

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

LEANDRO CARDOSO OLEGARIO

**ANÁLISE DE UM MODELO DE BALANÇO DE PORTFÓLIO PARA A TAXA DE
CÂMBIO**

SÃO PAULO

2022

LEANDRO CARDOSO OLEGARIO

**ANÁLISE DE UM MODELO DE BALANÇO DE PORTFÓLIO PARA A TAXA DE
CÂMBIO**

Dissertação apresentada à Escola de Economia de
São Paulo da Fundação Getúlio Vargas como
requisito para a obtenção do título de Mestre em
Economia

Área de concentração: Economia

Orientador: Prof. Dr. Rogério Mori

SÃO PAULO

2022

Olegario, Leandro Cardoso.

Análise de um modelo de balanço de portfólio para a taxa de câmbio / Leandro Cardoso Olegario. - 2022.

33 f.

Orientador: Rogério Mori.

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

1. Taxas de câmbio. 2. Taxas de juros. 3. Macroeconomia. 4. Modelos econométricos. I. Mori, Rogério. II. Dissertação (mestrado profissional MPE) – Escola de Economia de São Paulo. III. Fundação Getulio Vargas. IV. Título.

CDU 336.748

LEANDRO CARDOSO OLEGARIO

**ANÁLISE DE UM MODELO DE BALANÇO DE PORTFÓLIO PARA A TAXA DE
CÂMBIO**

Dissertação apresentada ao Programa de Mestrado Profissional da Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getulio Vargas, como requisito para obtenção do título de Mestre em Economia.

Área de concentração: Economia

Data de Aprovação:

____/____/____

Banca Examinadora:

Prof. Dr. Rogério Mori (Orientador)
FGV – EESP

Prof. Dr. Emerson Fernandes Marçal
FGV-EESP

Prof. Dr. Diogo de Prince Mendonça
UNIFESP

RESUMO

A presente dissertação faz a aplicação de um modelo de balanço de portfólio modificado para o caso da taxa de câmbio nominal brasileira em relação ao dólar americano e compara a estrutura do modelo e eficácia de previsões fora da amostra com resultados de um artigo base. O estudo estimou um VAR com base em taxas de juros, dados de títulos de dívida dos governos e posição internacional dos bancos centrais dos dois países e submeteu o modelo a testes de especificação. Os resultados obtidos não indicaram problemas graves de especificação, com distorções em autocorrelação dos erros, mas sem distorções graves estruturais e de normalidade. Uma análise dos vetores de cointegração e seus coeficientes mostra que seu comportamento reflete em grande parte o esperado pelo modelo teórico, entretanto o seu poder de previsão é questionável, não podendo se afirmar que é estatisticamente superior a previsões de passeio aleatório.

Palavras-chave: Macroeconomia, Taxa de Câmbio

ABSTRACT

This paper applies a modified version of portfolio balance model to the Brazilian real-American dollar nominal exchange rate and compares the structure of the model and its out-of-sample forecasting efficiency with the results of a paper used as a base for this paper. The study estimated a Vector Autoregressive model with interest rates, government bonds and international position data from the Central Banks of the two countries and conducted specification tests on the model to evaluate it. The results didn't show serious specification problems, with distortions indicating problems of auto correlation of the residuals, but without big issues in normality or structural stability. An analysis of the cointegration vectors and its error coefficients shows that the model reflects for the most part the expected theoretical behavior, however, its forecasting application is questionable, as its superiority in this matter over Random Walk forecasts is not statistically significant.

Keywords: Macroeconomia, Taxa de Câmbio

GRÁFICOS

| | |
|--|-----------|
| Gráfico 1 - Expectativas de câmbio do boletim Focus e a taxa de câmbio..... | 11 |
| Gráfico 2 - Evolução de determinados ativos ao longo do tempo | 18 |
| Gráfico 3 - Variáveis ao longo do tempo | 19 |

TABELAS

| | |
|---|-----------|
| Tabela 1 - Testes de Raiz Unitária com tendência linear para as variáveis em nível | 21 |
| Tabela 2 - Testes de Raiz Unitária com constante para as variáveis em primeira diferença | 21 |
| Tabela 3 - Critérios de Informação para a defasagem do VAR..... | 21 |
| Tabela 4: Testes de correlação serial dos erros | 22 |
| Tabela 5: Teste de Heterocedasticidade | 23 |
| Tabela 6 - Estatísticas dos testes de normalidade multivariados | 23 |
| Tabela 7 - Testes de Jacques-Bera uni variados | 23 |
| Tabela 8: Teste de Johansen com valores críticos | 24 |
| Tabela 9: Vetores de cointegração | 24 |
| Tabela 10: Vetores do artigo base..... | 24 |
| Tabela 11: Coeficientes de erro..... | 25 |
| Tabela 12: RMSE das previsões..... | 26 |
| Tabela 13: Resultados de previsão fora da amostra de Cushman (2007) | 27 |
| Tabela 14: Estatísticas do teste DM em relação ao VAR..... | 27 |

SUMÁRIO

| | | |
|----------|---------------------------------------|-----------|
| 1 | INTRODUÇÃO | 9 |
| 2 | REVISÃO BIBLIOGRÁFICA..... | 12 |
| 3 | DADOS E MODELO | 16 |
| 4 | RESULTADOS..... | 20 |
| 5 | PREVISÕES FORA DA AMOSTRA..... | 26 |
| 6 | CONCLUSÃO | 28 |
| 7 | APÊNDICE | 29 |
| 8 | REFERÊNCIAS | 32 |

1 INTRODUÇÃO

Após seguidos períodos de alta inflação no Brasil, o Plano Real em 1994 trouxe uma maior estabilidade à inflação e a criação de uma nova moeda: o Real. Inicialmente foi adotado um regime de câmbio fixo, e a partir de 1995 foi adotado um regime de banda cambial. Esse regime vigorou até 1999, onde uma crise se desencadeou na taxa de câmbio, e o Banco Central Brasileiro cessou de intervir no mercado de câmbio por causa da rápida redução de suas reservas internacionais. A taxa de câmbio passou então a operar de forma flutuante, com o Banco Central intervindo no mercado de câmbio esporadicamente. Desde esse evento, a taxa de câmbio do real brasileiro em relação ao dólar americano continuou sofrendo grande volatilidade, apesar de que menor em relação ao período de 1999, refletindo incertezas em relação a aspectos fiscais e políticos locais, assim como expectativas sobre a trajetória da economia global.

Uma ação importante tomada pelo Banco Central em 1999 foi um aumento brusco da taxa de juros, elevando para 45% ao ano, o que trouxe uma apreciação da taxa de câmbio. A teoria econômica diz que um aumento da taxa de juros causa apreciação no valor da moeda e conseqüentemente afeta a taxa de câmbio, contudo há evidência de uma relação positiva entre taxa de juros e taxa de câmbio nominal, como explicado por Couto, Meurer (2017)

Alguns eventos cujas conseqüências geraram choques importantes na taxa de câmbio nominal do real ao dólar americano ao longo dos últimos anos incluem:

- Eleições presidenciais de 2002: Depreciação de aproximadamente 30% no câmbio entre agosto e outubro de 2002.
- Crise de 2008: Depreciação de 45% desde julho até novembro de 2008.
- Escândalo do caso JBS: Câmbio depreciou 9% no dia 18 de maio de 2017
- Greve dos caminhoneiros em 2018: Câmbio depreciou 8% num período de aproximadamente 10 dias.
- Pandemia do vírus Covid-19: Depreciação de 20% entre março e abril de 2020.

Com exceção de recessões globais, os choques são de menor magnitude e menos frequentes que no início dos anos 2000. Isso demonstra uma maior estabilidade da economia e do sistema financeiro, proporcionando uma dificuldade menor para análise dos dados a partir de 2003.

A Figura 1 traz uma comparação entre as expectativas de mercado para a taxa de câmbio nominal de real por dólar americano do boletim Focus do Banco Central para o fim de cada ano e atual taxa de câmbio em cada momento. Uma análise simples mostra como é difícil que as previsões 2 e 3 anos à frente sejam eficientes, melhorando à medida que se aproximam ao longo do tempo.

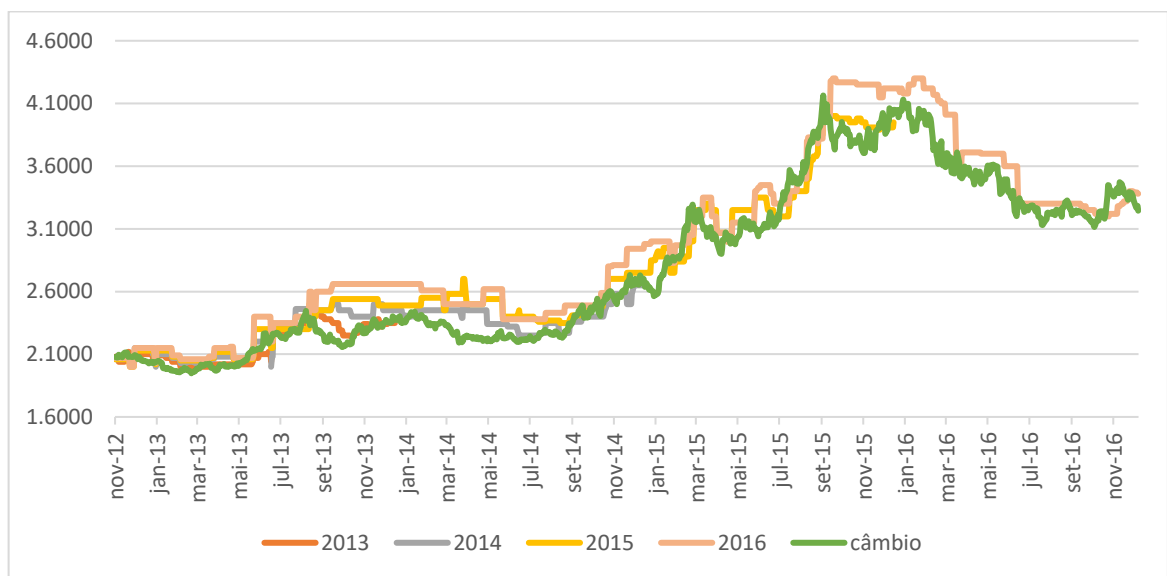
Diante disso, fica evidente a complexidade da tarefa de produzir modelos de taxa de câmbio e é pertinente encontrar alternativas e evoluções de modelagem. Este trabalho irá introduzir uma abordagem desenvolvida inicialmente na década de 1970, após a implementação de regimes de câmbio flutuante em diversos países desenvolvidos, mas que teve evoluções ao longo dos anos. Ela também já foi testada em câmbios de países em desenvolvimento e comparáveis ao Brasil, obtendo resultados variados em termos de capacidade de previsão. (Magwiro (2019), Nwafor (2008)). O caso da taxa de câmbio nominal brasileira já foi estudado em forma de comparar previsões de modelos econométricos baseados na teoria da década de 1980 com passeio aleatório, feito por Marçal e Junior (2016), mas não usando a abordagem em específico utilizada neste trabalho.

Este trabalho aplica o artigo de Cushman (2007) para o caso brasileiro, usando dados de taxas de juros nominal e posição de ativos de residentes e não residentes e um modelo de vetores autorregressivos (VAR). Testes de especificação e uma comparação clássica de previsões fora da amostra do modelo com estimativas de passeio aleatório irão demonstrar se há algum ganho nos resultados para o caso da taxa de câmbio brasileira. Dessa forma, pode-se avaliar se o modelo teórico encontra respaldo empiricamente e se o modelo pode ser aplicado para outros países.

A comparação entre previsões fora de amostra com um passeio aleatório como uma forma comum de analisar a eficiência de modelos de taxa de câmbio nominal surgiu no artigo de Meese e Rogoff (1983), onde compararam modelos estruturais monetários incluindo balanço de portfólio contra um passeio aleatório, sendo o passeio aleatório tão ou mais eficiente em previsões que todos os modelos testados.

O próximo capítulo irá explorar a abordagem de balanço de portfólio na literatura, desde sua concepção até aplicações mais recentes para variadas finalidades e como os resultados não são consistentes em alguns casos. O terceiro capítulo introduz a base teórica e as características do modelo, os detalhes dos dados utilizados e qual metodologia será aplicada para avaliar o modelo estimado. O quarto capítulo apresenta os resultados dos testes de especificação, o quinto capítulo apresenta os resultados das previsões fora de amostra e por fim, uma conclusão com discussão comparando os resultados obtidos neste estudo e os encontrados no artigo usado como base de metodologia.

Gráfico 1 - Expectativas de câmbio do boletim Focus e a taxa de câmbio



Fonte: Banco Central do Brasil

2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

A necessidade de modelos que explicassem o comportamento das taxas de câmbio nominal cresceu a partir do início da década de 1970, onde grande parte dos países desenvolvidos tornaram suas taxas flutuantes. Para isso, foram introduzidos modelos monetários, sendo divididos em duas vertentes: preços flexíveis por Frenkel (1976), Mussa (1976), e Bilson (1978) e de preços rígidos por Dornbusch (1976). A diferença entre os dois está em que o modelo de preços flexíveis assume que a paridade de poder de compra é sempre válida, enquanto o modelo de preços rígidos assume que só é válida no longo prazo. Esses modelos relacionam o câmbio com agregados monetários, taxa de juros e renda do país doméstico e estrangeiro.

Contudo, como apontado por Frankel (1984), os modelos monetários obtiveram resultados modestos quando testados de forma empírica em alguns casos. Rapach e Wohar (2004) investigaram dados pós Bretton-Woods e obtiveram bons resultados usando o modelo monetário em painel, mas não encontram evidências claras para uso das restrições no procedimento de painel, enquanto obtiveram resultados pobres analisando país por país.

Uma outra abordagem foi desenvolvida também na mesma época dos modelos monetários, a abordagem de balanço de portfólio, tendo como hipótese central que ativos de países diferentes não são substitutos perfeitos. Essa abordagem tem como alguns pioneiros Branson (1977) e Girton e Henderson (1977). Sua forma mais simples consiste em um portfólio de somente 4 ativos: moeda doméstica e estrangeira, e títulos domésticos e estrangeiros. É assumido que os residentes domésticos alocam uma parte da sua riqueza em títulos domésticos e outra parte na moeda estrangeira. Essa razão entre alocações depende das taxas de juros dos dois países e a depreciação esperada da taxa de câmbio. Isso significa que por exemplo, se houver um aumento na taxa de juros estrangeira, a demanda pelos títulos estrangeiros irá aumentar, enquanto a moeda local se depreciará, fazendo uma conexão direta entre taxa de câmbio e política monetária.

Kallianiotis (2020) apresenta as hipóteses fundamentais do modelo teórico além da central já mencionada: a paridade de poder de compra não se sustenta, é esperado que a taxa de câmbio se mantenha inalterada, somente os quatro ativos já mencionados estão disponíveis, títulos não são substitutos perfeitos, não existem barreiras para o trânsito de capital como

controle de capitais e afins, custos de transação são desprezíveis e o tamanho da economia doméstica é pequeno o suficiente para não impactar a taxa de juros estrangeira.

A equação do câmbio nesse modelo se encontra abaixo:

$$S_t = s(\overset{+}{\widehat{M}_t}, \overset{+}{\widehat{B}_t}, \overset{-}{\widehat{M}_t^*}, \overset{+}{\widehat{B}_t^*}, \overset{-}{\widehat{i}_t}, \overset{+}{\widehat{i}_t^*}) \quad (1)$$

Onde:

S_t = taxa de câmbio

i_t =taxa de juros doméstica

i_t^* =taxa de juros estrangeira

M_t =agregado monetário

B_t =títulos domésticos

M_t^* =agregado monetário estrangeiro

B_t^* =títulos estrangeiros

E os sinais acima de cada termo representam os efeitos esperados na taxa de câmbio no caso de aumento das respectivas variáveis. Nesta representação, um aumento de i_t^* significa depreciação da moeda doméstica por exemplo.

Da mesma forma que os modelos monetários, o modelo de balanço de portfólio não encontra consenso sobre sua aplicabilidade na literatura. Novamente, Frankel (1984) aponta resultados pobres do modelo, principalmente analisando a moeda da Alemanha em relação ao dólar no período entre 1974 e 1981, onde a oferta de títulos e moeda no país aumentou, mas seu câmbio apreciou devido ao esforço do banco central alemão para manter a moeda desvalorizada. Faust, Rogers e Wright (2003) também não encontram evidências para suportar o uso do modelo num trabalho comparando diversos modelos e metodologias para estudo de taxas de câmbio.

Frankel e Rose (1994) exploram como os modelos evoluíram ao longo dos anos 1980, suportados pela maior disponibilidade de dados diários, a hipótese de sinalização (intervenção pode ser efetiva se sinalizar mudanças futuras na política monetária) e o percebido sucesso de países do G-7 em desvalorizar o dólar.

Mesmo com limitações em resultados em determinados cenários, os modelos de balanço de portfólio vêm passando por modificações e recebendo variações que obtiveram resultados relevantes e significativos. Magud, Reinhart e Rogoff (2011) analisaram os efeitos nos fluxos de curto prazo do uso de controle de capitais em diferentes países e encontraram que devem existir certas características em um país para que o controle de capitais seja efetivo. Schuder (2014) usou um modelo de balanço de portfólio de economia aberta onde intervenções do banco central podem promover uma alocação ineficiente de capital real, mostrando que intervenções podem promover alocações ineficientes de capital internacional.

Um ponto importante para análise da eficácia do modelo é a comparação de previsões fora da amostra contra um passeio aleatório como já mencionado na seção anterior. O procedimento básico para tal é comparar o RMSE (Raiz Quadrada do Erro Médio), como feito por Faust, Rogers e White (2003). Nesse artigo os autores encontraram que revisões de dados em tempo real e mudanças nos períodos das observações geram grandes efeitos nas previsões. Essa questão é expandida por Rossi (2013), que revisa a literatura mais recente de modelos de câmbio e demonstra que o passeio aleatório sem *drift* é a referência mais difícil de ser superada em termos de previsões.

Diversos trabalhos mais recentes utilizaram uma modificação do modelo, com procedimentos de raiz unitária, cointegração e modelos VAR. Nwafor (2008) analisou o câmbio peso mexicano – dólar americano entre 1985 e 2005, mas observou evidências fracas de uma relação de longo prazo entre o câmbio mexicano e os agregados monetários e títulos dos respectivos países.

Magwiro (2019) usa o modelo desenvolvido por Miles (1978) e aplica testes de raiz unitária e cointegração para analisar o câmbio do Rand Sul Africano contra o dólar americano. Utiliza BVAR (Vetores Autorregressivos Bayesianos) e VECM (Vetor de Correção de Erros) com base nos resultados dos testes e encontra que um maior diferencial de juros privilegiando a moeda doméstica melhora a conta capital sul africana e aumento de inflação prejudica a conta capital, sendo assim os determinantes principais dela.

Khan e Abbas (2015) usam um modelo autorregressivo com defasagens para o câmbio paquistanês contra o dólar americano a partir de resultados de testes de Dickey Fuller Aumentado e Phillips Perron para avaliar estacionariedade da série. Mesmo sem dados de

títulos domésticos paquistaneses e usando dados entre 2001 e 2010, eles conseguem encontrar uma relação de longo prazo entre os agregados monetários dos dois países e os títulos americanos contra o câmbio paquistanês.

Cushman (2007) se baseia no modelo de Branson e Henderson (1985), usando testes de raiz unitária e cointegração, chegando num modelo VAR de seis defasagens para estimar o câmbio dólar canadense contra o dólar americano. Os resultados mostram dois vetores de cointegração que aproximam a demanda de ativos domésticos e estrangeiros do modelo teórico mostra que a taxa de câmbio é importante para o ajuste ao equilíbrio. Apesar de os resultados não suportarem que o modelo é eficiente para previsões, são melhores que resultados de modelos monetários de trabalhos comparáveis.

3 DADOS E MODELO

3.1 MODELO

O modelo utilizado é uma das variações do modelo utilizadas no trabalho de Cushman (2007), onde existem dois países com quatro ativos disponíveis: títulos e moeda de cada país. Algumas hipóteses simplificadoras são incluídas como: a demanda por títulos é dependente somente do diferencial de juros, h , demanda por dinheiro é independente de riqueza nominal. A estrutura do modelo é colocada abaixo como as funções de demanda por ativos dos dois países:

$$S = S\left(\left[i \overbrace{-i^* - E\Delta s}^{(-)}\right], \overbrace{B_{can}}^{(+)}, \overbrace{F_{can}}^{(-)}, \overbrace{B_{us}}^{(+)}\right) \quad (2)$$

$$S = S\left(\left[i \overbrace{-i^* - E\Delta s}^{(-)}\right], \overbrace{F_{can}}^{(+)}, \overbrace{B_{us}}^{(+)}, \overbrace{F_{us}}^{(-)}\right) \quad (3)$$

Sendo:

s = taxa de câmbio

i = taxa de juros doméstica

i^* = taxa de juros do país estrangeiro

B_{can} = ativos domésticos em posse de residentes

F_{can} = ativos estrangeiros em posse de residentes

B_{us} = ativos domésticos em posse de estrangeiros

F_{us} = ativos estrangeiros em posse de estrangeiros

Esse modelo se difere do modelo básico por considerar que os passivos internacionais afetam a demanda por ativos domésticos. Os sinais acima dos termos são os impactos esperados de cada variável na taxa de câmbio. Por exemplo, um aumento em F_{can} reduz a riqueza líquida no país estrangeiro, diminuindo a demanda por títulos estrangeiros e causando uma depreciação

na moeda estrangeira. $E\Delta s$ representa a mudança esperada na taxa de câmbio, assumindo-se ser uma variável estacionária, pode ser omitida da análise de cointegração.

As equações abaixo replicam as anteriores, aplicadas para o caso deste trabalho. A notação usada com as letras br representa as variáveis em posse de brasileiros.

$$S = S([i - i^* - E\Delta s], B_{br}, F_{br}, B_{us}) \quad (4)$$

$$S = S([i - i^* - E\Delta s], B_{br}, F_{br}, F_{us}) \quad (5)$$

3.2 DADOS

O período analisado compreende desde o primeiro trimestre de 2017 até o último trimestre de 2021, utilizando dados trimestrais. As variáveis monetárias estão em milhões de dólares americanos, e as taxas de juros em porcentagens anuais. As variáveis foram passadas para logaritmo natural, exceto a taxa de câmbio e as taxas de juros. Os dados utilizados foram os seguintes:

s = Taxa de câmbio nominal USD BRL - (Banco Central Brasileiro)

i = taxa de juros de títulos de curto prazo brasileiros – (Fundo Monetário Internacional)

i^* = taxa de juros da Treasury Bill de 3 meses americana - (Banco Central Americano)

B_{br} = dívida brasileira em posse de residentes brasileiros – Relatório Mensal da Dívida (Tesouro Nacional)

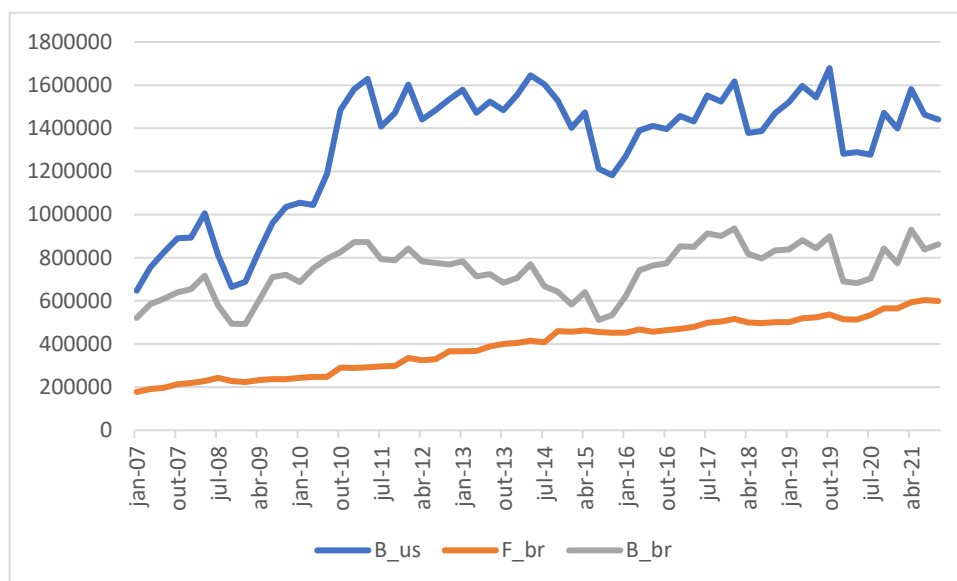
F_{br} = ativos estrangeiros em posse de residentes brasileiros – Total de ativos na posição internacional de investimentos, subtraindo as reservas internacionais do Banco Central (Banco Central Brasileiro)

B_{us} = ativos brasileiros em posse de residentes estrangeiros – Total de passivos na posição internacional de investimentos, subtraindo as reservas internacionais do Banco Central (Banco Central)

F_{us} = dívida americana em posse de residentes estrangeiros – Total de dívida federal americana em posse de investidos privados, subtraindo o total de dívida federal americana na posse de estrangeiros (Departamento do Tesouro dos Estados Unidos da América)

Na Figura 2, se encontra o comportamento dos ativos locais e estrangeiros em posse de residentes brasileiros e ativos brasileiros em posse de estrangeiros ao longo do tempo. Pode-se perceber como os ativos locais em posse de estrangeiros se manteve estável entre 2010 e 2014, sofrendo uma queda brusca a partir desse ponto e se mantendo dentro de intervalo desde então. Outras quedas relevantes nos níveis dessa variável são em 2008 (crise imobiliária dos EUA), 2017 (crise do governo Temer no caso JBS) e 2020 (pandemia do Covid-19). Esses fatores sugerem que as variáveis capturam em certa magnitude eventos que trazem riscos políticos e econômicos que afetam a taxa de câmbio. O número de ativos locais em posse de residentes brasileiros apresenta comportamento semelhante. Já os ativos estrangeiros em posse de residentes brasileiros vêm crescendo gradativamente e lentamente ao longo do tempo, com variações muito mais sutis.

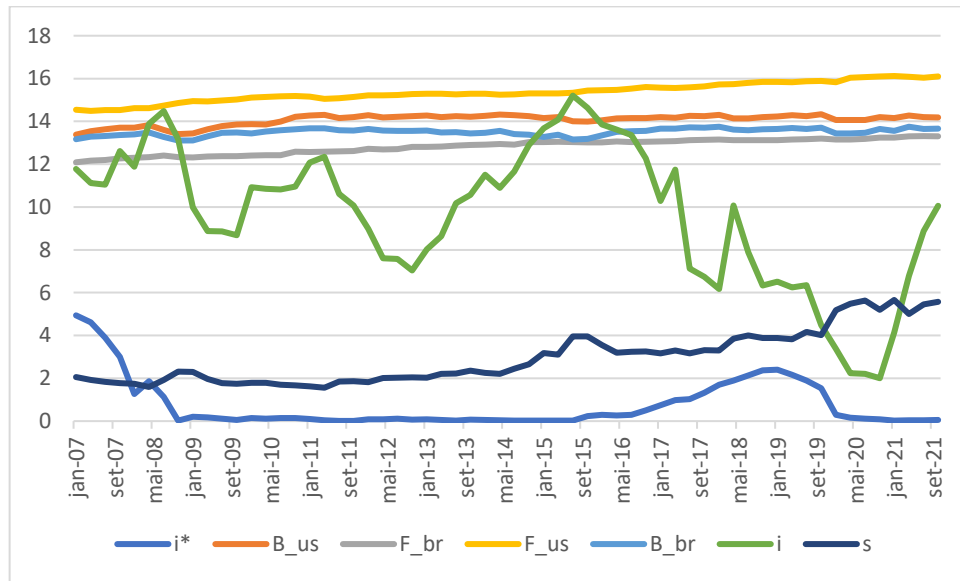
Gráfico 2 - Evolução de determinados ativos ao longo do tempo em dólares americanos



Fontes: Banco Central do Brasil e Tesouro Nacional

Abaixo se encontra o gráfico 3 com o comportamento de todas as variáveis ao longo do período analisado, com os ativos já passados para o logaritmo. O subscrito log indica que o logaritmo foi aplicado na variável em questão. Um dos primeiros fatores que será analisado é a presença ou não de estacionaridade dos dados, e uma análise breve por esse gráfico indica sinais de que as a maioria das variáveis não devem ser estacionárias, contudo, testes apropriados serão aplicados para verificar essa questão.

Gráfico 3 - Variáveis ao longo do tempo



Fontes: Banco Central do Brasil, Tesouro Nacional, Departamento do Tesouro dos Estados Unidos da América, Banco Central Americano.

4 RESULTADOS

O objetivo do trabalho é replicar os métodos usados no trabalho de Cushman (2007), que consiste em usar um modelo VAR com as variáveis citadas anteriormente, aplicar diversos testes para avaliar se o modelo encontra resultados semelhantes aos encontrados no trabalho de referência, e no final comparar o desempenho do modelo contra um passeio aleatório com e sem *drift* para previsões de dados fora da amostra.

Os primeiros passos consistem em aplicar os testes de *GLS-Dickey Fuller*, *Phillips-Perron* e *KPSS*. Com base nos testes, um modelo VAR será escolhido com base em testes de verossimilhança, usando uma constante e *dummies* sazonais, dado pelo fato de as variáveis não estarem ajustadas por sazonalidade e seguindo a metodologia do artigo base. Em seguida, testes de especificação serão aplicados para avaliar normalidade, heterocedasticidade e autocorrelação dos erros.

Testes de cointegração de vetores como o de Johansen e coeficientes de correção de erros serão usados para avaliar o modelo em si. O último passo é estimar um modelo de passeio aleatório para períodos fora da amostra e comparar os resultados com as estimativas do modelo VAR.

Para analisar a presença de raiz unitária nos dados, resultados de três testes foram comparados: o teste DF-GLS proposto por *Elliott, Rothenberg e Stock*, o teste de *Kwiatkowski* (KPSS) e o teste de *Phillips-Perron* (PP). Primeiro, os testes foram aplicados para as variáveis em nível considerando uma tendência linear determinística, devido à aparente tendência presente nos dados, ainda que não em grande magnitude. Os testes são em geral conclusivos e não podemos rejeitar a hipótese de raiz unitária nos testes DF-GLS e PP, enquanto a presença de estacionariedade é rejeitada em todos os testes KPSS com pelo menos 5% de significância. Os coeficientes de tendência linear não foram significativos.

Os dados foram então tomados em primeira diferença e testados novamente, dessa vez para a presença de uma constante apenas. Os resultados dessa vez são menos conclusivos, com o teste DF-GLS em F_{br} não rejeitando a hipótese de raiz unitária, mas apontando indícios de estacionariedade nos outros dois testes. O teste KPSS em primeira diferença apresentou rejeição da hipótese nula em quatro variáveis. Analisando em específico esses quatro casos, todos apresentam indícios razoáveis de estacionariedade no restante dos testes, sendo a taxa de juros americana mais preocupante pois apenas apresenta rejeição à 10% no teste DF-GLS. O teste

KPSS também tem tendência para erros de rejeição da hipótese nula e é muito sensível à matriz de variância e covariância utilizada, o que reduz um pouco a gravidade das diferenças. Apesar dos resultados um pouco divergentes nos testes em primeira diferença, o VAR será estimado com a primeira diferença dos dados.

Tabela 1 - Testes de Raiz Unitária com tendência linear para as variáveis em nível

| Variável | DF_GLS | KPSS | PP |
|-----------------------|----------|-----------|----------|
| <i>s</i> | 0.6814 | 0.1565** | -2.1447 |
| <i>i</i> | -2.7523* | 0.1007*** | -1.9964 |
| <i>i</i> * | -2.21 | 0.1288*** | -3.7496* |
| <i>B_{br}</i> | -2.4755 | 0.0892*** | -2.8863 |
| <i>F_{br}</i> | -0.8368 | 0.1644** | -2.0991 |
| <i>B_{us}</i> | -1.1621 | 0.1408*** | -2.3752 |
| <i>F_{us}</i> | -2.3507 | 0.0873*** | -2.1672 |

*, ** e *** denotam respectivamente 10%, 5% e 1% de nível de significância

Tabela 2 - Testes de Raiz Unitária com constante para as variáveis em primeira diferença

| Variável | DF_GLS | KPSS | PP |
|-----------------------|------------|-----------|------------|
| <i>s</i> | -3.1758*** | 0.3434 | -8.4652*** |
| <i>i</i> | -3.0127*** | 0.0915*** | -6.477*** |
| <i>i</i> * | -1.8254* | 0.1397** | -6.0126*** |
| <i>B_{br}</i> | -2.0351** | 0.1088*** | -8.2966*** |
| <i>F_{br}</i> | -1.2911 | 0.3896 | -9.2898*** |
| <i>B_{us}</i> | -1.6108* | 0.347* | -7.4583*** |
| <i>F_{us}</i> | -1.7909** | 0.1001*** | -7.9464*** |

*, ** e *** denotam respectivamente 10%, 5% e 1% de nível de significância

O número de defasagens foi escolhido com base nos critérios de informação de *Akaike* (AIC), *Hannan-Quinn* (HQ), *Schwarz* (SC) e FPE, utilizando um número máximo de 10 defasagens. Os resultados se encontram na Tabela 2, sendo escolhido um número de 5 defasagens. Seguindo os passos do artigo base, o VAR foi estimado incluindo uma constante e *dummies* sazonais pois as variáveis não estão ajustadas sazonalmente também no caso deste trabalho.

Tabela 3 - Critérios de Informação para a defasagem do VAR

| AIC | HQ | SC | FPE |
|-----|----|----|-----|
| 5 | 5 | 1 | 6 |

4.1 ESPECIFICAÇÃO DO MODELO

Os testes de correlação serial dos erros apresentam resultados divergentes nos testes de *Portmanteau* e *Breusch-Godfrey*. Os resultados de *Portmanteau* não rejeitam a hipótese nula de que não há correlação serial dos erros ao se utilizar mais defasagens nos testes a 10% de significância, ocorrendo o mesmo nos testes de *Breusch-Godfrey* utilizando menos defasagens. Dado o número baixo de observações, os resultados de BG aparentam ser mais críveis. Cushman (2007) também obteve resultados contraditórios ao comparar testes de *Portmanteau* e *Ljung-Box*.

Para avaliar heterocedasticidade foi utilizado o teste *ARCH-LM*, não rejeita a hipótese nula de homocedasticidade do modelo em nenhuma das equações individuais a 5% de significância. Novamente, os resultados são similares aos do artigo base em termos de significância estatística. Os resultados comparados se encontram na tabela 5. A estabilidade estrutural foi analisada por meio de processos de flutuação com soma cumulativa e soma móvel dos resíduos (CUSUM e MOSUM). Pode-se perceber que não existem evidências de quebras estruturais no modelo em nenhuma das variáveis nas duas abordagens, e conclui-se que o modelo está bem especificado nesse ponto. Os gráficos dos testes de estabilidade se encontram no Apêndice.

Passando para normalidade, os resultados se encontram nas tabelas 6 e 7, onde a coluna CAD apresenta os valores obtidos no artigo base para a taxa de câmbio canadense. As equações de taxa de juros americana e de títulos estrangeiros em posse de brasileiros possuem problemas. Os testes multivariados apresentam os mesmos problemas, mas as outras equações individuais não apresentam indícios de não normalidade, também não apresentando indícios de distorção. Os testes de cointegração de Johansen não dependem fortemente de hipótese de normalidade, então essas limitações não são graves para o modelo.

Tabela 4: Testes de correlação serial dos erros

| Defasagens | 7 | 14 | 28 |
|------------------------|----------|-----------|-----------|
| <i>Portmanteau</i> | 0.00*** | 0.00*** | 0.73 |
| <i>Breusch-Godfrey</i> | 0.09365* | 0.91 | 0.99 |

*, ** e *** denotam respectivamente 10%, 5% e 1% de nível de significância

Tabela 5: Teste de Heterocedasticidade

| Teste ARCH-LM | | BRL | | CAD | |
|-----------------------|--------|----------|------|---------|--|
| <i>s</i> | 1.0632 | [0,8316] | 0.49 | [0.815] | |
| <i>i</i> | 1.279 | [0,688] | 1.19 | [0.326] | |
| <i>i</i> * | 5.0453 | [0,9955] | 0.24 | [0.963] | |
| <i>B_{br}</i> | 1.3553 | [0,6319] | 0.12 | [0.994] | |
| <i>F_{br}</i> | 1.4564 | [0,5567] | 0.09 | [0.997] | |
| <i>B_{us}</i> | 1.0932 | [0,8136] | 1.62 | [0.160] | |
| <i>F_{us}</i> | 1.3281 | [0,6521] | 0.25 | [0.956] | |

*, ** e *** denotam respectivamente 10%, 5% e 1% de nível de significância. (p-valor entre colchetes)

Tabela 6 - Estatísticas dos testes de normalidade multivariados

| Jacques Bera | Curtose | Skewness |
|-----------------|-----------------|-------------|
| 30.4[0.0066]*** | 23.6[0.0014]*** | 6.8[0.4463] |

*, ** e *** denotam respectivamente 10%, 5% e 1% de nível de significância. (p-valor entre colchetes)

Tabela 7 - Testes de Jacques-Bera uni variados

| | BRL | | CAD | |
|-----------------------|-------------|------------|-------------|------------|
| | Estatística | P-valor | Estatística | P-valor |
| <i>s</i> | 0.52 | [0,771] | 0.27 | [0.872] |
| <i>i</i> | 59.22 | [0,051]* | 40.24 | [0.000]*** |
| <i>i</i> * | 34.99 | [0,000]*** | 47.80 | [0.000]*** |
| <i>B_{br}</i> | 10.18 | [0,600] | 2.39 | [0.303] |
| <i>F_{br}</i> | 89.80 | [0,011]** | 0.27 | [0.872] |
| <i>B_{us}</i> | 0.33 | [0,847] | 7.37 | [0.025]** |
| <i>F_{us}</i> | 0.60 | [0,739] | 0.20 | [0.903] |

*, ** e *** denotam respectivamente 10%, 5% e 1% de nível de significância. (p-valor entre colchetes)

O próximo passo é o teste de Johansen, um dos mais utilizados para avaliação de cointegração. O teste de traço utilizando uma constante irrestrita resultou em estatísticas de 41.16 para 4 ou menos vetores e 11.02 para 5 ou menores vetores, com respectivos valores

críticos de 37.22 e 23.52. Portanto, podemos concluir que há pelo menos 5 vetores de cointegração. A estatística para pelo menos 6 vetores foi 0.06 para um valor crítico de 11.65, não oferecendo forte suporte para que existam 6 vetores. O teste completo está na tabela 8.

Tabela 8: Teste de Johansen com valores críticos

| | Teste | 10% | 5% | 1% |
|------------------------|--------|--------|--------|--------|
| Vetores <= 6 | 0.06 | 6.5 | 8.18 | 11.65 |
| Vetores <= 5 | 11.02 | 15.66 | 17.95 | 23.52 |
| Vetores <= 4 | 41.16 | 28.71 | 31.52 | 37.22 |
| Vetores <= 3 | 116.81 | 45.23 | 48.28 | 55.43 |
| Vetores <= 2 | 190.24 | 66.49 | 70.6 | 78.87 |
| Vetores <= 1 | 300.24 | 85.18 | 90.39 | 104.2 |
| Vetores <= 0 | 534.38 | 118.99 | 124.25 | 136.06 |

Os vetores encontrados e suas comparações estão apresentados nas tabelas 9 e 10. Eles não necessariamente coincidem com os sinais esperados pelo modelo teórico, sendo o vetor 2 o mais bem especificado por essa vertente.

Tabela 9: Vetores de cointegração

| Vetores de cointegração | sinal esperado | vetor 1 | vetor 2 | vetor 3 | vetor 4 | vetor 5 |
|-------------------------|----------------|---------|---------|---------|---------|---------|
| <i>s</i> | | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 |
| <i>i</i> | (-) | 0.241 | -0.111 | -0.183 | 1.184 | -0.020 |
| <i>i*</i> | (+) | 0.497 | 0.207 | -0.568 | -4.495 | -0.234 |
| <i>B_{br}</i> | (+) | 1.519 | -3.238 | 7.340 | 53.866 | -0.196 |
| <i>F_{br}</i> | (-) | -6.954 | -1.286 | 5.656 | 36.870 | 0.951 |
| <i>B_{us}</i> | (+) | 7.347 | 5.361 | -1.345 | -17.420 | 0.550 |
| <i>F_{us}</i> | (-) | -1.439 | -3.137 | -9.182 | -20.221 | -3.447 |

Tabela 10: Vetores do artigo base

| Vetores de cointegração | vetor 1 | vetor 2 |
|-------------------------|---------|---------|
| <i>s</i> | -1 | -1 |
| <i>i</i> | -1.224 | -3.734 |
| <i>i*</i> | 2.08 | 9.404 |
| <i>B_{br}</i> | -0.468 | 0.516 |
| <i>F_{br}</i> | -0.581 | -1.74 |
| <i>B_{us}</i> | 0.718 | 1.133 |
| <i>F_{us}</i> | 0.719 | 0.562 |

Como Cushman (2007) explica, os vetores não necessariamente precisam seguir os sinais teóricos do modelo individualmente. Já os coeficientes de erro são normalizados para representar o ajuste por unidade de tempo para cada unidade de desvio do logaritmo da taxa de câmbio. Os resultados obtidos neste trabalho são um pouco mais divergentes do esperado, diferindo um pouco mais dos sinais esperados. Os coeficientes de erros dos respectivos vetores estão apresentados e comparados na tabela 11.

Tabela 11: Coeficientes de erro

| Variável | vetor 1 | vetor 2 | vetor 3 | vetor 4 | vetor 5 | vetor 1 CAD | vetor 2 CAD |
|----------|---------|---------|---------|---------|---------|-------------|-------------|
| s | -0.12 | 0.25 | 0.01 | 0.03 | -0.18 | -0.15* | -0.03* |
| i | -0.87 | 1.90 | 1.61 | -0.07 | 1.56 | 0.01 | 0.03 |
| i^* | 0.05** | -0.29** | 0.35** | 0.01** | 0.46** | -0.01 | 0.04 |
| B_{br} | 0.02 | -0.11 | -0.06 | -0.01 | 0.10 | -0.2 | -0.02 |
| F_{br} | 0.01** | 0.01** | 0.02** | -0.01** | 0.02** | 0.18** | -0.13** |
| B_{us} | 0.01 | -0.113 | 0.01 | -0.01 | 0.05 | -0.15** | 0.01** |
| F_{us} | 0.01** | -0.03** | 0.05** | -0.01** | 0.02** | 0.07 | 0.03 |

*, ** e *** denotam respectivamente 10%, 5% e 1% de nível de significância.

5 PREVISÕES FORA DA AMOSTRA

Um outro ponto importante a ser verificado é a capacidade de previsão do modelo. A seguir, uma comparação entre modelos de passeio aleatório com e sem *drift* e o modelo VAR utilizado anteriormente, estimando previsões fora da amostra. O artigo base possui significativamente mais observações (116 contra 60 neste trabalho) e analisa até 16 horizontes à frente, assim como outros trabalhos já mencionados. Por isso, as previsões neste trabalho consideram horizontes menores, considerando ainda o fato de o período utilizado coincidir em grande parte com a pandemia do Covid-19. As 10 últimas observações foram retiradas e o VAR foi estimado novamente.

Não houve alterações relevantes nos testes de raiz unitária. Foi utilizado novamente o mesmo número de defasagens (5) após se encontrar o mesmo resultado nos testes de critério de informação. Os horizontes analisados são do terceiro trimestre de 2019 até o último trimestre de 2021. Os desvios quadráticos médios foram computados e as razões entre os números encontrados para cada modelo foram calculadas para o efeito de comparação. Uma razão menor que 1 significa que o erro das previsões do VAR é menor que aquele utilizando o passeio aleatório. Um resumo com os desvios médios se encontra na tabela 12.

Tabela 12: RMSE das previsões

| Horizontes | 1 | 3 | 5 | 8 | 10 |
|------------------------|----------|----------|----------|----------|-----------|
| Sem drift | 0.394 | 0.745 | 0.607 | 0.571 | 0.538 |
| Com drift | 0.393 | 0.743 | 0.604 | 0.570 | 0.536 |
| VAR | 0.850 | 0.681 | 0.578 | 0.561 | 0.562 |
| Razão sem drift | 2.157 | 0.913 | 0.953 | 0.983 | 1.044 |
| Razão com drift | 2.164 | 0.916 | 0.958 | 0.985 | 1.048 |

Os resultados mostram que o modelo proposto se comporta melhor em horizontes intermediários, sendo muito inferior 1 horizonte à frente e ligeiramente inferior 10 horizontes à frente, apesar que analisar somente um horizonte à frente não possui grande relevância diante de análises mais longas. Também foi utilizado o teste de *Diebold-Mariano* para comparação, procedimento utilizado por Mark (1995) ao estudar desvios do logaritmo de taxas de câmbio nominais de seus valores “fundamentais”. Os resultados encontrados por Cushman se encontram na tabela 13 e os resultados deste trabalho se encontram na tabela 14, onde estão as estatísticas e os p-valores para a hipótese alternativa de que o passeio aleatório é menos preciso

que o VAR. Nenhum dos resultados nos horizontes selecionados apresentou indícios para rejeitar a hipótese nula e pode-se concluir com razoabilidade que a superioridade de previsão do VAR em relação aos outros dois modelos não são estatisticamente significativas a 5%.

Tabela 13: Resultados de previsão fora da amostra de Cushman (2007)

| Horizontes | 1 | 4 | 8 | 12 | 16 |
|-----------------------------|----------|----------|----------|-----------|-----------|
| Razão RMSE sem drift | 1.03 | 0.916 | 0.776 | 0.747 | 0.73 |
| DM sem drift | 0.358 | -0.298 | -0.709* | -0.912* | -1.916** |
| Razão RMSE com drift | 1.088 | 0.965 | 0.81 | 0.773 | 0.755 |
| DM com drift | 1.608 | -0.126 | -0.601 | -0.814 | -1.707** |

*, ** e *** denotam respectivamente 10%, 5% e 1% de nível de significância.

Tabela 14: Estatísticas do teste DM em relação ao VAR

| Horizontes | 2 | 3 | 5 | 8 | 10 |
|-------------------|--------------|---------------|---------------|---------------|--------------|
| Sem drift | 2.286[0.868] | -0.185[0.620] | -0.121[0.435] | -0.063[0.457] | 0.184[0.570] |
| Com drift | 2.278[0.868] | -0.111[0.623] | -0.109[0.437] | -0.057[0.478] | 0.202[0.501] |

*, ** e *** denotam respectivamente 10%, 5% e 1% de nível de significância. (p-valor entre colchetes)

6 CONCLUSÃO

Nesse trabalho, foi estimado um modelo empírico baseado na abordagem de balanço de portfólio usada por Cushman (2007), para a taxa de câmbio dólar americano-real brasileiro. A abrangência dos dados para o caso do câmbio brasileiro é menor, resultando em apenas 60 pontos ao invés de 117 no artigo base. O intervalo de tempo analisado neste trabalho, ainda que diferente, apresenta um comportamento similar das variáveis, contendo divergências similares nos testes de raiz unitária.

O modelo é, em geral, razoavelmente especificado, com exceção de resultados mistos de autocorrelação e pequenos problemas de normalidade em duas equações. Essas características estão em linha com os resultados encontrados no artigo base. Os dados sugerem um maior número de vetores de cointegração, porém refletem razoavelmente bem o comportamento esperado pelo modelo teórico, assim como seus coeficientes de erro. Por fim, uma análise de estimativas fora da amostra revela uma ligeira superioridade do modelo sobre um passeio aleatório em determinados horizontes, mas que não pode ser considerada estatisticamente significativa. Em geral, os resultados encontrados neste trabalho são inferiores aos encontrados no artigo base, tanto na especificação do modelo quanto nas estimativas de previsão.

Os testes de especificação sugerem que algumas variáveis poderiam ser omitidas do modelo, sendo razoável afirmar que pode haver opções de variáveis mais relevantes para melhorar a capacidade de previsão do modelo. Por fim, não é possível afirmar que há um ganho de previsão relevante com o uso desse modelo, mas sua especificação justifica um estudo de aplicação como alternativa para explicar choques e intervenções como já foi feito de forma bem-sucedida por outros trabalhos.

7 APÊNDICE

Figura 1 e 2 – CUSUM para spot e taxa de juros doméstica

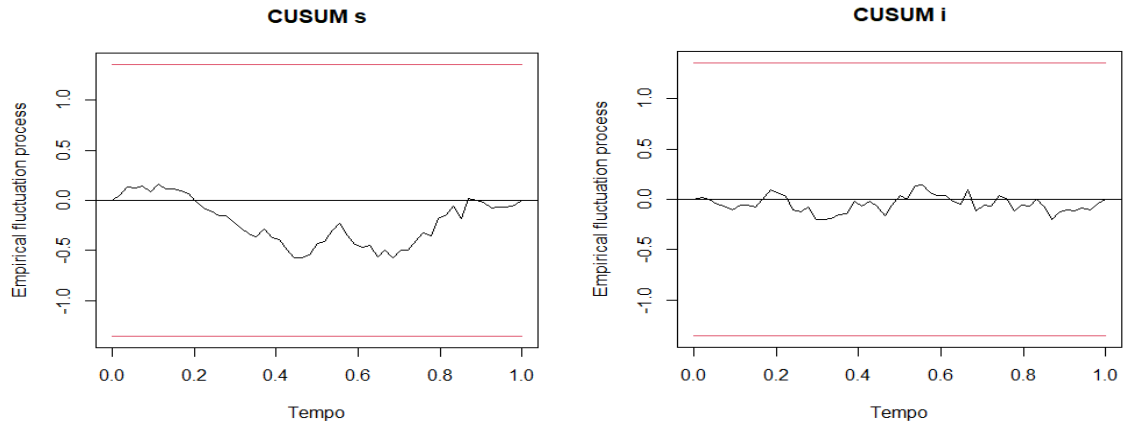


Figura 3 e 4 – CUSUM para taxa de juros estrangeira e F_{br}

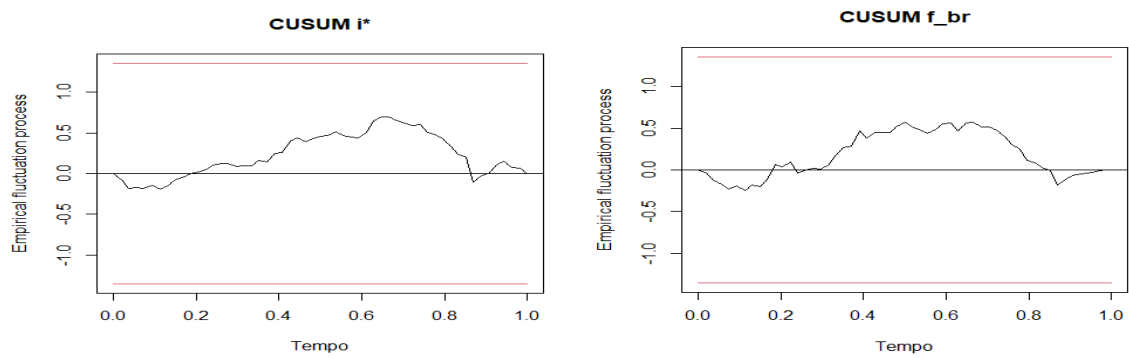


Figura 5 e 6 – CUSUM para B_{br} e B_{us}

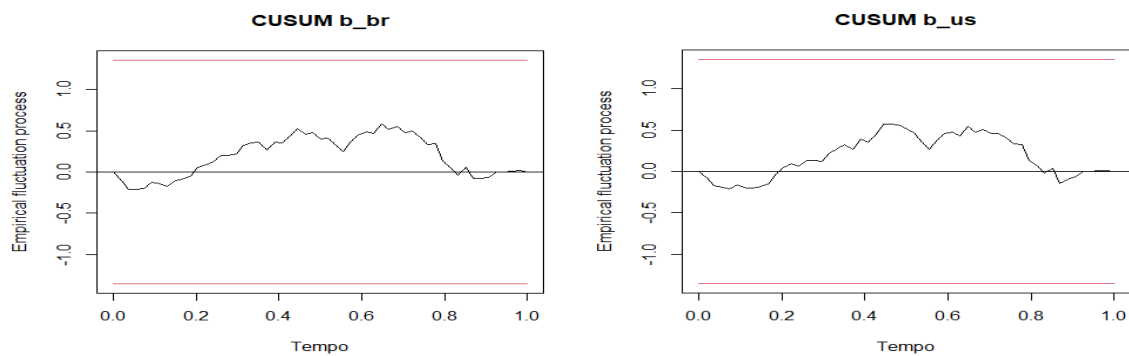


Figura 7 e 8 – CUSUM para F_{us} e MOSUM para spot

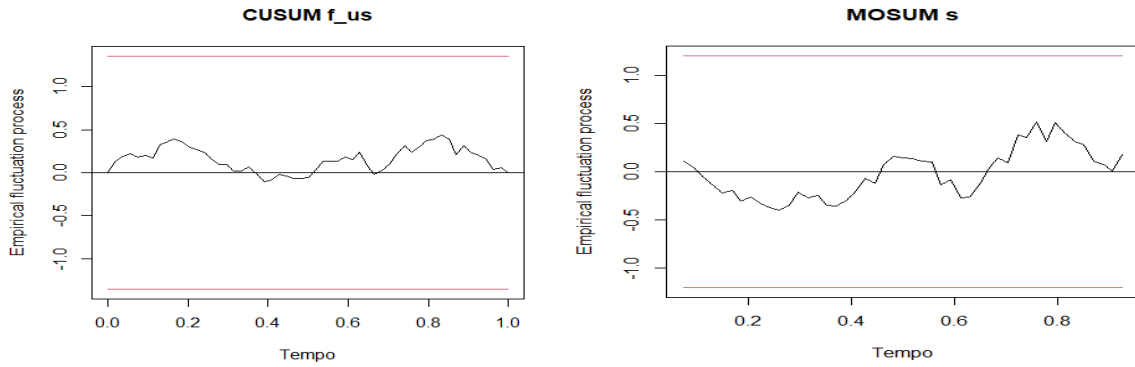


Figura 9 e 10 – MOSUM para taxa de juros doméstica e estrangeira

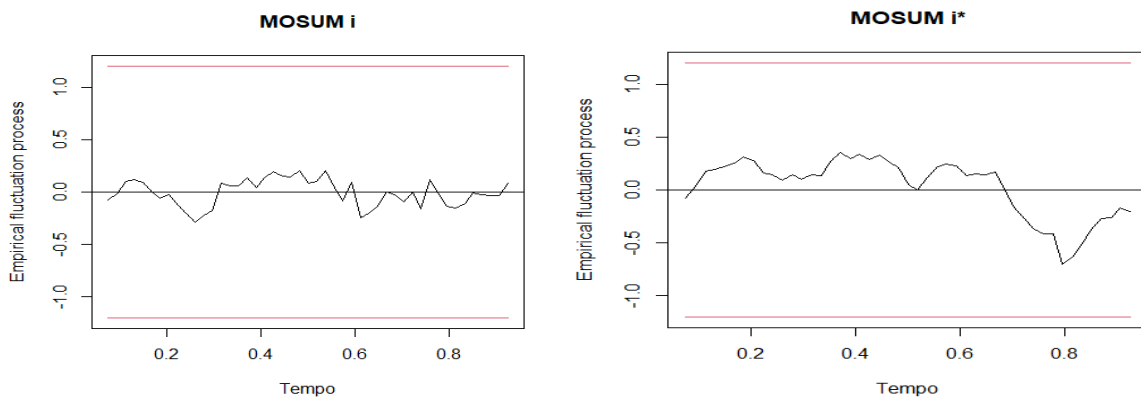


Figura 11 e 12 – MOSUM para B_{br} e F_{br}

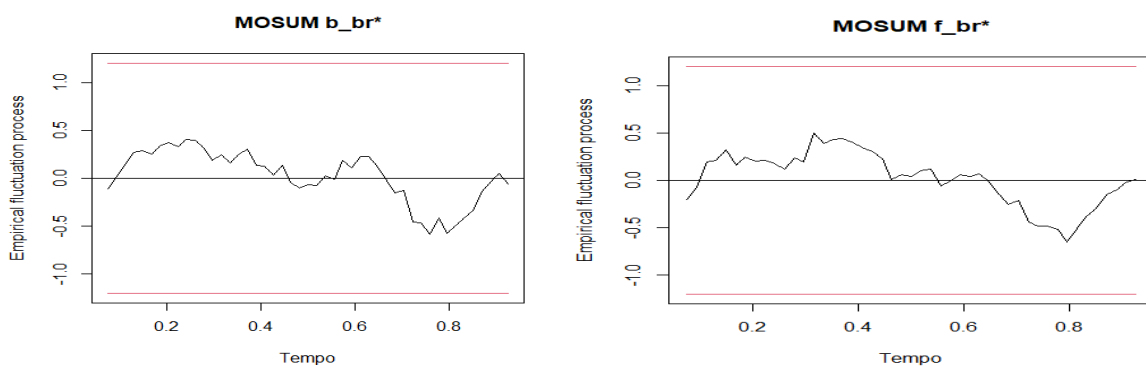
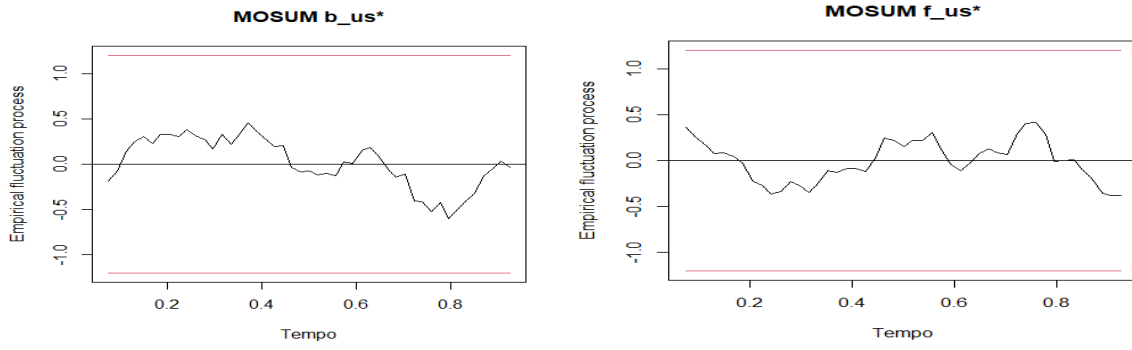


Figura 13 e 14 – MOSUM para B_{us} e F_{us} 

8 REFERÊNCIAS

- BILSON, John. The monetary approach to the exchange rate-some empirical evidence. *IMF Staff Papers* 25 (March): 48-75, 1978.
- BRANSON, W.H., Henderson, D.W., “The Specification and Influence of Assets Markets,” in R.W.Jones and P.B. Kenen (eds.), *Handbook of International Economics*, Volume 2 (Amsterdam:Elsevier). 1985.
- BRANSON, William. Asset markets and relative prices in exchange rate determination. *Sozialwissenschaftliche Annalen* 1 :69-89.1977.
- CUSHMAN, David O. “A portfolio balance approach to the Canadian–U.S. exchange rate”, *Review of Financial Economics*, Volume 16, No. 3, 2007, 305-320.
- DORNBUSCH, Rudiger. Expectations and exchange rate dynamics. *Journal of Political Economy* 84:1161-76. 1976.
- FAUST, J., J.H. ROGERS, and J.H. WRIGHT, “Exchange rate forecasting: the errors we’ve really made,” *Journal of International Economics* 60, 35-59, 2003.
- FAUST, Jon and ROGERS, John H. and WRIGHT, Jonathan H., *Exchange Rate Forecasting: The Errors We've Really Made*. 2001.
- FRANKEL, J. and A. ROSE, “A survey of Empirical Research on Nominal Exchange Rates,” *NBER working paper*, no. 4865. 1994.
- FRANKEL, J.A. ‘Tests of Monetary and Portfolio Balance Models of Exchange Rate Determination’, in J.F.O. Bilson and R.C. Marston (eds), 1984, *Exchange Rate Theory and Practice* (Chicago: Chicago University Press),239–59.
- FRENKEL, Jacob. A monetary approach to the exchange rate: Doctrinal aspects and empirical evidence. *Scandinavian Journal of Economics* 76: 200-224. 1976.
- GIRTON, Lance, and HENDERSON, Dale. 1977. Central bank operations in foreign and domestic assets under fixed and flexible exchange rates. In *The effects of exchange rate adjustment*, ed. P. Clark, D. Logue, and R. Sweeney. Washington: United States Treasury.
- KALLIANIOTIS, I.N., “Exchange Rate Determination: The Portfolio-Balance Approach”, *Journal of Applied Finance & Banking*, Volume 11, No. 1, 2021, 19-40.
- KHAN, Aima and ABBAS, Zaheer, “Portfolio balance approach: An empirical testing”, *Journal of Economics and International Finance*, Volume 7(6), pp. 137-143, 2015.
- MAGWIRO, Amon, *Exchange Rate Volatility and Currency Substitution in South Africa- A Portfolio Balance Approach*. 2019.

Marçal, E. F., Junior, E. H. Possível Bater o Passeio Aleatório na Previsão da Taxa de Câmbio? Mais Evidência para o Caso Brasileiro. *Rev. Bras. Finanças (Online), Rio de Janeiro*, 14, No. 1, março 2016, pp. 65-88

MARK, N.C. "Exchange Rates and Fundamentals: Evidence on Long-Horizon Predictability," *American Economic Review* 85, 201-218, 1995.

MEESE, Richard, KENNETH Rogoff. "Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Do They Fit Out of Sample?" *Journal of International Economics* 14: 3-24, 1995.

MUSSA, Michael. The exchange rate, the balance of payments, and monetary and fiscal policy under a regime of controlled floating. *Scandinavian Journal of Economics* 78: 229-48. 1976.

NWAFOR, Ferdinand, Portfolio Balance Model of Exchange Rate Behavior: A Peso-Dollar Example, *ICFAI Journal of Financial Economics*, 2008, Volume 6 Issue 2, p41-47.

RAPACH DE, Wohar ME. "Testing the monetary model of exchange rate determination: a closer look at panels." *J. Int. Money Finance* 23(6):867-895. 2004.

REINHART, Carmen and MAGUD, Nicolas E. and ROGOFF, Kenneth S., Capital Controls: Myth and Reality - A Portfolio Balance Approach, 2011. *Peterson Institute for International Economics Working Paper* No. 2011-07.

ROSSI, Barbara. "Exchange Rate Predictability." *Journal of Economic Literature*, 51 (4): 1063-1119, 2013.

SCHUDER, Stefan, Expansive monetary policy in a portfolio model with endogenous asset supply, *Economic Modelling* Volume 41, August 2014, Pages 239-252.

VERÔNICA VILARINHO COUTO, Silvia e MEURER, Roberto. Os impactos da política monetária na taxa de câmbio no brasil: identificação via heterocedasticidade. *Revista de Economia Contemporânea* (2017) 21(2): p. 1-25.