego. Essa preferência é determinada como a Regra Monetária. Taylor assumiu que ambos os parâmetros eram iguais e com valor de 0.5, e que as metas tanto de inflação quanto de produto eram de 2%.

Supondo que dois países sigam a regra de Taylor, fazendo uma simplificação aritmética em que  $\mu = r^N - \phi \cdot \pi^T$  e também supondo que as suas regras monetárias sejam iguais, subtrai-se a equação para ambos os países e se obtém:

$$i_{t+1}^T - i_{t+1}^{T*} = (\mu - \mu^*) + \lambda \cdot (\pi_t - \pi_t^*) + \gamma \cdot (y_t^{GAP} - y_t^{GAP*}) \quad (19)$$

onde,  $\lambda = 1 + \phi$ , e \* indica variáveis do país externo.

Estudos como o de Molodtsova e Papell (2008) têm expandido a regra de Taylor para se chegar a um modelo de taxa de câmbio nominal. Os autores postulam que os Bancos Centrais também podem buscar manter o poder de compra, além de controlarem o hiato do produto e da inflação, e por isso é razoável incluir a taxa de câmbio real para os países que estão sendo comparados, e deixar zero para os Estados Unidos. Se este for o caso, o modelo é chamado de assimétrico.

Em seguida, utilizando as suposições da equação (19), ao se subtrair as respectivas equações de Taylor entre os dois países, chega-se a um diferencial de juros que é então substituída pela taxa nominal de câmbio por UIRP.

A equação (20) descreve o modelo utilizado para gerar as estimações da taxa de câmbio a partir da regra de Taylor. Este é um caso particular em que se assume que ambos os países utilizam a regra de Taylor sem que haja a inclusão da taxa de câmbio real, isto é, o modelo simétrico. Também se assume que ambos os países possuem a mesma regra monetária e a mesma suavização da taxa de juros, ou seja, é comum assumir que a taxa de juros se ajusta gradualmente para se atingir a meta. Com essas duas suposições, o modelo é chamado de homogêneo, e é apresentado abaixo:

$$E_t(s_{t+h} - s_t) = \beta_0 + \beta_1 \cdot (\Delta\pi_t^{BR} - \Delta\pi_t^{US}) + \beta_2 \cdot (\Delta y_t^{GAP^{BR}} - \Delta y_t^{GAP^{US}}) + u_t \quad (20)$$

onde  $E_t$  indica o operador de esperança,  $h$  é o período a frente a ser estimado,  $\beta$  são os parâmetros obtidos por OLS e  $u$  é o resíduo. A variável do hiato do produto está em logaritmo.

#### 4 Análise Econométrica

Parte-se agora para a análise econométrica de séries de tempo. Inicialmente, foram realizados testes de raiz unitária das séries para se determinar a ordem de integração conforme os testes *Augmented Dickey-Fuller* (ADF), *Phillips-Perron* (PP) e *Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin* (KPSS).

A Tabela 3 apresenta os resultados dos testes de raiz unitária das variáveis em nível. De um modo geral, é possível verificar que para os testes em que a hipótese nula considera a existência de raiz unitária (ADF e PP), os resultados são opostos ao teste em que a hipótese nula considera que não há raiz unitária (KPSS).

Pode-se afirmar pelo teste KPSS, com significância de ao menos 10%, que as séries possuem raiz unitária. Este resultado é confirmado pelos testes ADF e PP para a taxa de câmbio, para o índice de preços e o saldo de conta corrente para o Brasil. Para os Estados Unidos, o resultado é confirmado para o índice de preços, a base monetária, o produto, o saldo de conta corrente e o saldo da balança comercial.

Para as outras variáveis, apesar de corroborada a raiz unitária por KPSS, existem resultados conflitantes por ADF e/ou PP. Para tanto, segue-se com testes de raiz unitária para os dados em primeira diferença.

Tabela 3 - Testes de raiz unitária em nível

Variável	ADF	PP	KPSS
$s$	-1.39	-1.36	0.32(***)
$i^{BR}$	-3.35(*)	-1.25	0.19(**)
$i^{US}$	-3.60(***)	-2.08(**)	0.93(***)
$p^{BR}$	-0.70	-0.55	0.40(***)
$p^{US}$	-0.57	-0.77	0.34(***)
$m^{BR}$	-2.55	-2.91(**)	0.42(***)
$m^{US}$	-1.33	-1.50	0.42(***)
$y^{BR}$	-2.22	-2.70(**)	0.42(***)
$y^{US}$	-2.01	-1.50	0.84(***)
$bc^{BR}$	-1.30	-1.41	0.48(**)
$bc^{US}$	-0.45	-0.31	0.16(**)
$bt^{BR}$	-0.88	-3.48(**)	0.12(*)
$bt^{US}$	-1.97	-2.37	0.55(**)

(\*), (\*\*) e (\*\*\*) indicam que é possível rejeitar a hipótese nula com significância respectivamente de 10%, 5% e 1%.

A Tabela 4 apresenta os resultados dos testes de raiz unitária para as variáveis em primeira diferença. Assim como na Tabela 3, é possível verificar que os resultados dos testes ADF e PP são opostos ao KPSS.

Nota-se que as séries são integradas de primeira ordem. Para o escopo do presente trabalho, com o intuito de possibilitar a comparação dos resultados, utiliza-se a mesma metodologia aplicada por Rossi (2013) em que os modelos foram estimados com variáveis em primeira diferença. Apenas o modelo monetário com correção de erros é especificado com um fator de cointegração.

Para estudos futuros, é importante que se expanda esta análise para realizar testes de cointegração, como por exemplo o de Johansen<sup>17</sup>, que permite avaliar se existem e quantas são as relações de cointegração entre as variáveis. Desta forma, se essas relações forem identificadas, é apropriado que os modelos sejam especificados em

<sup>17</sup> JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. Journal of Economical Dynamics and Control, n.12, pp.231-254, 1988.



nível com modelos de correção de erro, pois em primeira diferença, perde-se informações de longo prazo contidas na cointegração dessas variáveis.

Tabela 4 - Testes de raiz unitária em 1ª diferença

Variável	ADF	PP	KPSS
$s$	-8.84(***)	-16.16(***)	0.13
$i^{BR}$	-5.36(***)	-8.67(***)	0.04
$i^{US}$	-3.09(***)	-16.93(***)	0.23
$p^{BR}$	-7.08(***)	-7.15(***)	0.10
$p^{US}$	-9.61(***)	-7.46(***)	0.05
$m^{BR}$	-4.75(***)	-16.68(***)	0.07
$m^{US}$	-3.88(***)	-15.48(***)	0.14(*)
$y^{BR}$	-3.99(***)	-22.94(***)	0.30
$y^{US}$	-3.52(***)	-15.05(***)	0.06
$bc^{BR}$	-2.09(**)	-9.31(***)	0.17
$bc^{US}$	-3.49(***)	-9.76(***)	0.16
$bt^{BR}$	-3.34(***)	-13.35(***)	0.13
$bt^{US}$	-4.64(***)	-8.96(***)	0.22

(\*), (\*\*) e (\*\*\*) indicam que é possível rejeitar a hipótese nula com significância respectivamente de 10%, 5% e 1%.

A seguir, são apresentados os quatro critérios de comparação utilizados para verificar se os modelos econômicos produzem estimativas melhores do que os gerados pelo processo de passeio aleatório.

#### 4.1.1 Critério da Razão do RMSFE

O RMSFE é um critério de avaliação de desempenho, ou seja, esta estatística avalia a distância entre o valor estimado e o valor real. Quanto menor o RMSFE, melhor é o desempenho da estimativa.

Na equação (21) temos que  $N_h$  é o número de estimativas geradas,  $F(\cdot)$  é a estimativa,  $A(\cdot)$  é o valor real,  $h$  é o passo, ou seja, qual o período a frente a ser estimado e  $t$  indica o período que começa a estimativa.

$$\text{RMSFE} = \sqrt{\frac{\sum_{i=0}^{N_h-1} [F(t+i+h) - A(t+i+h)]^2}{N_h}} \quad (21)$$

Este é o critério original utilizado por Meese e Rogoff (1983a). Como indicou Rossi (2013), há críticas na literatura quanto ao uso desse critério. Por exemplo, o peso atribuído a estimativas maiores que os valores reais é o mesmo que estimativas menores que os valores reais. Um dos efeitos práticos dessa crítica é que alguns autores argumentam que é mais importante acertar a direção do que a magnitude, e é possível que um modelo que sempre gera previsões na direção contrária a variação real possua um RMFSE menor que um outro modelo que sempre acerte a direção, mas que tenha uma magnitude maior de erro.

Utiliza-se uma forma da estatística de *Theil's U* indicado pela equação (22) que é o quociente da raiz quadrada da média do erro quadrático de previsão (*Root Mean Squared Forecast Error Ratio* – *RMSFER*), também como exposto por Rossi (2013). Valores menores que a unidade indicam que o desempenho do modelo analisado é melhor que o processo de passeio aleatório. Na equação (22), *f* indica o modelo econômico e *RW* indica o processo de passeio aleatório:

$$\text{RMSFER} = \frac{\text{RMSFE}_f}{\text{RMSFE}_{RW}} \quad (22)$$

Em que  $\text{RMSFER} > 1$  indica o RW com desempenho superior;  $\text{RMSFER} < 1$  indica o Modelo Econômico com desempenho superior.

#### 4.1.2 Diebold-Mariano

O teste de Diebold e Mariano (DM)<sup>18</sup> tem como intuito comparar duas previsões para determinar se essas são iguais entre si ou não. Em uma análise a respeito da

---

<sup>18</sup> Rossi (2013) considera que o teste de Diebold-Mariano é composto de dois artigos, Diebold, F.X. e R.S. Mariano (1995), “*Comparing Predictive Accuracy*”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 13, 253-263 e West, Kenneth D (1996), “*Asymptotic Inference about Predictive Ability*”, *Econometrica* 64 (5): 1067-84 e denomina o teste como Diebold-Mariano-West (DMW). Para os propósitos deste trabalho utilizou-se Diebold (2013) como principal literatura para este teste, e portanto limitou-se a chamar o teste apenas de DM.

utilização desse teste, desde que foi criado em 1991, Diebold (2013) explica que havia uma necessidade de se verificar formalmente a significância estatística de uma comparação entre estimativas. O autor também opina a respeito de como o teste tem sido aplicado, e pontua principalmente que o intuito do teste é de comparar previsões<sup>19</sup> e não modelos, e há casos que a aplicação não tem sido feita de maneira correta.

Uma aplicação que tanto Diebold (2013) quanto Rossi (2013) expõem ser inadequada é utilizar o teste DM para comparar dois modelos em que um está contido no outro (*Nested*<sup>20</sup>), pois o modelo maior tende a ter um valor de RMSFE maior do que o do modelo que está contido.

O RMSFE<sup>21</sup> é importante pois o teste DM verifica se existe diferença entre os erros de cada modelo. O objetivo é checar a significância da hipótese nula se a expectativa da diferença entre os erros das duas previsões é zero. É construída uma estatística DM, que é a média das diferenças de erro sobre um estimador consistente do desvio-padrão dessas diferenças, e essa estatística deve ser assintoticamente equivalente a um teste z para que se verifique a significância da hipótese nula.

#### 4.1.3 Clark-West

O teste de Clark-West (CW) introduzido por Clark e West (2005), utiliza a média do erro quadrático de previsão<sup>22</sup> para testar a hipótese nula de que uma série segue uma diferença de *martingale* com média zero (basicamente um processo de passeio aleatório) contra a hipótese alternativa de que a série é linearmente previsível. Em suma, os autores pretendem resolver o problema do teste DM para modelos *Nested*.

---

<sup>19</sup> O autor explica que as previsões não precisam ser resultadas de um modelo, podem ser estimativas provenientes de uma pesquisa de mercado, como por exemplo o relatório Focus do Banco Central do Brasil.

<sup>20</sup> Um ponto que Rossi (2013) expõe na nota 80 é que ao se ajustar os valores críticos é possível utilizar DM para modelos *Nested* contanto que as previsões sejam geradas com um *Rolling Window* que é o caso deste trabalho.

<sup>21</sup> O teste possibilita a utilização de qualquer função de minimização de erros, entre eles o RMSFE.

<sup>22</sup> *Mean Squared Forecast Error* (MSFE), apresentado na equação (12) em que  $N_k$  é o número de estimativas geradas,  $F(\cdot)$  é a estimativa,  $A(\cdot)$  é o valor real,  $k$  é o passo, e  $t$  indica o período que começa a estimativa.

$$\text{MSFE} = \frac{\sum_{i=0}^{N_h-1} [F(t+i+h) - A(t+i+h)]^2}{N_h} \quad (23)$$

Os autores expõem, assim como Diebold (2013), que o valor do MSFE do modelo da hipótese alternativa, ou seja, do modelo econômico, é maior que o do processo de passeio aleatório. É feito então um ajuste no MSFE para corrigir esse viés, e esse ajuste é válido desde que as estimativas sejam obtidas utilizando com *rolling window*.

Dessa forma é possível utilizar o teste CW para modelos *nested*, ou seja, comparar um modelo econômico contra um processo de passeio aleatório.

#### 4.1.4 Teste de Rossi

O teste de Rossi (GC)<sup>23</sup> foi desenvolvido por Rossi (2005) com a intenção de verificar simultaneamente a aderência *in-sample* do modelo, ao realizar uma comparação entre dois modelos *nested* e checar se o subgrupo adicional de parâmetros do maior modelo é significativamente diferente de zero, e ao mesmo tempo verifica se há instabilidade de parâmetros.

Ao contrário dos outros três testes já apresentados, este faz uma comparação *in-sample*, ou seja, verifica qual modelo (econômico ou *random walk*) adere melhor aos dados da amostra, utilizando-se de todos os dados da amostra ao invés de comparar o resultado das estimativas, como feito no RMSFER, DM ou CW. Este teste também é considerado robusto, pois além de verificar qual modelo regride melhor sobre os dados, também verifica se existe instabilidade dos parâmetros. Por exemplo, se houver uma quebra estrutural nos dados, e este fato não for conhecido e nem ajustado, o modelo pode ser considerado um regressor ruim, mesmo que este seja o real processo gerador dos dados.

A hipótese nula é de que o processo de passeio aleatório é o melhor modelo, ou seja descreve melhor a amostra como um todo, e a hipótese alternativa é de que o melhor modelo é o estrutural.

---

<sup>23</sup> A autora se refere ao teste como Causalidade de Granger de Rossi.

## 5 RESULTADOS EMPÍRICOS

Foram geradas estimações para  $h$  janelas a frente de curto e longo prazo a partir dos modelos econômicos. Para o curto prazo, o período  $h$  é de um mês para dados em frequência mensal e um trimestre para frequência trimestral. Para o longo prazo, o período é de quatro anos, ou seja, quarenta e oito meses para os dados em frequência mensal e dezesseis trimestres para os dados em frequência trimestral.

Os resultados empíricos para o curto prazo estão dispostos na Tabela 5, que traz os valores para os quatro critérios de comparação referentes aos seis modelos econômicos. Pode-se notar que somente um modelo, o de equilíbrio externo tem significância *in-sample* para o teste GC. Os modelos UIRP e de Regra de Taylor desempenham melhor que os demais no teste RMSFER, apesar de não ser menores que um.

Tabela 5 - Resultados para estimações de curto prazo

Modelo	Testes				Parâmetros		
	GC	RMSFER	DM	CW	Prazo	Freq.	$h$
UIRP	0.45	1.00	0.51	0.13	Curto	Mês	1M
PPP	1.00	1.01	0.57	0.82	Curto	Mês	1M
Monetário	0.72	1.02	0.57	0.84	Curto	Mês	1M
Monetário ECM	0.57	1.02	0.58	0.87	Curto	Mês	1M
Regra de Taylor	0.30	1.00	0.42	0.12	Curto	Mês	1M
Equilíbrio Externo	<b>0.07</b>	1.06	0.56	0.10	Curto	Trimestre	1Q

Nota: p-valores dos seguintes testes: Rossi's (2005), Causalidade de Granger robusto ("GC"), Diebold e Mariano (1995) e West (1996) ("DM"), e Clark e West (2006) ("CW"); DMW e CW são comparados contra um Random Walk. "RMSFER" é o quociente da Raiz Quadrada do Erro Quadrático Médio entre o modelo econômico e o do Random Walk: valores menores que um indicam uma melhor performance do modelo.

Fonte: Utilizados os mesmos métodos e formato de Rossi (2013).

A Tabela 6 apresenta os resultados para o longo prazo, o passo de estimação é de quatro anos, quarenta e oito meses para os modelos em frequência mensal e dezesseis trimestres para o modelo em frequência trimestral. Novamente o modelo de equilíbrio externo foi o único capaz de demonstrar significância *in-sample* para o teste GC. Neste caso, o modelo PPP e o Monetário ECM possuem o RMSFER com melhor

desempenho, ainda que menores que um.

Tabela 6 - Resultados para estimações de longo prazo

Modelo	Testes				Parâmetros		
	GC	RMSFER	DM	CW	Prazo	Freq.	$h$
UIRP	0.50	1.01	0.53	0.38	Longo	Mês	48M
PPP	0.27	1.00	0.49	0.18	Longo	Mês	48M
Monetário	0.57	1.02	0.57	0.50	Longo	Mês	48M
Monetário ECM	0.46	1.00	0.50	0.24	Longo	Mês	48M
Regra de Taylor	0.20	1.03	0.51	0.26	Longo	Mês	48M
Equilíbrio Externo	<b>0.00</b>	1.09	0.62	0.18	Longo	Trimestre	16Q

Nota: p-valores dos seguintes testes: Rossi's (2005), Causalidade de Granger robusto ("GC"), Diebold e Mariano (1995) e West (1996) ("DM"), e Clark e West (2006) ("CW"); DMW e CW são comparados contra um Random Walk. "RMSFER" é o quociente da Raiz Quadrada do Erro Quadrático Médio entre o modelo econômico e o do Random Walk: valores menores que um indicam uma melhor performance do modelo.

Fonte: Utilizados os mesmos métodos e formato de Rossi (2013).

O esperado pela literatura e pelo exercício de Rossi (2013) é de que os modelos clássicos não desempenhassem bem de forma consistente. Existem artigos em que o modelo da taxa de juros foi considerado um bom estimador de curto prazo enquanto o PPP é um bom modelo para o longo prazo. Neste trabalho nenhum modelo conseguiu rejeitar as hipóteses nulas e também não tiveram um RMSFER menor do que unidade, porém, observa-se que o desempenho da UIRP é melhor no curto prazo do que no longo e a hipótese do PPP é melhor no longo prazo do que no curto, em linha com o que foi visto na literatura e também de acordo com os resultados encontrados por Rossi.

Ao se comparar os resultados com os estudos brasileiros de Palaia e Holland (2010) e Marçal e Haddad Junior (2016) que analisam o modelo da hipótese da PPP, tem-se que a hipótese não é verificada. Por outro lado, a UIRP traz algumas divergências com Moura et al (2008) identificando a hipótese pelos critérios de RMSFER e CW nos períodos de um e doze meses, ao contrário deste trabalho e de Marçal e Haddad Junior (2016).

Partindo para a análise do modelo monetário, é esperado que o longo prazo tenha

uma performance melhor do que o de curto. Também se espera que o modelo ECM se sobressaia sobre o modelo clássico. Os resultados aqui verificados também estão dentro do esperado. Novamente não temos p-valores significantes a ponto de rejeitar a hipótese nula de que o modelo produz melhores previsões do que o processo de passeio aleatório mas pode-se notar que as estatísticas são iguais ou melhores para o longo prazo se comparado com o curto. O modelo ECM no longo prazo tem um p-valor com a metade da significância do modelo clássico. Os trabalhos brasileiros estão em concordância, pois nenhum verifica a superioridade dos modelos monetários sobre o processo de passeio aleatório.

Por fim, os modelos que apresentam maior potencial para resolver o enigma também não desempenharam bem. O da regra de Taylor obteve resultados melhores ao ser comparado com os modelos clássicos no curto prazo, mas não atingiu a significância requerida. Já o modelo de equilíbrio externo foi capaz de bater o processo de passeio aleatório para o teste *in-sample* GC no curto e longo prazo. Se for considerado uma significância de 10%, o modelo também foi capaz de rejeitar a hipótese no teste CW para o longo prazo. Vale notar, porém que o desempenho em RMSFER foi o pior de todos. Rossi (2013) teve resultados semelhantes para esse modelo, pois o mesmo foi capaz de ter um bom desempenho no teste GC, com 11 países no curto prazo e 14 países no longo, mas não teve um bom desempenho nos outros testes.

Por outro lado, os resultados de Moura et al (2008) e de Galimberti e Moura (2013) apontam para uma superioridade do modelo da regra de Taylor para o Brasil. O primeiro utiliza como *benchmark* o processo de passeio aleatório sem tendência enquanto o segundo utiliza com tendência.

Outro resultado que difere deste trabalho é o de Saba (2015) que rejeitou o enigma para previsões de longo prazo. A autora, porém, estudou o comportamento da taxa de câmbio real ao invés da nominal além de utilizar um período maior. Uma semelhança é que o modelo que gerou os melhores resultados foi baseado em variáveis da balança comercial, que se assemelha ao modelo de equilíbrio externo estudado aqui.

É possível afirmar que não há consenso entre os pesquisadores, tanto na literatura

internacional quanto nos estudos brasileiros. Porém, a maior parte dos trabalhos apontam para a validade da hipótese de Meese-Rogoff, assim como faz este texto.



## 6 CONCLUSÃO

Este trabalho se propôs a analisar o comportamento da taxa de câmbio do Real brasileiro sob a perspectiva do *Meese-Rogoff Puzzle*, mais precisamente identificou-se a hipótese de que os modelos econômicos não são capazes de gerar estimativas *out-of-sample* melhores que um processo de passeio aleatório. Este trabalho também buscou contribuir com o preenchimento da lacuna a respeito deste tema para o Brasil, pois a quantidade de estudos é pequena.

A análise da literatura mostrou divergências entre os pesquisadores, mas os resultados empíricos tendem a validar a hipótese pois os modelos econômicos não geraram estimações melhores do que um processo de passeio aleatório simples de forma consistente.

A partir da metodologia empregada por Rossi (2013), o presente trabalho testou a hipótese de Meese e Rogoff para seis modelos econômicos e não encontrou evidências empíricas para rejeitar esta hipótese. Os resultados são semelhantes aos que Rossi (2013) encontrou, exceto que a autora foi capaz de verificar que os modelos baseados na regra de Taylor e no equilíbrio externo tiveram bons resultados. Para o presente estudo, encontrou-se evidência de que o modelo de equilíbrio externo tem uma melhor aderência (*in-sample*) dos dados, e tanto este quanto o baseado na regra de Taylor produziram estimativas com estatísticas de testes com melhor desempenho se comparados aos demais modelos estudados. Mesmo assim, nenhum modelo foi capaz de superar um processo de passeio aleatório simples na geração de estimações *out-of-sample*, o que confirma a hipótese do *Meese-Rogoff Puzzle* para o Brasil.

As causas para o baixo desempenho dos modelos econômicos não estão claras. Meese e Rogoff (1983a) especulam que erros referentes a amostragem, má especificação dos modelos ou instabilidade de parâmetros podem ser candidatos a explicar o mal desempenho. Rossi (2013) indica que a análise a respeito de instabilidade de parâmetros pode ser produtiva para tentar desvendar o enigma. Um ponto levantado por Meese e Rogoff (1983a), e que foi discutido no presente trabalho é a respeito da dificuldade de se modelar a expectativa das variáveis explicativas.

Como exposto, se as variações da taxa de câmbio dependem das expectativas futuras, então estudos dedicados a modelar as expectativas futuras podem ser promissoras na busca para se resolver o *Meese-Rogoff Puzzle*.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

CLARK, T. E.; WEST, K. D. Using out-of-sample mean squared prediction errors to test the martingale difference hypothesis. **Journal of Econometrics**, v. 135, n. 1–2, p. 155–186, nov. 2006.

DIEBOLD, F. X. Comparing Predictive Accuracy, Twenty Years Later: A Personal Perspective on the Use and Abuse of Diebold-Mariano Tests. p. 23, dez. 2013.

ENGEL, C.; MARK, N.; WEST, K. **Exchange Rate Models Are Not as Bad as You Think**. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, ago. 2007. Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w13318.pdf>>. Acesso em: 24 nov. 2018.

FROOT, K.; ROGOFF, K. **Perspectives on PPP and Long-Run Real Exchange Rates**. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, dez. 1994. Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w4952.pdf>>. Acesso em: 14 dez. 2018.

GALIMBERTI, J. K.; MOURA, M. L. Taylor rules and exchange rate predictability in emerging economies. **Journal of International Money and Finance**, v. 32, p. 1008–1031, fev. 2013.

GIACOMINI, R.; ROSSI, B. Forecast comparisons in unstable environments. **Journal of Applied Econometrics**, v. 25, n. 4, p. 595–620, jun. 2010.

HOOPER, P.; MORTON, J. Fluctuations in the dollar: A model of nominal and real exchange rate determination. **Journal of International Money and Finance**, v. 1, p. 39–56, jan. 1982.

INOUE, A.; ROSSI, B. Recursive Predictability Tests for Real-Time Data. **Journal of Business & Economic Statistics**, v. 23, n. 3, p. 336–345, jul. 2005.

MARÇAL, E. F.; HADDAD JUNIOR, E. Is It Possible to Beat the Random Walk Model in Exchange Rate Forecasting? More Evidence for Brazilian Case. **Revista Brasileira de Finanças**, v. 14, n. 1, p. 65–88, 2016.

MARK, N. C. Exchange Rates and Fundamentals: Evidence on Long-Horizon Predictability. **The American Economic Review**, v. 85, n. 1, p. 201–218, mar. 1995.

\_\_\_\_\_. **International Macroeconomics and Finance: Theory and Econometric Methods**. [s.l.] Blackwell Publishers Inc., 2001.

MEESE, R. A.; ROGOFF, K. Empirical exchange rate models of the seventies. Do they fit out of sample? **Journal of International Economics**, v. 14, n. 1–2, p. 3–24, 1983a.

\_\_\_\_\_. The Out-of-Sample Failure of Empirical Exchange Rate Models: Sampling Error or Misspecification? *In*: FRENKEL, J. A. (Ed.). . **Exchange Rates and International Macroeconomics**. [s.l.] University of Chicago Press, 1983b. p. 67–112.

\_\_\_\_\_. Was it Real? The Exchange Rate-Interest Differential Relation Over the Modern Floating-Rate Period. **The Journal of Finance**, v. 43, n. 4, p. 933–948, set. 1988.

MOLODTSOVA, T.; PAPELL, D. H. Out-of-sample exchange rate predictability with Taylor rule fundamentals. **Journal of International Economics**, v. 77, n. 2, p. 167–180, abr. 2009.

MOURA, M. L. Testing the Taylor Model Predictability for Exchange Rates in Latin America. **Open Economies Review**, v. 21, n. 4, p. 547–564, set. 2010.

MOURA, M. L.; LIMA, A. R. S.; MENDONÇA, R. M. Exchange rate and fundamentals: the case of Brazil. **Economia Aplicada**, v. 12, n. 3, p. 395–416, set. 2008.

PALAIA, D.; HOLLAND, M. Taxa De Câmbio E Paridade De Poder De Compra No Brasil: Análise Econométrica Com Quebra Estrutural. **Economia Aplicada**, v. 14, n. 1, p. 5–24, 2010.

PERDOMO, J. P. J.; BOTELHO, F. B. Messe-Rogoff Revisitados: Uma Análise Empírica Das Projeções Para A Taxa De Câmbio No Brasil. p. 14, 2007.

ROGOFF, K. The Purchasing Power Parity Puzzle. p. 23, jun. 1996.

\_\_\_\_\_. Exchange rates in the modern floating era: what do we really know? **Review of World Economics**, v. 145, n. 1, p. 1–12, abr. 2009.

ROSSI, B. Testing Long-Horizon Predictive Ability With High Persistence, And The Meese-Rogoff Puzzle. **International Economic Review**, v. 46, n. 1, p. 61–92, fev. 2005a.

\_\_\_\_\_. Optimal Tests For Nested Model Selection With Underlying Parameter Instability. **Econometric Theory**, v. 21, n. 05, out. 2005b.

\_\_\_\_\_. Exchange Rate Predictability. **Journal of Economic Literature**, v. 51, n. 4, p. 1063–1119, 2013.

ROSSI, B.; INOUE, A. Out-of-Sample Forecast Tests Robust to the Choice of Window Size. p. 35, abr. 2012.

SABA, N. D. M. **Avaliando O Desempenho Preditivo De Modelos De Taxa De Câmbio Real Efetiva: Análise Do Caso Brasileiro**. São Paulo: Fundação Getulio Vargas - EESP, 2015.

SARNO, L.; TAYLOR, M. P. **The economics of exchange rates**. [s.l.] Cambridge University Press, 2002.

TAYLOR, J. B. Discretion versus policy rules in practice. **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**, v. 39, p. 195–214, dez. 1993.

## APÊNDICE

Apresentamos nesse apêndice os gráficos das amostras das variáveis. A seguir os dados em frequência mensal.

Figura 1 – Taxa de câmbio BRL/USD em Real

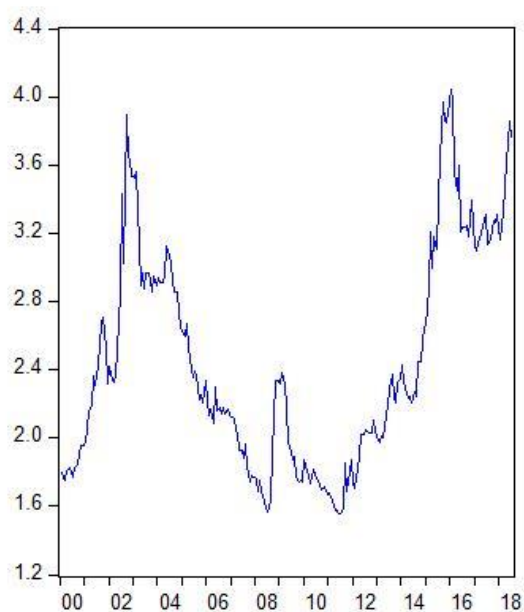


Figura 2 – Taxa de câmbio em Log

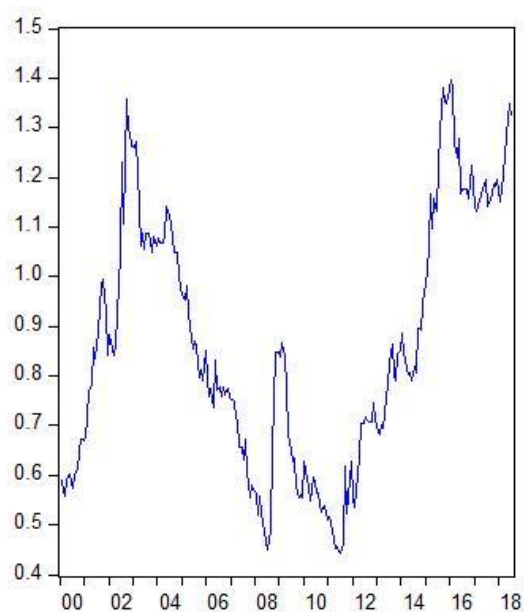


Figura 3 – Primeira diferença do log da taxa de câmbio

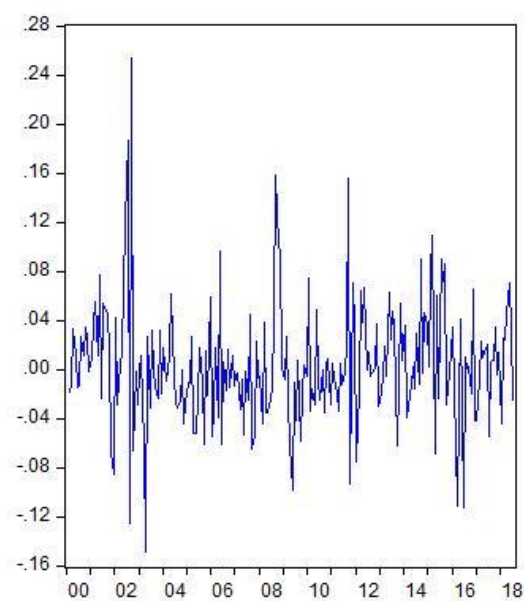


Figura 4 – Taxa de juros em porcentagem

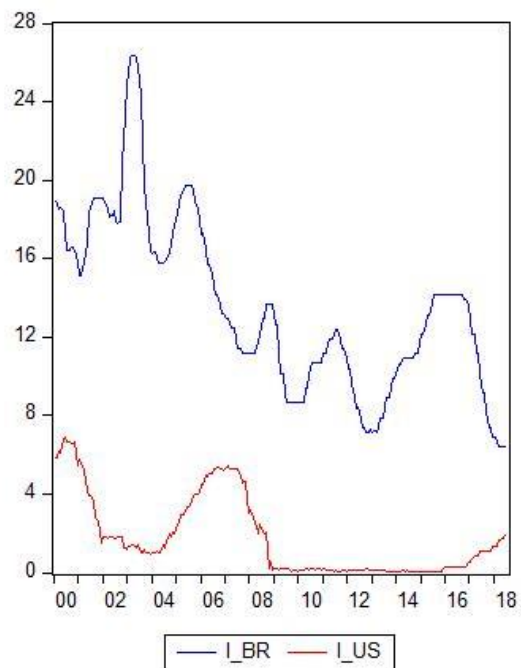


Figura 5 – Primeira diferença da Taxa de juros

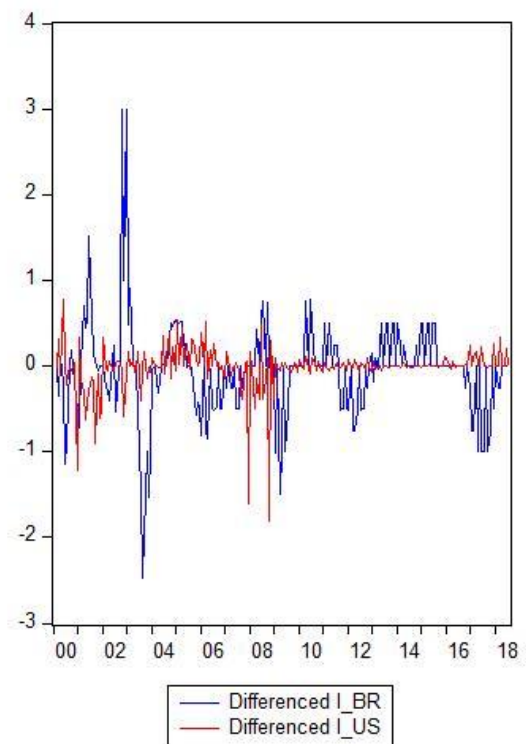


Figura 6 – Índice de preços (base 100)

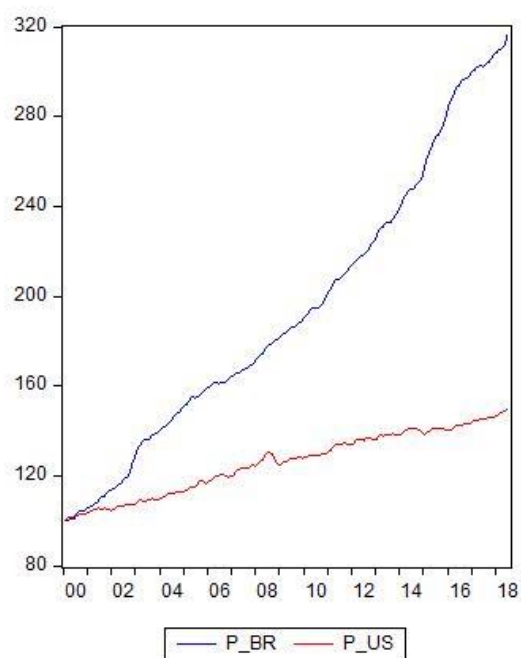


Figura 7 – Índice de preços em log

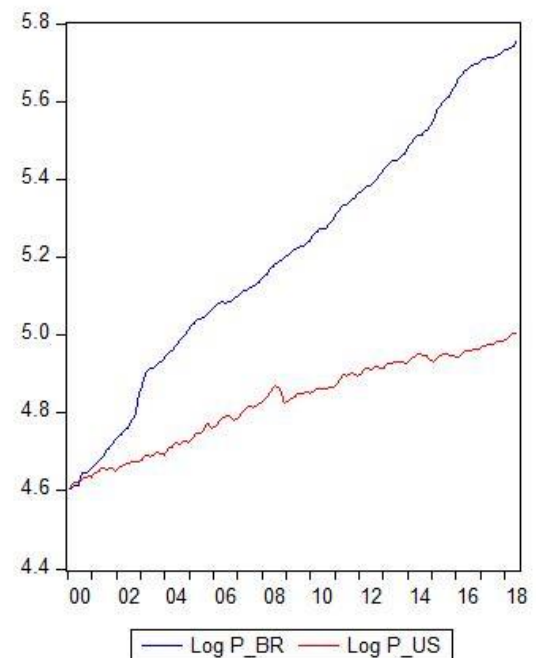


Figura 8 - Primeira diferença do log do índice de preços

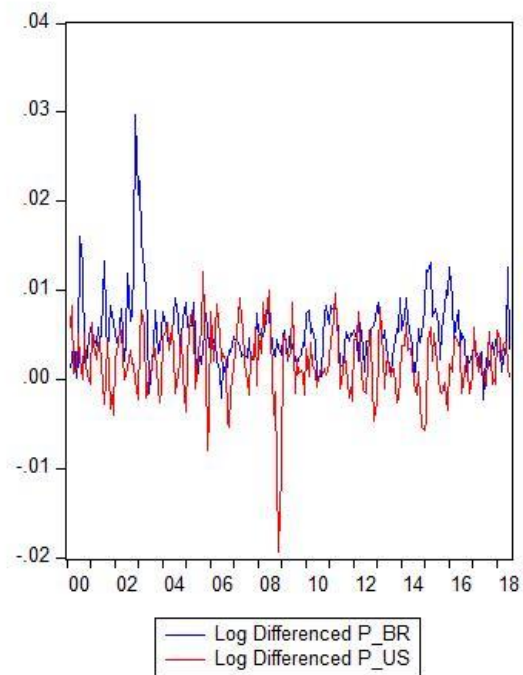


Figura 9 – Base monetária em bilhões da moeda local

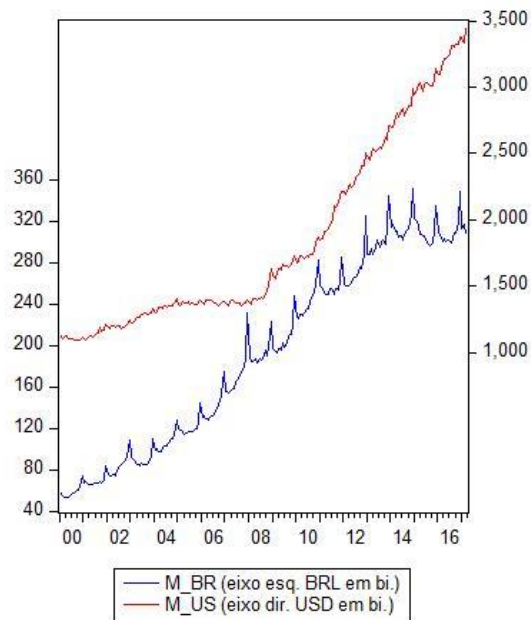


Figura 10 – Base monetária em log

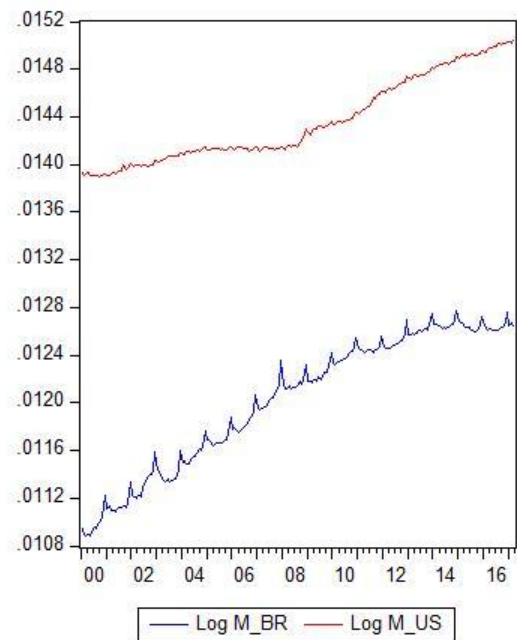




Figura 11 – Primeira diferença do log da base monetária

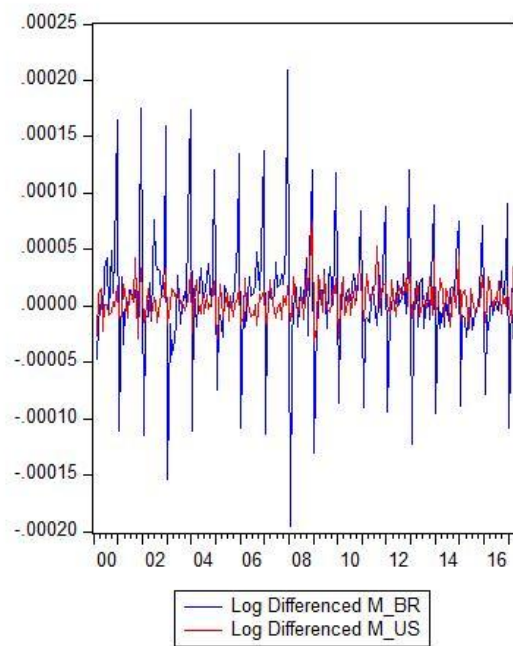


Figura 12 – Produção industrial em índice (base 100)

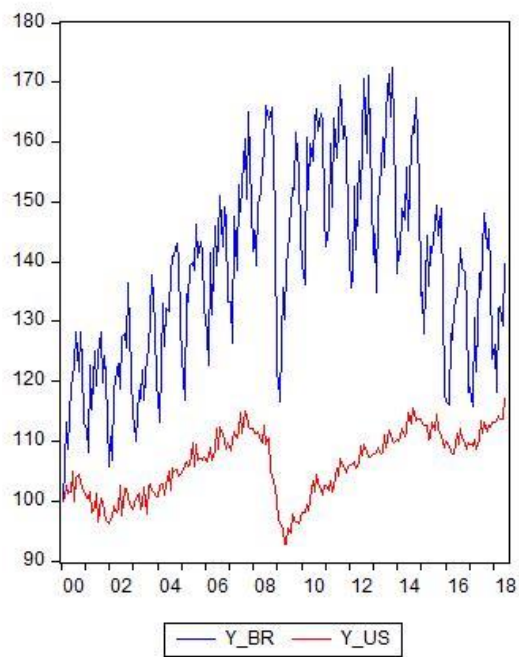


Figura 13 – Produção industrial em log

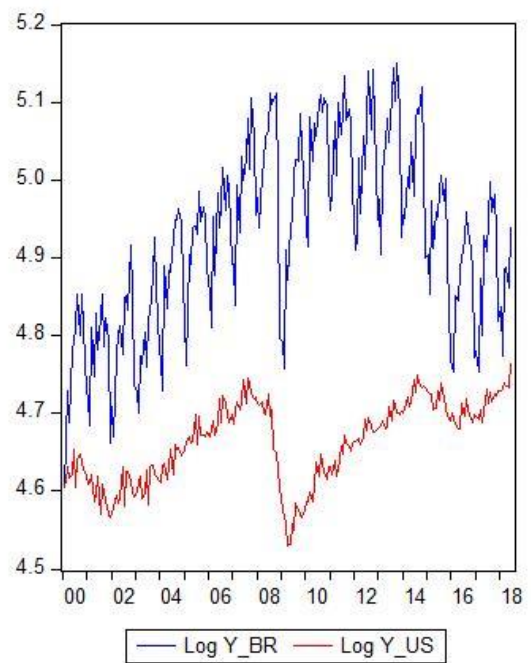
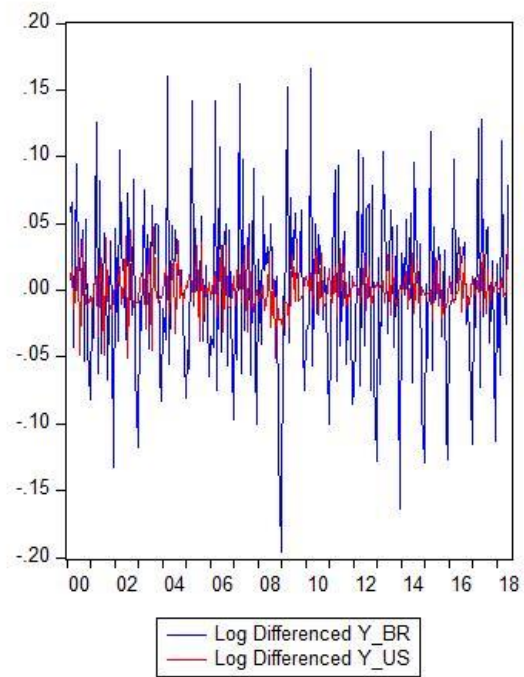


Figura 14 – Primeira diferença do log da produção industrial



Em seguida temos os dados em frequência trimestral.

Figura 15 – Saldo de conta corrente em bilhões de dólares

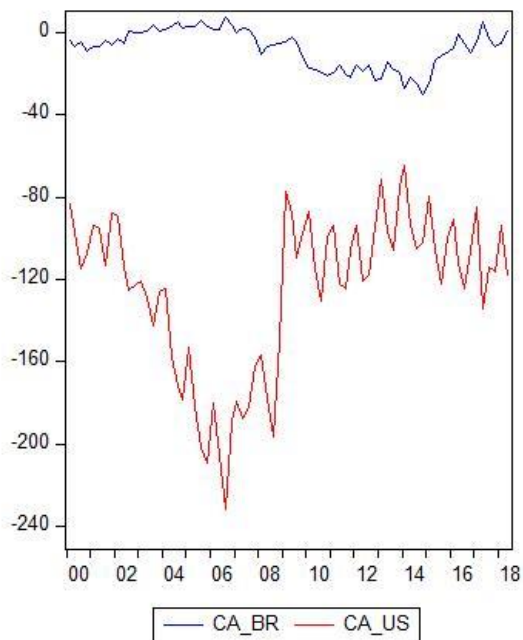


Figura 16 – Primeira diferença do saldo de conta corrente em bilhões de dólares

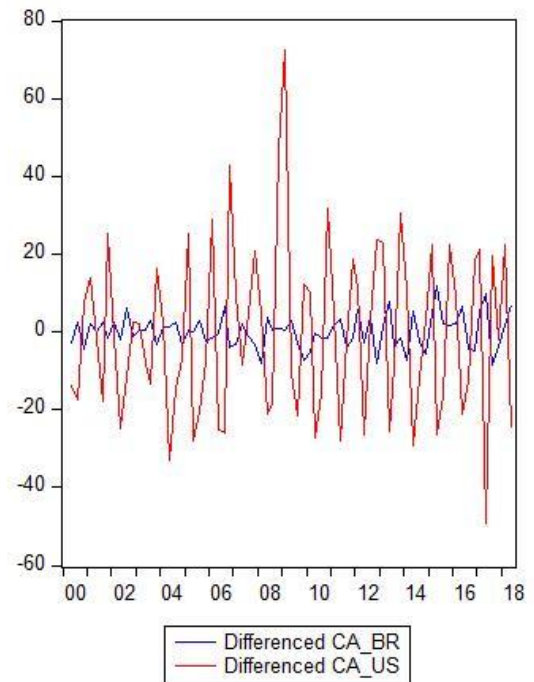


Figura 17 – Balança comercial em bilhões de dólares

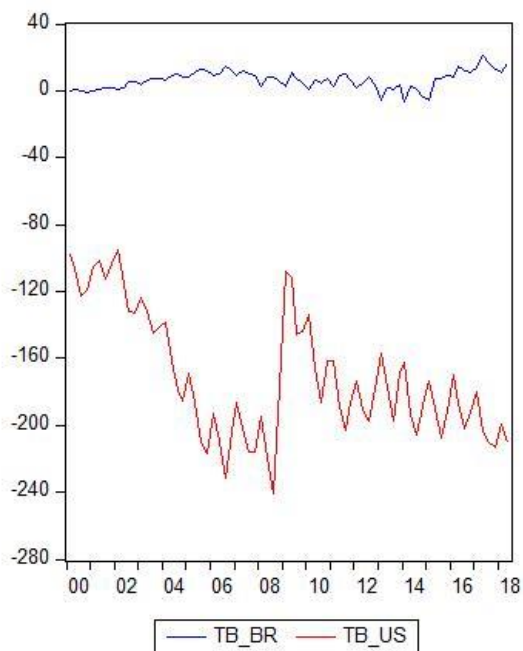


Figura 18 – Primeira diferença da balança comercial em bilhões de dólares

