



Pedro Paulo Santoro Weissenberg

**Previsão Cambial e Paridade do Poder de Compra em
Países Emergentes**

Dissertação de Mestrado

Dissertação apresentada como requisito parcial para obtenção do grau de Mestre pelo Programa de Pós-Graduação em Macroeconomia e Finanças do Departamento de Economia do Centro de Ciências Sociais da PUC-Rio.

Orientador: Prof. Waldyr Dutra Areosa

Rio de Janeiro
Março de 2021



Pedro Paulo Santoro Weissenberg

**Previsão Cambial e Paridade do Poder de Compra em
Países Emergentes**

Dissertação de Mestrado

Dissertação apresentada como requisito parcial para
obtenção do grau de Mestre pelo Programa de Pós-
Graduação em Macroeconomia e Finanças do
Departamento de Economia do Centro de Ciências
Sociais da PUC-Rio.

Prof. Waldyr Dutra Areosa

Orientador

Departamento de Economia – PUC-Rio

Prof. Marcelo Cunha Medeiros

Departamento de Economia – PUC-Rio

Prof. Wagner Piazza Gaglianone

Departamento de Estudos e Pesquisas - Banco Central do Brasil

Rio de Janeiro, 15 de março de 2021

Todos os direitos reservados. É proibida a reprodução total ou parcial do trabalho sem autorização da universidade, do autor e do orientador.

Pedro Paulo Santoro Weissenberg

Graduou-se em Ciências Econômicas pelo Instituto Brasileiro de Mercados de Capitais (Ibmec-RJ).

Ficha Catalográfica

Weissenberg, Pedro Paulo Santoro

Previsão Cambial e Paridade do Poder de Compra em Países Emergentes / Pedro Paulo Santoro Weissenberg; orientador: Waldyr Dutra Areosa – Rio de Janeiro: PUC-Rio, Departamento de Economia, 2021

v., 45 f: il. color. ; 30 cm

Dissertação (mestrado) – Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, departamento de Economia.

Inclui bibliografia

1. Economia – Teses;. 2. Câmbio, Países Emergentes;. 3.Previsão Cambial;. 4. Paridade do Poder de Compra;. I. Areosa, Waldyr Dutra. II. Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro. Departamento de Economia . III. Título

CDD: 330

Resumo

Weissenberg, Pedro Paulo Santoro; Areosa, Waldyr Dutra. **Previsão Cambial e Paridade do Poder de Compra em Países Emergentes**. Rio de Janeiro, 2021. 45p. Dissertação de Mestrado – Departamento de Economia, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro.

Modelos de previsão cambial são frequentemente preteridos em relação a passeios aleatórios, porém o trabalho mostra que em certos casos, principalmente à médio e longo prazo, modelos simples de previsão cambial podem ser melhores do que passeio aleatório em países emergentes com câmbio livre. O trabalho também mostra que não há uma reversão do câmbio real à sua média de longo prazo e que seu movimento após um choque é feito quase todo pelo câmbio nominal.

Palavras-chave

Câmbio, Países Emergentes, Previsão Cambial, Paridade do Poder de Compra

Abstract

Weissenberg, Pedro Paulo Santoro; Areosa, Waldyr Dutra (Advisor).
Exchange Rate Forecast and Purchasing Power Parity in Emerging Countries. Rio de Janeiro, 2021. 45p. Dissertação de Mestrado – Departamento de Economia, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro.

Foward looking exchange models are frequently deprecated when comparing to a random walk. This work notes that under certain cenarios, mostly at medium and long run, simple models can be more accurated than random walk for emerging countries with free floating exchange rates, though. This work also notes that there is no real exchange rate's mean-reverting at long run and that most of it's path, after a shock, is done via nominal exchange rate.

Keywords

Exchange rate, Emerging Countries, Exchange Rate Forecast, Purchasing Power Parity

Sumário

1. Introdução.....	8
2. Revisão da Literatura e Arcabouço Teórico.....	10
3. Base de Dados.....	12
3.1 Escolha dos Países.....	12
3.2 Dados.....	13
4. Testes Amostrais.....	14
4.1 Força de Ajuste à Média.....	15
4.2 Velocidade de Conversão à Média e Meia-Vida das Moedas.....	20
5. Previsões.....	22
5.1 Câmbio Real.....	22
5.1.1 Robustez dos Modelos.....	24
5.2 Preço Relativo.....	26
5.3 Câmbio Nominal.....	27
6. Conclusão.....	31
7. Bibliografia.....	33
8. Anexo.....	35

Tabelas e Gráficos

Tabelas

Tabela 1: Características das Taxas de Câmbio – página 15

Tabela 2: Resultado de Regressões Dentro da Amostra – página 19

Tabela 3: Previsão do Câmbio Real – página 23

Tabela 4: Robustez dos Resultados da Tabela 4 – página 25

Tabela 5: Previsão do Preço Relativo – página 26

Tabelas 6 e 7: Montagem do Modelo Híbrido – página 28

Tabela 8: Previsão do Câmbio Nominal – página 29

Gráficos

Gráfico 1: Reversão à Média – página 16

Gráfico 2: Câmbios Nominal e Real do México – página 18

Gráfico 3: Velocidade de Conversão à Média – página 20

Introdução

A Paridade do Poder de Compra (PPC) ou *Purchasing Power Parity* (PPP), em inglês, é um conceito debatido por economistas desde o século XVI, mas que ganhou força principalmente no último século, após o término da Primeira Guerra Mundial, quando os países se viram no dilema de voltar ou não com moedas lastreadas em ouro. A teoria da PPC consiste em assumir que os valores reais das moedas ao redor do mundo convergem ao longo do tempo. A ideia por trás disso é a de que sob livre mercado na ausência de choques, não há arbitragem adicional a ser feita após o equilíbrio do mercado, então se uma cesta de produtos está mais cara em um lugar que em outro, comerciantes tem incentivos a trocar seu local de venda. Ao longo de anos, então, um choque no valor real da moeda é dissipado e ela retorna ao equilíbrio à sua contraparte e o nível de preço dos diferentes países se equilibra.

Existindo PPC em uma moeda com relação à outra, pode-se, então, fazer previsões cambiais com maior precisão. Assim, a PPC é estudada na primeira metade do presente trabalho e dá base para o assunto estudado na segunda metade, as previsões cambiais em si. Os resultados encontrados no trabalho foram contrários à existência de PPC em países emergentes e, por isso, as previsões cambiais foram prejudicadas. A melhor previsão auferida pelo trabalho foi a de câmbio nominal, pois os modelos previram a inflação relativamente bem, e isso fez com que a previsão do câmbio nominal, como um todo, fosse mais preciso que o passeio aleatório em determinado modelo abordado no trabalho.

Com base no trabalho de Ca'Zorzi e Rubaszek (2020) a hipótese utilizada no trabalho é que a moeda doméstica, para apresentar Paridade do Poder de Compra em relação ao dólar, precisa ter duas características: uma média móvel de 15 anos estável em longo prazo e que apenas choques na taxa de câmbio nominal tenham efeitos na taxa de câmbio real. Caso a moeda apresente PPC, seu comportamento

ao longo do tempo se torna mais previsível, então projeções se tornam mais acuradas.

A existência da PPC foi testada por meio de três regressões; taxa de câmbio real contra o câmbio real em nível, taxa de câmbio nominal contra taxa de câmbio real e índice de preço relativo contra taxa de câmbio real. Após isto, previsões cambiais e de inflação foram feitas para moedas de países emergentes a partir de modelos expostos no trabalho. Os resultados dessas previsões foram contrapostos com um Passeio Aleatório, por meio da Raiz do Erro Quadrático Médio de ambas as séries. Um teste Diebold-Mariano (1995) mediu os níveis de significância das comparações.

Na próxima seção apresentamos uma revisão da literatura. O trabalho estará dividido em Introdução, Revisão da Literatura e Arcabouço Teórico, Base de Dados, Testes Amostrais, Previsões (do câmbio real, índice de preço relativo e câmbio nominal) e conclusão. Na próxima seção será apresentada parte da discussão preliminar importante para o trabalho; na seguinte, são apresentados os países a serem estudados no trabalho, assim como os dados e fontes desses dados utilizados, e na seção de Testes Amostrais, algumas características das moedas serão analisadas e a existência da PPC será testada; na seção de Previsões, modelos de previsão serão comparados com o Passeio Aleatório utilizando a Raiz do Erro Quadrático Médio.

Revisão da Literatura e Arcabouço Teórico

Existe uma falha da teoria econômica clássica em explicar o comportamento da taxa de câmbio usando fundamentos macroeconômicos, como a oferta de moeda, balança comercial ou renda nacional. Por isso passeio aleatório acaba sendo difícil de ser batido por modelos macroeconômicos de previsão cambial. Mas o câmbio por si só é difícil de ser previsto, pois é afetado por inúmeras variáveis, como mudanças na legislação, especulação, mudanças nos juros internos e externos, intervenções da autoridade monetária, entre outros. A seguir serão apresentadas referências de PPC e de previsão cambial –que usam PPC, ou não.

Não é consenso que a PPC realmente exista, já que ela é difícil de se provar, mas ela chama atenção pois levando em conta sua existência, seria possível prever com certa facilidade a direção da taxa de câmbio. Assim sendo, diversos modelos construídos para fazer esta previsão não vêm sendo mais eficazes do que um simples passeio aleatório, como Meese e Rogoff ¹(1983) mostraram.

Os autores Evans e Lyons (2005) se referiram à essa dificuldade de bater o passeio aleatório como o enigma mais pesquisado na macroeconomia internacional. O passeio aleatório passou a ser um paradigma e a ideia de que “a melhor previsão para o fechamento do dólar amanhã é o preço de fechamento de hoje” surgiu.

Molodtsova e Papell (2008) não precisaram utilizar a PPC para fazer previsões, já que encontraram previsibilidade no curto prazo para onze moedas utilizando a Regra de Taylor, que deram resultados melhores do que modelos monetários, de PPC e de taxa de juros.

¹ Os autores investigam a capacidade preditiva fora da amostra de modelos usuais de taxa de câmbio no período pós-Bretton Woods, concluindo que tais modelos não apresentam desempenho melhor do que uma previsão simples de um passeio aleatório.

Outros modelos foram testados, como o de Mark (1995), que, utilizando regressões de múltiplos períodos na diferença do logaritmo das taxas de câmbio para com seus “valores fundamentais”, argumentou que taxas de câmbio nominais em longo prazo contêm um componente de previsão economicamente significativo e de Kilian e Taylor (2003), que argumentam que o comportamento de taxas reais de câmbio é bem previsto por um modelo exponencial de transição suave (ESTAR) não linear, achando bons resultados para horizontes de 2 e 3 anos.

Trabalhos nessa linha costumam utilizar dados de economias fortes, por estas serem menos voláteis, portanto mais previsíveis, e por apresentarem séries históricas maiores. Mike e Kızılkaya (2019), porém, trabalharam com economias emergentes e constataram existência de PPC em algumas delas, utilizando teste de raiz unitária do quantil de Fourier, o resultado pode ajudar na previsão cambial para estas moedas.

Outros trabalhos tangentes para países emergentes também foram estudados, como o de Cashin, Céspedes e Sahay (2003) que visou medir a meia-vida de moedas de países exportadores de commodities. Artigos analisando casos específicos do Brasil, Chile e México também serão citados no decorrer do trabalho.

Os modelos analisados por Ca’Zorzi e Rubaszek (2020), levam em conta a PPC. Os autores testam modelos simples para a previsão cambial em países desenvolvidos. Três desses modelos já mostram benefícios, medidos em Raiz do Erro Quadrático Médio (REQM), ao passeio aleatório na previsão de seis meses à frente para uma das moedas analisadas. Para janelas de tempo maiores, as previsões são ainda mais assertivas que o passeio aleatório, e para um número maior de países.

Neste trabalho, serão testados se os resultados obtidos por Ca’Zorzi e Rubaszek são válidos apenas para países desenvolvidos ou se os resultados podem ser generalizados também para países emergentes com moeda flutuante livremente. São raros os países que não fazem parte dos desenvolvidos e que mantenham uma política cambial livre por uma janela de tempo suficientemente grande (15 anos) para a realização dos testes, como se mostrará a seguir. Então serão testados modelos parecidos com os dos autores, mas para cinco países: África do Sul, Brasil, Chile, México e Turquia. Os comportamentos verificados serão, então, comparados com resultados da literatura referente a países emergentes.

3

Base de Dados

3.1

Escolha dos Países

Para análise de países emergentes, foram primeiramente considerados aqueles que fazem parte do G20, mas não são considerados desenvolvidos, o que inclui África do Sul (ZAR), Arábia Saudita (SAR), Argentina (ARS), Brasil (BRL), China (CNY), Índia (INR), Indonésia (IDR), México (MXN), Rússia (RUB) e Turquia (TRY). Para evitar a turbulência que esses mercados sofreram durante a década de 1990 (Crise do México em 1994, Crise da Ásia em 1997 e Crise da Rússia em 1998), que tiveram impactos nesse grupo de países emergentes, já que estavam no centro das crises, além de mudanças de regimes cambiais, como o do Real brasileiro em 1999, os dados das séries históricas, mensais, têm início em janeiro de 2000, terminam em novembro de 2020 e são referentes aos valores de fechamento do mês. Também é necessário que a moeda do país flutue com certa liberdade para que a análise possa ser feita.

Os relatórios anuais do Fundo Monetário Internacional (FMI) sobre modelos e restrições cambiais entre 2000 e 2018, ano do último relatório publicado até data deste trabalho, porém, mostram que dos países inicialmente elegíveis para análise, apenas quatro mantiveram regime cambial flutuante durante ao menos 15 anos ininterruptos (**Tabela A**), são eles: África do Sul (ZAR), Brasil (BRL), México (MXN) e Turquia (TRY). *IMF (2018)*².

Como apenas quatro países do G20 cumpriram as exigências para a análise – não ser desenvolvido e ter câmbio flutuante por, ao menos, 15 anos ininterruptos –, outros países pares fora do G20. Apenas Chile (CLP) pareceu manter política cambial mais livre, por isso, foi incluído no trabalho. Apesar de não pertencer ao

² Foram utilizados os relatórios dos anos 2000 a 2018.

G20, o Chile é um país em desenvolvimento (IMF, 2017). Assim se fecha o número de 5 moedas e pode-se generalizar o trabalho, para que trate apenas de países emergentes.

A **Tabela A** (no anexo, seção 8.5) mostra os diferentes regimes cambiais que os países elegíveis para análise tiveram a partir de 1999. Os países interessantes para análise são aqueles que se enquadram na classificação *Independently Floating* antes de 2009 e *Floating* e *Free Floating* desde então. A Rupia Indonésia (IDR), apesar de na maior parte da amostra apresentar câmbio flutuante, não atinge o requisito de praticar essa política cambial por pelo menos 15 anos consecutivos, o mesmo é válido para a Rupia Indiana (INR), que tem apenas metade da amostra em uma dessas categorias.

3.2

Dados

Para a realização dos testes, taxas reais de câmbio foram definidas pela equação abaixo, com tcr_t representando a taxa de câmbio real no tempo t :

$$tcr_t = tcn_t - ipr_t \quad (1)$$

$$ipr_t = (p_t - p_t^*) \quad (2)$$

Sendo $(p_t - p_t^*)$ a diferença, em logaritmo neperiano, do nível de preço entre o país e o nível de preço dos Estados Unidos no tempo t . A variável tcn_t é a taxa nominal de câmbio do país em relação ao dólar americano no tempo t . A variável ipr é uma abreviação para “índice de preços relativos”.

Assumindo que não houveram mudanças significativas nos regimes cambiais dos cinco países entre os dados do último relatório e novembro de 2020, as séries temporais se encerram nesse mês. Os dados referentes ao câmbio foram retirados do site do Bank of International Settlement, assim como os referentes ao índice de preços. As taxas de câmbio estão definidas de tal forma que um aumento na taxa significa uma valorização da moeda doméstica, e uma diminuição da taxa significa uma desvalorização de tal.

Testes Amostrais

Nesta seção serão utilizadas todas as séries temporais em seus períodos mais longos, isto é, sem média móvel, e tem como objetivo apenas observar o comportamento das moedas e suas características ao longo do tempo. Isso permitirá observar características intrínsecas de cada moeda utilizada neste trabalho, o que pode ser útil na análise das previsões delas.

Alguns dados amostrais estão apresentados na **Tabela 1**. Todas as moedas analisadas têm tendência de depreciação nominal, assim como tendência de depreciação no âmbito real. A taxa de câmbio real mais estável na amostra é o Peso Chileno, com média de depreciação de menos 0,1% ao mês, em oposição à Lira Turca, que teve depreciação média de 0,119% ao mês. A Lira Turca se demonstrou um outlier nos preços relativos, com uma inflação quase três vezes maior do que a segunda moeda com mais inflação em relação aos Dólar Americano, que foi o Real Brasileiro. A Lira Turca também se mostrou a moeda mais volátil na amostra, apresentando a maior desvalorização em um mês e a segunda maior valorização. Os desvios padrões entre moedas reais e nominais foram muito parecidos. Todas as taxas de câmbio real e nominal apresentaram assimetria negativa, isso significa que elas têm tendência de se desvalorizar mais rapidamente do que se valorizar perante ao Dólar Americano. As curtoses positivas demonstradas por todas as moedas indicam a existência de alta frequência de grandes ajustes. O Rand Sul-Africano apresentou um excesso de curtose baixo, isso pode indicar que a autoridade monetária da África do Sul intervenha mais fortemente em dias voláteis do que as autoridades monetárias de outros países. A Lira Turca também é outlier na curtose, com a curtose muito maior do que a dos demais países, tanto no câmbio real, quanto no nominal e nos preços.

Pelo teste de Dickey-Fuller, nenhuma moeda, nominal ou real, ou índice de preço, se mostrou estacionária à nível de significância de 10%. A única exceção

foi a taxa de preços relativos da Turquia, que se mostrou estacionária à nível de significância de 1%. Todos os resultados são apresentados em diferenças percentuais, com exceção das colunas que indicam o ADF-Nível.

	Média	DP	Min.	Max.	Assim.	Curt.	ADF	
							Nível	Dif.
Câmbio Real								
Áfric. Sul	-0,086	4,841	-18,628	11,460	-0,521	0,573	-1,911	-6,196
Brasil	-0,109	4,960	-25,239	17,221	-0,747	3,143	-1,458	-6,422
Chile	-0,068	3,350	-16,640	10,841	-0,624	2,496	-1,833	-5,727
México	-0,113	3,303	-19,070	7,944	-1,050	4,507	-2,902	-6,666
Turquia	-0,119	5,280	-39,219	14,584	-2,065	13,911	-0,822	-6,765
Câmbio Nominal								
Áfric. Sul	-0,357	4,839	-19,644	11,261	-0,558	0,680	-1,863	-6,057
Brasil	-0,429	4,974	-25,790	16,038	-0,826	3,173	-1,538	-6,244
Chile	-0,157	3,411	-18,533	10,644	-0,762	3,411	-1,888	-5,799
México	-0,294	3,294	-19,240	7,677	-1,176	4,898	-2,779	-6,708
Turquia	-1,053	5,199	-39,869	9,630	-2,524	15,072	-1,369	-5,464
Preços Relativos								
Áfric. Sul	0,272	0,432	-0,877	2,088	0,404	0,981	-2,304	-4,079
Brasil	0,320	0,523	-0,865	2,976	1,274	3,225	-1,901	-5,480
Chile	0,089	0,416	-1,197	1,892	0,768	2,449	-2,026	-7,005
México	0,181	0,554	-1,209	3,064	0,597	2,423	-2,113	-9,257
Turquia	0,934	1,562	-1,364	9,771	2,542	8,883	-5,358	-3,635

Tabela 1: Os resultados mostram claramente moedas reais com médias de desvalorização acima das moedas dos países desenvolvidos, analisadas por Ca'Zorzi e Rubaszek (2020). Os desvios padrão também são mais altos, mas Chile e México apresentam padrões compatíveis com o referido trabalho.

4.1

Força de Ajuste à Média

Nesta seção será analisado o comportamento das moedas após um choque, o que é importante para fazer análise sobre a existência, ou não, da PPC com relação ao dólar nelas. Só será apresentado o gráfico do Peso Chileno, mas os gráficos das demais moedas são parecidos. Os resultados numéricos de todas elas são apresentados na tabela seguinte.

No **Gráfico 1** é possível observar o comportamento do Peso Chileno ao longo do tempo. A taxa real em nível é o desvio da taxa, no tempo t , em relação à média dela. Delta taxa real significa a diferença, em logaritmo neperiano, da taxa

no tempo t e no tempo h meses antes. Na primeira linha de gráficos, é possível ver a taxa real de câmbio progredindo em direção à média quando se aumenta o horizonte temporal. Na segunda linha de gráficos, é possível ver a taxa nominal de câmbio se ajustando ao longo do tempo conforme mudança da taxa real, o que não acontece com os preços relativos. Isso mostra que o ajuste do câmbio real é feito pelo câmbio nominal, e não pelo índice de preços relativos. O resultado está de acordo com a literatura. Beckmann (2013), utilizando modelos de Transição Suave de Auto regressão (Smooth Transition Autoregressive – STAR), auferiu que são as taxas nominais de câmbio que carregam as taxas reais em direção à PPC uma vez que o desvio é grande.

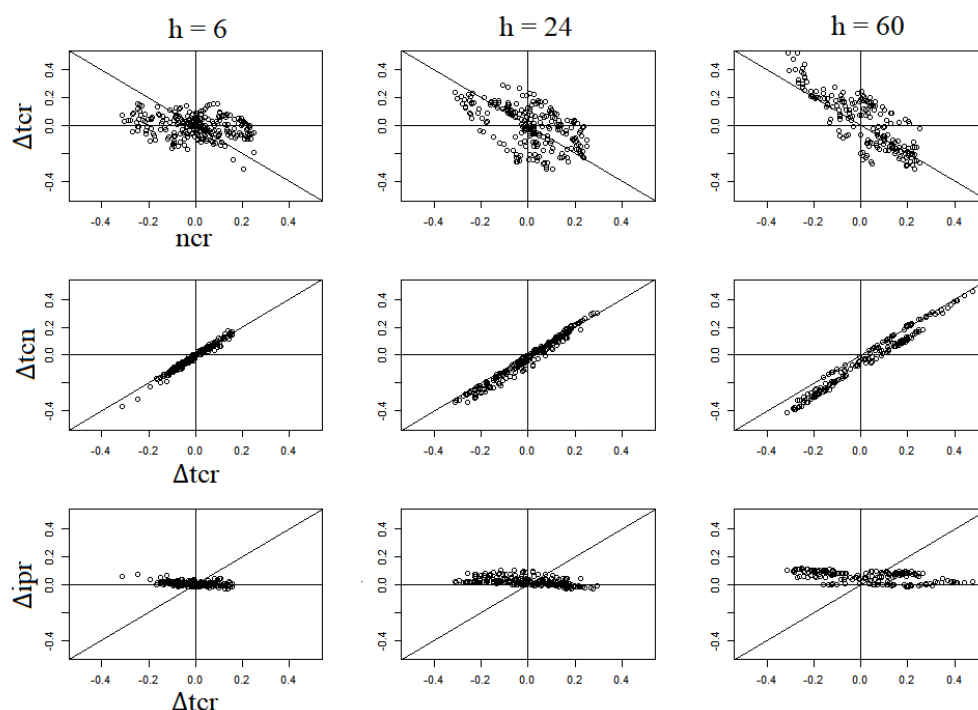


Gráfico 1: Gráficos para o caso chileno mostrando, na primeira linha, o movimento do câmbio real dado um choque no nível, na segunda linha, o movimento do câmbio nominal dado um choque no câmbio real e na última linha, o movimento do índice de preço relativo dado um choque no câmbio real.

A hipótese utilizada no trabalho é que a moeda doméstica, para apresentar Paridade do Poder de Compra em relação ao dólar, precisa ter duas características: a primeira é que um choque na taxa de câmbio real não afete a média móvel de 15 anos, mesmo em longo prazo, e que um choque no índice de preços relativos não tenha efeito sobre a taxa de câmbio real, ou seja, que apenas choques na taxa de câmbio nominal tenham efeitos na taxa de câmbio real.

Os resultados das regressões, dessa vez em forma numérica, e não de gráficos, podem ser vistos na **Tabela 2**. Com base nas hipóteses, coeficiente angular da primeira regressão, que equivaleria à primeira linha de gráficos, deve tender à -1 para haver evidência da PPC, o coeficiente da segunda regressão, que equivaleria à segunda linha de gráficos deve tender à 1 e o coeficiente da terceira regressão, que equivaleria à terceira linha de gráficos, deve tender à 0 para evidenciar a influência do câmbio nominal sobre o real. Assim, as equações que compõem a tabela são as seguintes:

$$\Delta tcr_{t,h} = x_{0h} + x_{1h}ncr_{t-h} + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\Delta tcn_{t,h} = y_{0h} + y_{1h}\Delta tcr_{t,h} + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$\Delta ipr_{t,h} = z_{0h} + z_{1h}\Delta tcr_{t,h} + \varepsilon_t \quad (5)$$

Sendo:

$$\Delta a_{t,h} = \ln(a_t) - \ln(a_{t-h}) \quad (6)$$

$$ncr_{t-h} = cr_{t-h} - \sum_{i=t-h-180}^{t-h} \frac{cr_{i-h}}{180} \quad (7)$$

Na literatura, para o caso brasileiro, Rossi (1996) não conseguiu rejeitar a PPC, mesmo em período em que o país não apresentava flexibilidade cambial. Resultado parecido foi obtido por Holland e Pereira (1999), mas com evidência mais forte de PPC após a implementação do Plano Real.

Os dados entre 2000 e 2020 aqui apresentados mostram que há sim uma tendência à valores cada vez menores para a maioria dos países estudados na primeira equação, quanto maior o horizonte temporal, mas não existe uma convergência à unidade negativa. Os valores do coeficiente da primeira equação continuam diminuindo, mesmo depois do valor -1. O Peso Chileno foi o caso de maior proximidade, mas mesmo assim ele apresentou um coeficiente 9% menor em longo prazo.

Para o caso mexicano, cujo coeficiente da primeira equação no maior horizonte foi -0,10, ao analisar a PPC do país entre 1969 e 2010, Gómez-Zaldívar et al. (2012) encontraram evidências de que os valores associados à PPC mudaram ao longo das décadas, com pontos de quebra definidos, sendo a última vez, até a publicação do trabalho, em agosto de 2008. Levando em consideração esses pontos

de quebra, os autores acharam evidência de *Qualified PPP*, que é PPC com mudança de médias e *Trend PPP*, com tendência ao longo do tempo. Apesar do artigo não tentar achar explicação para essas mudanças, os autores levantam a hipótese de que mudanças nas políticas de importação e exportação podem explicar essa variação. A estabilidade após 2016 pode ser devido a mudanças aduaneiras no seu maior parceiro comercial, os Estados Unidos. O coeficiente mais próximo de -1 em médio prazo do que em longo prazo, obtido aqui, corrobora esse resultado.



Gráfico 2 As taxas nominais e reais de câmbio do México. O primeiro gráfico representa a taxa nominal de câmbio do Peso Mexicano frente ao Dólar Americano, em logaritmo neperiano. O segundo, a taxa real, com as mesmas especificações.

Mike e Kızılkaya (2019), com o teste de raiz unitária do quantil de Fourier, concluíram que a PPC é válida para, entre outros, África do Sul e Turquia. Além disso, utilizando o teste de Cointegração de Fourier encontraram evidências de que existe tendência à PPC à longo prazo em países como Brasil, África do Sul, Turquia e México. Os autores não encontraram evidência de PPC para o Chile, porém.

Voltando à **Tabela 2**, a linha “Painel” é a regressão com dados em painel e efeito fixo (também chamada de *within* ou de mínimos quadrados de variáveis *dummy*). Nas seções das Equações (2) e (3), a Lira Turca se apresentou como *outlier*, primeiro com uma relevância baixa da taxa nominal de câmbio no reajuste da taxa real, principalmente à médio e longo prazos. O tamanho dessa relevância é,

logo em seguida, explicado pela grande participação do índice de preço na condução da taxa real de câmbio. A Lira foi a única moeda que apresentou valor positivo nessa seção, justamente a médio e longo prazos.

Além disso, o Randi Sul-Africano, o Real Brasileiro, o Peso Chileno e o Peso Mexicano também não tiveram comportamento esperado na Equação (2), pois à medida que o horizonte aumentou, os coeficientes se afastaram levemente de 1. As três moedas e a Lira Turca também apresentaram afastamento em relação ao 0 na Equação (3). Isso pode mostrar que em países emergentes há uma relevância maior do índice de preços na condução da taxa de câmbio real do que em países ricos³.

	6 meses			1 ano			2 anos			5 anos		
	$\Delta tcr_{t,h} = x_{0h} + x_{1h}n_{tcr,t-h} + \varepsilon_t$											
	Intercepto	Coefficiente	R ²	Intercepto	Coefficiente	R ²	Intercepto	Coefficiente	R ²	Intercepto	Coefficiente	R ²
Afric. Sul	0,00	-0,18	0,08	0,01	-0,39	0,20	0,01	-0,78	0,38	0,03	-1,11*	0,59
Brasil	-0,01	-0,10	0,04	0,00	-0,22	0,10	0,01	-0,41	0,20	0,10	-1,12**	0,71
Chile	0,00	-0,15	0,07	0,00	-0,27	0,14	0,00	-0,55	0,27	0,05	-1,09*	0,68
México	-0,01	-0,09	0,03	-0,02	-0,16	0,06	-0,03	-0,27	0,09	-0,10	-0,10***	0,00
Turquia	-0,01	-0,08	0,03	0,01	-0,20	0,11	0,01	-0,35	0,17	0,08	-1,19***	0,59
Painel		-0,11	0,04		-0,21	0,08		-0,46	0,22		-1,11***	0,60
	$\Delta tcn_{t,h} = y_{0h} + y_{1h}\Delta tcr_{t,h} + \varepsilon_t$											
Afric. Sul	-0,02	1,02	0,99	-0,03	1,03	0,98	-0,07	1,05	0,98	-0,17	1,09***	0,98
Brasil	-0,02	1,02	0,98	-0,04	1,04	0,98	-0,08	1,06	0,97	-0,20	1,08***	0,99
Chile	0,00	1,07	0,98	-0,01	1,10	0,98	-0,02	1,10	0,98	-0,06	1,09***	0,98
México	-0,01	1,03	0,94	-0,02	1,05	0,98	-0,04	1,05	0,97	-0,09	1,08***	0,98
Turquia	-0,06	1,01	0,80	-0,09	0,90	0,73	-0,20	0,94	0,54	-0,41	0,85***	0,69
Painel		1,02	0,93		1,05	0,90		1,03	0,85		1,01	0,89
	$\Delta ipr_{t,h} = z_{0h} + z_{1h}\Delta tcr_{t,h} + \varepsilon_t$											
Afric. Sul	0,02	-0,02	0,02	0,03	-0,03	0,03	0,07	-0,05	0,07	0,17	-0,09***	0,26
Brasil	0,02	-0,02	0,01	0,04	-0,04	0,06	0,08	-0,06	0,10	0,20	-0,08***	0,31
Chile	0,00	-0,07	0,16	0,01	-0,10	0,26	0,02	-0,10	0,26	0,06	-0,09***	0,25
México	0,01	-0,03	0,02	0,02	-0,05	0,08	0,04	-0,05	0,06	0,09	-0,08***	0,19
Turquia	0,06	-0,01	0,00	0,09	0,10	0,03	0,20	0,06	0,01	0,41	0,14***	0,06
Painel		-0,02	0,01		-0,05	0,02		-0,03	0,01		-0,01	0,00

Tabela 2: Os asteriscos *, ** e *** significam nível de significância 10%, 5% e 1%, respectivamente. Foi utilizado o teste de Wald. A hipótese nula testada apenas horizonte de 5 anos é se o coeficiente é igual a -1, 1 e 0, nas respectivas equações. Os testes de Wald aqui mostram que os resultados encontrados são, com duas exceções, diferentes dos resultados esperados. Coeficientes da Equação 1 deveriam ficar próximos a -1 e os coeficientes de longo prazo das Equações 2 e 3, deveriam tender a 1 e 0, respectivamente, mas isso não foi auferido nas regressões, sugerindo que o índice de preços tem papel mais relevante na condução da taxa de câmbio real em países emergentes do que em países ricos. O início das séries temporais foi janeiro de 2000 e o seu término, novembro de 2020.

As hipóteses nulas de que os coeficientes da primeira equação fossem iguais a -1 foram rejeitadas estatisticamente. O mesmo aconteceu para a segunda e terceira equações, onde o esperado em PPC era 1 e 0, respectivamente. Mais uma vez, o coeficiente de longo prazo da primeira equação deve ser -1 para satisfazer a hipótese de PPC de que um choque na taxa de câmbio real não afeta sua média

³ Beckmann utilizou em seu trabalho séries temporais dos Estados Unidos, Reino Unido, Alemanha, França e Japão.

móvel de longo prazo e o coeficiente de longo prazo das Equações (2) e (3) devem ser 1 e 0, respectivamente para satisfazer a hipótese de que a inflação não tem efeito sobre o câmbio real. Apenas os testes de hipótese das regressões em painel não foram rejeitados. Mesmo assim não pode se esperar que haja uma boa previsão de câmbio nominal, pois a primeira hipótese de PPC, de rigidez da média do câmbio real em longo prazo, explorada na equação 1, não foi atendida. Há de se notar que os resultados podem ser diferentes dos auferidos neste trabalho se os testes forem refeitos, no futuro, levando em consideração um horizonte maior de tempo.

4.2

Velocidade de Conversão à Média e Meia-Vida das Moedas



Gráfico 3: velocidade de conversão à média do câmbio real para o Peso Chileno entre janeiro de 2015 e novembro de 2020. No horizonte de 60 meses, o previsto é uma velocidade de conversão parecida com a velocidade de conversão com a meia-vida estimada por Cashin, Céspedes e Sahay (2003) Linha amarela: meia-vida de 36 meses. Preta: meia-vida de 10 meses. Verde: modelo Autorregressivo. Vermelha: regressão em Forma Direta. Azul: regressão em Painel.

Velocidade de ajuste em direção à média móvel do Peso Chileno fora da amostra, em diversos horizontes de previsão. A linha preta representa a velocidade utilizando o modelo de meia vida com meia vida de 10 meses, estimado para países exportadores de commodities por Cashin, Céspedes e Sahay (2003). Posteriormente

o resultado foi corroborado para casos específicos de países exportadores, como mostrou Koranchelian (2005) para o caso da Argélia. A linha amarela é o mesmo modelo, mas com meia vida de 36 meses, inserida no gráfico a título de comparação pois Rogoff (1996) cita que a meia vida entre três e cinco anos é um consenso, pelo menos para economias estáveis, apesar de Murray e Papell (2004) auferirem meias vidas pouco abaixo disso. A linha verde é o modelo auto regressivo, enquanto a linha azul representa a estimação da forma direta em painel e a linha vermelha, regressão de forma direta simples.

As séries foram estimadas como $x_{1h}*(-100)$ para os modelos de forma direta e de forma direta em painel. O modelo auto regressivo e o modelo de meia vida foram estimadas com $100*(1-\rho^h)$, sendo ρ a meia vida de 10 ou 36 meses no modelo de meia vida e o coeficiente da regressão do modelo auto regressivo. O ρ de 10 meses é aproximadamente 0,933 e o de 36 meses é, aproximadamente 0,981.

Com velocidade de conversão próxima à dos outros modelos, nas próximas seções será utilizada meia-vida de 10 meses para as moedas analisadas para as previsões fora da amostra. No anexo (seção 8.1) do trabalho se encontra os mesmos testes para o caso do Real brasileiro.

Quanto maior o horizonte, maior a velocidade de ajuste, como a **Tabela 2** evidencia. É possível ver, no maior horizonte, que a velocidade de regressão ultrapassa 100%. Sendo assim, é possível ver graficamente que não está havendo uma convergência para a média, e sim uma extrapolação dela em pelo menos dois modelos estudados.

5

Previsões

5.1

Previsão do Câmbio Real

É esperado que, se houver Paridade do Poder de Compra entre a moeda doméstica e o dólar, as previsões de câmbio real sejam mais precisas. Isto, porém, não foi observado no trabalho. A estratégia será, então, tentar conseguir uma boa previsão do câmbio nominal através da previsão da sua parte composta pelo índice de preço relativo.

Primeiramente será feita a previsão do câmbio real para todos os países. Serão utilizados quatro modelos, a Forma Direta (FD), Forma Direta em Painel (FDP), Meia Vida (MV) e Auto Regressivo (AR). Matematicamente os modelos são apresentados desta forma:

$$\text{FD:} \quad \Delta tcr_{t,h} = x_{0h} + x_{1h} ncr_{t-h} + \varepsilon_t \quad (8)$$

$$\text{FDP:} \quad \Delta tcr_{t,h} = x_{2h} ncr_{i \ t-h} + \varepsilon_t \quad (9)$$

$$\text{AR:} \quad tcr_t = \mu_{tcr} + \rho(tcr_{t-1} - \mu_{tcr}) + \varepsilon_t \quad (10)$$

$$\text{MV:} \quad \Delta tcr_t = (\rho^h - 1)(tcr_{t-1} - \mu_{tcr}) + \varepsilon_t \quad (11)$$

As equações das formas diretas são baseadas em (3), mas dessa vez foram utilizados apenas valores condizentes com os tempos, dentro da janela móvel, e não a série completa. Os parâmetros se diferenciam entre FD e FDP na forma em que são estimados. O modelo da Forma Direta estima cada uma das séries temporais de forma separada, enquanto o modelo da Forma Direta em Painel estima apenas um parâmetro para todas as séries, por isto na segunda, $x_{0h} = 0$.

As equações do modelo Meia Vida e Auto Regressivo levam em consideração a média móvel de 15 anos da taxa de câmbio real, representado por μ . A janela móvel está representada nas equações das formas diretas no ncr_{t-h} . O parâmetro ρ representa a velocidade do ajuste em direção à média móvel. As equações AR e MV são muito parecidas, mas o ρ de uma é estimado e do outro foi imposto aprioristicamente de 10 meses, como no trabalho citado. As equações estão separadas para que fique claro no modelo MV que quanto maior a meia vida, menor a velocidade de ajuste.

Para comparar a eficácia dos modelos, primeiramente foi montada uma série de passeio aleatório, na qual se espera que no tempo $t+h$, o câmbio se manterá igual ao câmbio do tempo t :

$$PA: \quad Patcr_t = tcr_{t-h} \quad (12)$$

Para calcular a precisão dos modelos, como citado na introdução, foi utilizada a Raiz do Erro Quadrático Médio (REQM) das séries obtidas utilizando os quatro primeiros modelos que, comparadas com o REQM do passeio aleatório, mostram se são mais precisos ou não quanto a esse. Os resultados foram apresentados na **Tabela 3**. Valores menores que 1 indicam que os modelos são mais precisos que o passeio aleatório.

		Previsão Câmbio Real x Passeio Aleatório													
País	Modelo	1	6	12	24	36	48	60	1	6	12	24	36	48	60
PUC-Rio - Certificação	Modelo	FD							FDP						
	África do Sul	1,00	1,04	1,18	1,26	2,21	3,92	2,31	1,00	1,02	1,05	0,97***	1,35	2,56	1,57
	Brasil	1,02	1,19	1,27	1,26	1,31	1,70	1,77	1,01	1,06	1,09	1,14	1,14	1,33	1,13
	Chile	1,02	1,16	1,28	1,11	1,41	2,08	1,63	1,00	1,02	1,06	0,99***	1,24	1,64	1,03
	México	1,02	1,25	1,50	1,65	1,34	1,57	1,42	1,01	1,12	1,25	1,43	1,60	1,87	1,34
	Turquia	1,05	1,19	1,48	1,71	1,63	1,51	1,46	1,03	1,22	1,43	1,50	1,38	1,22	0,98
		MV							AR						
	África do Sul	1,02	1,17	1,27	1,19	1,58	2,74	1,94	1,01	1,07	1,15	1,13	1,44	2,35	1,82
	Brasil	1,05	1,19	1,17	1,13	1,00	1,10	1,23	1,01	1,09	1,12	1,09	0,99	1,03	1,13
	Chile	1,00	1,10	1,15	0,96	1,12	1,35	1,12	1,01	1,09	1,15	0,98	1,08	1,25	1,09
	México	1,05	1,42	1,74	2,05	2,24	2,54	1,69	1,03	1,25	1,46	1,69	1,95	2,33	1,69
	Turquia	1,11	1,55	1,85	1,76	1,46	1,23	1,15	1,04	1,22	1,42	1,50	1,38	1,20	1,13

Valores abaixo de 1 indicam que o modelo prevê o câmbio real melhor que o Passeio Aleatório. Os *** significam que o modelo foi estatisticamente melhores que o PA à nível de confiança de 1%, com o teste Diebold-Mariano.

A FD foi o único que não bateu o passeio aleatório em nenhum país, em nenhum horizonte. A FDP conseguiu ser mais preciso que o passeio aleatório apenas no horizonte de dois anos para as moedas da África do Sul e Chile e cinco anos para a Lira Turca. O modelo de meia vida bateu o benchmark apenas para a

moeda do Chile, em horizonte de dois anos. O mesmo aconteceu no modelo auto regressivo, que também previu melhor o Real Brasileiro em horizonte de 36 meses. No geral, as taxas reais de câmbio do Peso Chileno foram as que os modelos conseguiram prever melhor, principalmente no horizonte de dois anos. As projeções no horizonte de 24 meses no modelo FDP foram as únicas estatisticamente significantes.

A moeda do México não conseguiu ter suas taxas reais preditas de forma melhor que o passeio aleatório em nenhum modelo e em nenhum horizonte. Uma característica comum para todos os países foi superioridade do modelo de passeio aleatório nos prazos mais curtos e no prazo mais longo, sendo que no horizonte mais longo, de 60 meses, os modelos se saíram pior do que no horizonte mais curto, com exceção da moeda turca, que foi melhor predita no longo prazo pelo modelo FDP.

5.1.1

Robustez dos Modelos

Nessa seção serão testados modelos similares aos apresentados anteriormente e, então eles serão testados contra os quatro modelos originais para que se constate, ou não, vantagem na utilização dos modelos alternativos.

O primeiro modelo alternativo é o MV com uma modificação; em vez de uma média móvel de 15 anos, o novo modelo terá uma média móvel de 10 anos. O segundo e o terceiro modelos são iguais ao modelo Auto Regressivo anterior, mas serão contados também lags maiores do que 1, sendo eles o Auto Regressivo de Ordem 2 (AR2) e o Auto Regressivo de Ordem 4 (AR4).

$$\text{AR2:} \quad tcr_t = \mu_{tcr} + \rho_1(tcr_{t-1} - \mu_{tcr}) + \rho_2(tcr_{t-2} - \mu_{tcr}) + \varepsilon_t \quad (13)$$

$$\begin{aligned} \text{AR4:} \quad tcr_t = & \mu_{tcr} + \rho_1(tcr_{t-1} - \mu_{tcr}) + \rho_2(tcr_{t-2} - \mu_{tcr}) + \\ & \rho_3(tcr_{t-3} - \mu_{tcr}) + \rho_4(tcr_{t-4} - \mu_{tcr}) + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (14)$$

Robustês dos Modelos Anteriores														
t+h	1	6	12	24	36	48	60	1	6	12	24	36	48	60
País/Modelo	MV com Média Móvel de 10 Anos							AR2						
África do Sul	1,00	1,02	1,02	1,01	1,08	1,17	1,20	1,00	0,98	0,97*	0,98	0,99	0,99***	0,99
Brasil	1,03	1,10	1,15	1,28	1,44	1,49	1,43	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
Chile	1,02	1,10	1,14	1,22	1,37	1,47	1,43	0,99	0,99	0,99**	1,00	1,01	1,01	1,01
México	0,98***	0,92***	0,91***	0,91	0,91***	0,93***	0,95***	1,01	1,06	1,08	1,08	1,08	1,07	1,01
Turquia	1,01	1,03	1,06	1,13	1,18	1,23	1,25	1,02	1,03	1,03	1,03	1,02	1,01	1,01
	AR4													
África do Sul	1,02	0,99	0,98	0,98	1,03	1,09	1,03							
Brasil	1,01	0,99	1,02	1,02	1,00	1,02	1,03							
Chile	1,00	0,99	0,99	1,00	1,00	0,99**	0,99							
México	1,02	1,10	1,14	1,12	1,09	1,08	1,01							
Turquia	1,03	1,00	1,00	1,01	1,02	1,01	1,00							

Tabela 4: Modelos alternativos contra seus pares originais. Os *** significam que o modelo foi estatisticamente melhores que os originais à nível de confiança de 1%, ** à 5% e * à 10%. Foi utilizado o teste Diebold-Mariano.

Na **Tabela 4**, ao contrário da **Tabela 3**, o benchmark não é o passeio aleatório, e sim o modelo par original aos testados aqui, assim sendo; o modelo MV com Média Móvel de 10 anos será testado contra o modelo MV e os modelos AR2 e AR4 serão testados contra o modelo AR.

Sendo assim, importante notar que nesse caso, números abaixo de 1 não necessariamente fazem com que o modelo seja melhor do que o passeio aleatório, já que eles estão sendo comparados com modelos pares originais. O modelo MV com Média Móvel de 10 anos, curiosamente, apenas foi melhor que o original para o caso do Peso Mexicano para todos os horizontes. Isso pode indicar, como a literatura anteriormente citada sugere, uma PPC menor para o México por haver, no país, uma variação do patamar da PPC ao longo do prazo. Porém, o Peso Mexicano foi melhor predito pelo modelo AR do que pelos modelos AR2 e AR4 e foi a única moeda que apresentou resultado discrepante entre os dois modelos alternativos e o original.

Para os outros casos, muitas vezes os AR2 e AR4 não demonstraram vantagem quanto ao AR original para prever as moedas. Quando demonstrou, foi uma vantagem marginal, demonstrando que não existe muita diferença entre usar o modelo AR ou os modelos AR2 ou AR4. Não constatando melhorias nos modelos alternativos, apenas os modelos originais serão considerados nas seções posteriores.

5.2

Preços Relativos

Nesta seção serão testados modelos de previsão dos preços relativos. Os modelos são parecidos com os utilizados para prever o câmbio real e os resultados apresentados também estarão dispostos com relação ao Passeio Aleatório. Tanto os resultados obtidos nesta seção, quanto na anterior serão utilizados posteriormente para tentar fazer previsões precisas do câmbio nominal.

Os modelos utilizados serão os seguintes:

$$\text{FD:} \quad \Delta ipr_{t,h} = z_{0h} + z_{1h} \Delta tcr_{t,h} + \varepsilon_t \quad (15)$$

$$\text{FDP:} \quad \Delta ipr_{t,h} = z_{2h} \Delta tcr_{t,h} + \varepsilon_t \quad (16)$$

$$\text{AR:} \quad ipr_t = \mu_{ipr} + \rho_{ipr}(ipr_{t-1} - \mu_{ipr}) + \varepsilon_t \quad (17)$$

$$\text{AR2:} \quad ipr_t = \mu_{ipr} + \rho_{ipr,1}(ipr_{t-1} - \mu_{ipr}) + \rho_{ipr,2}(ipr_{t-2} - \mu_{ipr}) + \varepsilon_t \quad (18)$$

Os modelos diretos serão os mesmos que foram testados anteriormente. Os modelos diretos são baseados em (5), mas a série completa não foi utilizada dessa vez, apenas os valores dentro da janela móvel de 15 anos. As mesmas diferenças entre o FD e o FDP citadas na estimação do câmbio real podem ser aplicadas aqui. O modelo AR também segue a mesma lógica.

Preços Relativos x Passeio Aleatório														
	1	6	12	24	36	48	60	1	6	12	24	36	48	60
s/Modelo	FD							FDP						
África do Sul	0,89**	0,62***	0,50*	0,36	0,26	0,20	0,09	0,80**	0,59***	0,64***	0,64***	0,68	0,78	0,89
Brasil	0,83***	0,73***	0,76***	0,94***	0,96*	0,70*	0,32***	0,90***	0,86***	0,91***	0,87***	0,82***	0,85***	0,99***
Chile	0,96***	0,91***	0,89***	0,72***	0,53	0,27***	0,11	0,92***	0,92***	0,96***	1,01	0,82**	0,75***	0,98*
México	0,98	0,88	0,64	0,68	0,48	0,35**	0,20***	0,93	0,86	0,58	0,56***	0,72	0,84	0,90
Turquia	0,80**	0,69***	0,48**	0,38***	0,17	0,11	0,17***	0,90**	0,91***	0,92***	0,90***	0,93***	0,97***	1,01
	AR							AR2						
África do Sul	0,95***	0,85**	0,81	0,75***	0,73***	0,77***	0,80***	0,98	0,85***	0,82***	0,79***	0,79***	0,85***	0,89***
Brasil	1,02	1,04	1,05	1,08	1,15	1,16	1,21	0,75*	0,89	0,97	1,16	1,34	1,34	1,35
Chile	0,98	0,95	0,95	1,09	1,38	1,47	0,77	1,01	1,09	1,17	1,27	1,33	1,26	1,28
México	1,01	1,05	1,05	1,08	1,12	1,20	1,25	0,82***	1,26	1,49	1,55	1,59	1,63	1,64
Turquia	1,17	1,32	1,39	1,49	1,63	1,74	1,76	0,86*	1,17	1,32	1,46	1,62	1,75	1,79

Tabela 5: Os quatro modelos comparados com o passeio aleatório dos países para cada horizonte de previsão.

Valores abaixo de 1 indicam que o modelo prevê índice de preço relativo melhor que o Passeio Aleatório. Os *** significam que o modelo foi estatisticamente melhores que o PA à nível de confiança de 1%, ** à 5% e * à 10%. Foi utilizado o teste Diebold-Mariano.

Os modelos de forma direta, em geral, se saíram melhor do que os modelos auto regressivos. Entre os modelos de estimação direta, o simples foi levemente inferior ao modelo em painel, mesmo em horizontes longos. Os modelos auto

regressivos se saíram bem na previsão apenas da moeda da África do Sul, visto que as previsões são estatisticamente para todos os horizontes, com exceção da previsão de 12 meses do modelo AR. Caso parecido aconteceu com as moedas do Brasil e do Chile, que tiveram a maioria das previsões batendo o Passeio Aleatório e estatisticamente significantes nos modelos de forma direta. Também no geral, a maioria das previsões dos modelos de Forma Direta foram melhores que o Passeio Aleatório e estatisticamente significantes.

5.3

Câmbio Nominal

Modelos parecidos com os anteriores foram montados para a previsão do câmbio nominal. Foram utilizados os modelos FD, FDP, MV e AR. Um quinto modelo foi montado, porém, utilizando uma combinação com os modelos mais precisos na previsão do câmbio real e dos preços relativos. Os quatro primeiros modelos utilizados foram:

$$\text{FD:} \quad \Delta tcn_{t,h} = y_{0h} + y_{1h,FD} \Delta tcr_{t,h} + \varepsilon_t \quad (19)$$

$$\text{FDP:} \quad \Delta tcn_{t,h} = y_{2h} \Delta tcr_{t,h} + \varepsilon_t \quad (20)$$

$$\text{AR:} \quad tcn_t = \mu_{tcn} + \rho(tcn_{t-1} - \mu_{tcn}) + \varepsilon_t \quad (21)$$

$$\text{MV:} \quad \Delta tcn_t = (\rho^h - 1)(tcn_{t-1} - \mu_{tcn}) + \varepsilon_t \quad (22)$$

Os modelos diretos foram baseados em (4) e, como anteriormente, se diferenciam dele por não contar com toda a amostra na regressão, apenas os valores que estão dentro da janela móvel. Os modelo AR também é parecido com o já visto anteriormente. O modelo de meia vida será estimado com os mesmos 10 meses utilizados no câmbio real, com $\rho \approx 0,933$.

Para estimar o quinto modelo, primeiro foi necessário verificar quais modelos se saíram melhor na estimação do câmbio real e na estimação dos preços relativos. Para isso foram montadas as **Tabelas 6 e 7**. Nelas são apresentadas as somas das REQM em cada modelo e em cada horizonte. A ideia é que, baseado na Equação (1), se consiga montar um modelo com a junção de dois outros modelos,

os que melhores estimam cada parte da equação. Nas tabelas, as comparações são feitas entre modelos no mesmo horizonte temporal.

Soma da REQM (tcr) - Relativo ao PA					Soma da REQM (ipr) - Relativo ao PA				
t+h/ modelo	AR	MV	FD	FDP	t+h/ modelo	AR	AR2	FD	FDP
1	5,10	5,23	5,11	5,05	1	5,14	4,43	4,48	4,47
6	5,72	6,43	5,83	5,44	6	5,22	5,26	3,86	4,17
12	6,31	7,18	6,70	5,88	12	5,25	5,77	3,30	4,02
24	6,38	7,09	6,99	6,04	24	5,49	6,24	3,10	3,99
36	6,84	7,40	7,91	6,70	36	6,02	6,69	2,40	3,98
48	8,16	8,97	10,78	8,61	48	6,34	6,83	1,64	4,21
60	6,86	7,14	8,59	6,05	60	5,79	6,96	0,91	4,78

Tabelas 6 e 7: Soma da REQM de todos os países em cada horizonte, relativo ao passeio aleatório.

Na estimação da taxa de câmbio real, a FDP se saiu melhor em seis dos sete horizontes. No horizonte de 48 meses, o modelo AR se saiu melhor, mas como a FDP se sobressaiu em mais horizontes que o modelo AR, ela será utilizada para a composição do quinto modelo de estimação do câmbio nominal.

Modelo MV foi melhor no horizonte de 1 mês para ipr e apenas neste. Em todos os outros horizontes, a FD se saiu melhor que os outros modelos. Os modelos foram competitivos nos horizontes mais curtos, mas a FD se manteve com nível de REQM estável até em horizontes mais longos, em contraste com os demais modelos. Uma grande vantagem da FD foi na previsão da Lira Turca, que foi outlier em todas as outras formas de estimação. Os dois modelos escolhidos são estimações da variação das taxas, então por (1):

$$\Delta tcn_{t,h} = \Delta tcr_{t,h} - \Delta ipr_{t,h} \quad (23)$$

Sendo assim, o Híbrido será calculado com a junção das equações (9) e (15), já calculadas anteriormente.

$$\text{Híbrido:} \quad \Delta tcn_{t,h} = x_{2h} ncr_{t-h} - z_{1h} \Delta tcr_{t,h} - z_{0h} + \varepsilon_t \quad (24)$$

Os resultados dos cinco modelos estão dispostos na **Tabela 8**. O benchmark é, novamente o passeio aleatório, dessa vez definido como:

$$PAtcn_t = tcn_{t-h} \quad (25)$$

Os três primeiros modelos conseguiram bater o Passeio Aleatório de forma esporádica e não consistente. Destes, o que se saiu melhor foi o FD, cuja parte das múltiplas previsões melhores que o PA foram estatisticamente significantes. O modelo MV, que para grandes economias havia conseguido bater o Passeio

Aleatório com certa facilidade, Ca' Zorzi e Rubaszek (2016), para países emergentes, ele só bateu o PA prevendo a moeda nominal do Chile em 2 anos, sem significância estatística. Ainda dentre os modelos, o Real Brasileiro se saiu melhor na FD. Turquia foi um outlier na FD e no Híbrido, mais por imprecisão do passeio aleatório, que por precisão dos modelos, pois o REQM do PA da Lira Turca foi muito maior do que dos demais países. O modelo AR, ao contrário do que aconteceu na previsão do câmbio real, não conseguiu bater o passeio aleatório em nenhum país e em nenhum horizonte.

Câmbio Nominal x Passeio Aleatório														
t+h	1	6	12	24	36	48	60	1	6	12	24	36	48	60
País/ Modelo	FD							FDP						
África do Sul	1,00	0,98***	1,07	1,12	2,00	2,45	1,32	1,00	1,04	1,10	1,11	1,54	2,01	1,29
Brasil	1,01	1,14	1,18	1,04	0,96***	1,20	1,15	1,01	1,07	1,11	1,15	1,12	1,27	1,07
Chile	1,02	1,14	1,24	1,02	1,27	1,73	1,28	1,00	1,03	1,08	1,01	1,20	1,47	1,03
México	1,01	1,22	1,46	1,58	1,15	1,08	1,01	1,01	1,11	1,24	1,39	1,47	1,51	1,20
Turquia	1,00	0,95	0,91	0,77	0,74***	0,77	0,77***	1,04	1,21	1,29	1,23	1,16	1,09	0,99***
	MV							AR						
África do Sul	1,04	1,23	1,36	1,40	1,93	2,28	1,55	1,03	1,17	1,30	1,45	1,93	2,36	2,02
Brasil	1,06	1,20	1,19	1,15	1,03	1,11	1,15	1,02	1,10	1,15	1,31	1,44	1,56	1,55
Chile	1,01	1,11	1,16	0,98	1,13	1,30	1,10	1,02	1,16	1,29	1,29	1,60	1,88	1,51
México	1,07	1,49	1,81	2,06	2,07	1,99	1,47	1,02	1,13	1,24	1,42	1,57	1,61	1,54
Turquia	1,17	1,50	1,58	1,41	1,23	1,11	1,07	1,04	1,09	1,14	1,18	1,25	1,41	1,56
	Híbrido - Câmbio FDP e Preço Relativo FD													
África do Sul	0,99***	0,97***	0,96***	0,85***	1,17	1,58	0,89***							
Brasil	1,00	1,02	1,01	0,92	0,80***	0,88***	0,69***							
Chile	1,00	1,01	1,04	0,91***	1,11	1,34	0,81***							
México	1,01	1,09	1,20	1,34	1,34	1,27	0,94***							
Turquia	1,00	0,97	0,91	0,68	0,62**	0,63	0,54***							

Tabela 8: Os cinco modelos comparados com o passeio aleatório dos países para cada horizonte de previsão. Valores abaixo de 1 indicam que o modelo prevê o câmbio real melhor que o Passeio Aleatório. Os *** significam que o modelo foi estatisticamente melhores que o PA à nível de confiança de 1%, ** à 5% e * à 10%. Foi utilizado o teste Diebol-Mariano.

O modelo Híbrido foi o melhor modelo de previsão deste trabalho, conseguindo bater o PA facilmente a partir de 24 meses no caso do Real Brasileiro. No caso do Randi Sul-Africano, o modelo também começa a se sair melhor que o PA a partir de 1 mês, mas perdendo em 36 e 48 meses. O Peso Chileno se saiu melhor apenas no horizonte de 24 meses, não batendo o PA nem no de 36 meses, como havia acontecido com o modelo AR, FDP e MV no câmbio real. Todas as moedas foram bem preditas no maior horizonte do trabalho, de 5 anos. Essa e a maioria das outras previsões melhores que o Passeio aleatório são estatisticamente significantes à 1%.

No anexo (seção 8.2) há uma outra tabela de resultados onde é apresentado um novo modelo híbrido, específico para cada país, ao contrário deste aqui apresentado, genérico para todos. Naquele, uma outra metodologia foi utilizada: os modelos com menos REQM em cada país, não em cada horizonte, foram

selecionados. Com a outra metodologia, o mesmo modelo foi escolhido para prever ipr, mas algumas moedas reais foram melhor estimadas pelo modelo AR, caso das moedas do Brasil e Chile. As moedas reais da África do Sul, México e Turquia foram melhor estimadas pela FDP, então mantiveram os mesmos resultados. Também em anexo (seção 8.2) se encontra as tabelas análogas às **Tabelas 6 e 7**, mas com a outra metodologia.

Conclusão

O trabalho mostrou que é possível prever o câmbio nominal em países emergentes melhor do que um passeio aleatório em determinados prazos. Isto foi conseguido prevendo parcialmente o câmbio nominal, com a parte do câmbio real de uma forma e a parte dos preços relativos de outra forma. Com a junção dos dois modelos, foi possível montar um novo modelo híbrido que se saiu melhor que os modelos de previsão direta do câmbio nominal e que o passeio aleatório.

O modelo de previsão da taxa de câmbio real não foi muito efetivo por conta própria, conseguindo prever melhor do que o passeio aleatório, com significância estatística, apenas no horizonte de 24 meses. Já a previsão do índice de preço relativo foi mais eficiente que o passeio aleatório em todos os horizontes, para todos os países utilizando um dos modelos, que depois foi utilizado no modelo Híbrido do câmbio nominal. A alta eficiência deste modelo, comparado ao passeio aleatório, é devido à alta volatilidade da inflação em países emergentes.

As melhores previsões da taxa de câmbio real vieram da Forma Direta em Painel, ou seja, de uma regressão com dados em painel e a melhor forma de previsão dos preços relativos foi com a Forma Direta, uma regressão simples. Ambas as formas levaram em conta a diferença entre a taxa no período em relação à uma média móvel de 15 anos.

Juntando a Forma Direta em Painel do câmbio real com a Forma Direta do preço relativo, foi possível prever o câmbio nominal melhor que o passeio aleatório nos horizontes de um mês à dois anos para o Randi Sul-Africano e de dois à cinco anos para o Real Brasileiro. O Peso Chileno teve êxito na previsão apenas no horizonte de dois e de cinco anos. A Lira Turca também bateu o passeio aleatório a partir do horizonte de seis meses, mas esta moeda se mostrou um outlier em todo o trabalho. O Peso Mexicano foi a única moeda que foi melhor prevista por esse

modelo em relação ao Passeio Aleatório apenas em um horizonte, de cinco anos. A maioria dos resultados favoráveis ao modelo mostraram significância estatística.

Este modelo, além de se sair melhor que o passeio aleatório, também se saiu melhor do que outros quatro modelos de previsão, um auto regressivo, um que levava em conta a meia vida, um de regressão direta simples e outro de regressão direta com dados em painel.

Os resultados, porém, não são conclusivos em relação à existência da PPC em países emergentes, pois os modelos que levaram em conta apenas o câmbio nominal não se saíram bem nas previsões. O modelo que se saiu melhor contra o passeio aleatório, apesar de usar médias móveis para levar em conta a PPC, obteve esta façanha, em grande parte, por conseguir prever bem os preços relativos, já que em um país emergente, estes se mostraram pouco acurados quando foram previstos por passeio aleatório.

Isto pode ter acontecido pelo tamanho limitado da amostra, pois dentre as moedas analisadas, nenhuma mostrou completa reversão à média da taxa de câmbio real, mesmo no horizonte mais longo do trabalho, apesar de haver uma aparente tendência para isso. O que aconteceu, porém, foi a extrapolação da média no longo prazo, e não essa conversão.

Bibliografia

BECKMANN, Joscha. Nonlinear adjustment, purchasing power parity and the role of nominal exchange rates and prices. **North American Journal of Economics and Finance**, n.24, jan. 2013.

CA' ZORZI, Michele; RUBASZEK, Michał. Exchange rate forecasting on a napkin. **Journal of International Money and Finance**, n.204, jun. 2020.

CA' ZORZI, Michele; RUBASZEK, Michał. Real Exchange Rate Forecasting and PPP: This Time the Random Walk Loses. **Open Economies Review**, vol. 27, n.3, p. 585–609, jan. 2016.

CASHIN, Paul; CÉSPEDES, Luiz Felipe; SAHAY, Ratna. Commodity Currencies and the Real Exchange Rate. **Banco Central de Chile**, wp. n.236, nov. 2013.

DIEBOLD, Francis; MARIANO, Roberto. Comparing Predictive Accuracy. **Journal of Business & Economic Statistics**, v.13, n.3, p.253-263, jul. 1995.

EVANS, Martin D. D.; LYONS, Richard K.. Meese-Rogoff Redux: Micro-Based Exchange-Rate Forecasting. **American Economic Review**, v.95, n.2, p.405-414, maio 2005.

GÓMEZ-ZALDÍVAR, Manuel; VENTOSA-SANTAULÀRIA, Daniel; FREDERICK, Wallace. The PPP hypothesis and structural breaks: The case of Mexico. **Empirical Economics**, Springer, v.45 n.3, p. 1351-1359, dez. 2013.

HOLLAND, Márcio; PEREIRA, Pedro L.V.. Taxa de Câmbio Real e Paridade de Poder de Compra no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, vol. 53, n. 3, p.259-285, jul. 1999.

IMF – INTERNATIONAL MONETARY FUND. **Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions**. Washington: IMF, 2019.

IMF – INTERNATIONAL MONETARY FUND. **World Economic Outlook: Seeking Sustainable Growth — Short-term Recovery, Long-term Challenges**. Washington: IMF, 2017.

KILIAN, Lutz; TAYLOR, Mark. Why is it so difficult to beat the random walk forecast of exchange rate? **Journal of International Economics**, vol. 60, n.1, p. 85-107, maio 2003.

KORANCHELIAN, Taline. The Equilibrium Real Exchange Rate in a Commodity Exporting Country: Algeria's Experience. **International Monetary Fund**, wp. 05/135, jul. 2005.

MARK, Nelson. Exchange Rates and Fundamentals: Evidence on Long-Horizon Predictability. **The American Economic Review**, vol. 85, n.1, p.201-218, março 1995.

MEESE, Richard; ROGOFF, Kenneth. Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Do they fit out of samples?. **Journal of International Economics**, vol. 15, p.3-14, fev. 1983.

MIKE, Faruk; KIZILKAYA, Oktay. Testing the theory of PPP for emerging Market economies that practice flexible exchange rate regimes. **Applied Economics Letters**, jan. 2019.

MOLODTSOVA, Tanya; PAPELL, David. Out-of-sample exchange rate predictability with Taylor rule fundamentals. **Journal of International Economics**, vol. 77, n.2, p.167-180, abril 2009.

MURRAY, Christian J; PAPELL, David H.. Do Panels Help Solve the Purchasing Power Parity Puzzle? **Journal of Business & Economic Statistics**, vol. 23, n.4, p. 410-415, jan. 2012.

ROGOFF, Kenneth. The Purchasing Power Parity Puzzle. **Journal of Economic Literature**, vol. 34, p.647-668, jun. 1996.

8

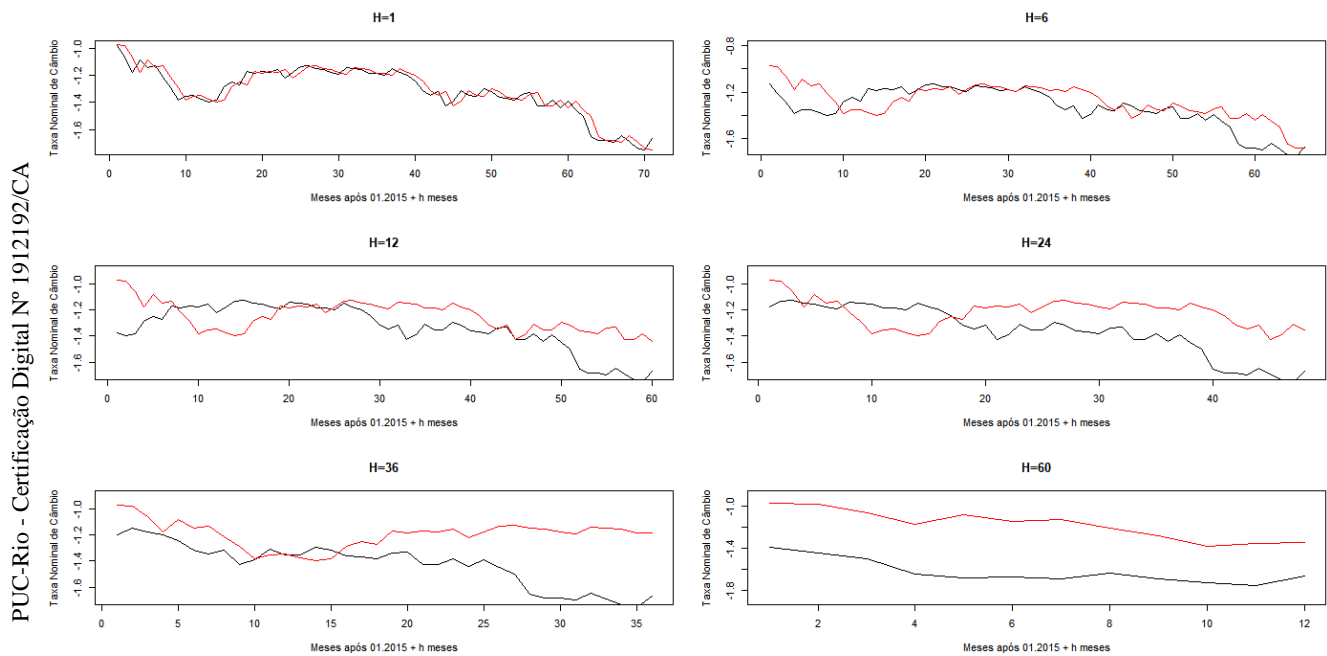
Anexo

8.1

Representação Gráfica das Previsões

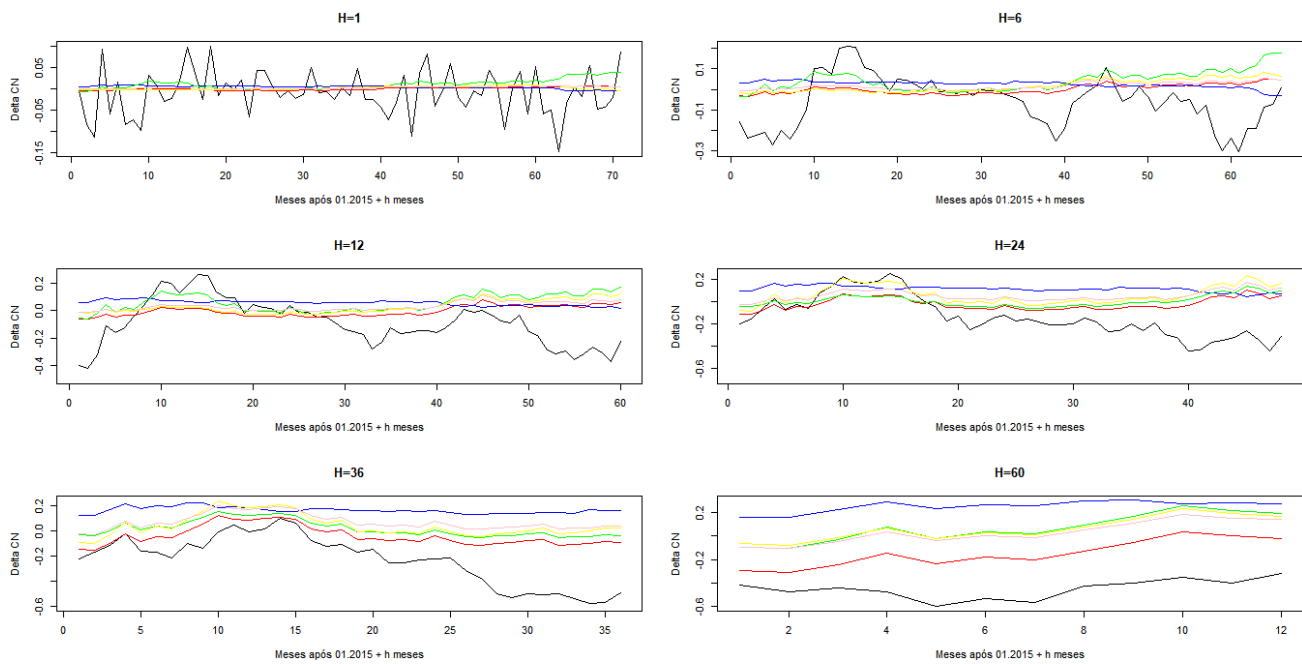
8.1.1

Taxa Nominal de Câmbio x Passeio Aleatório



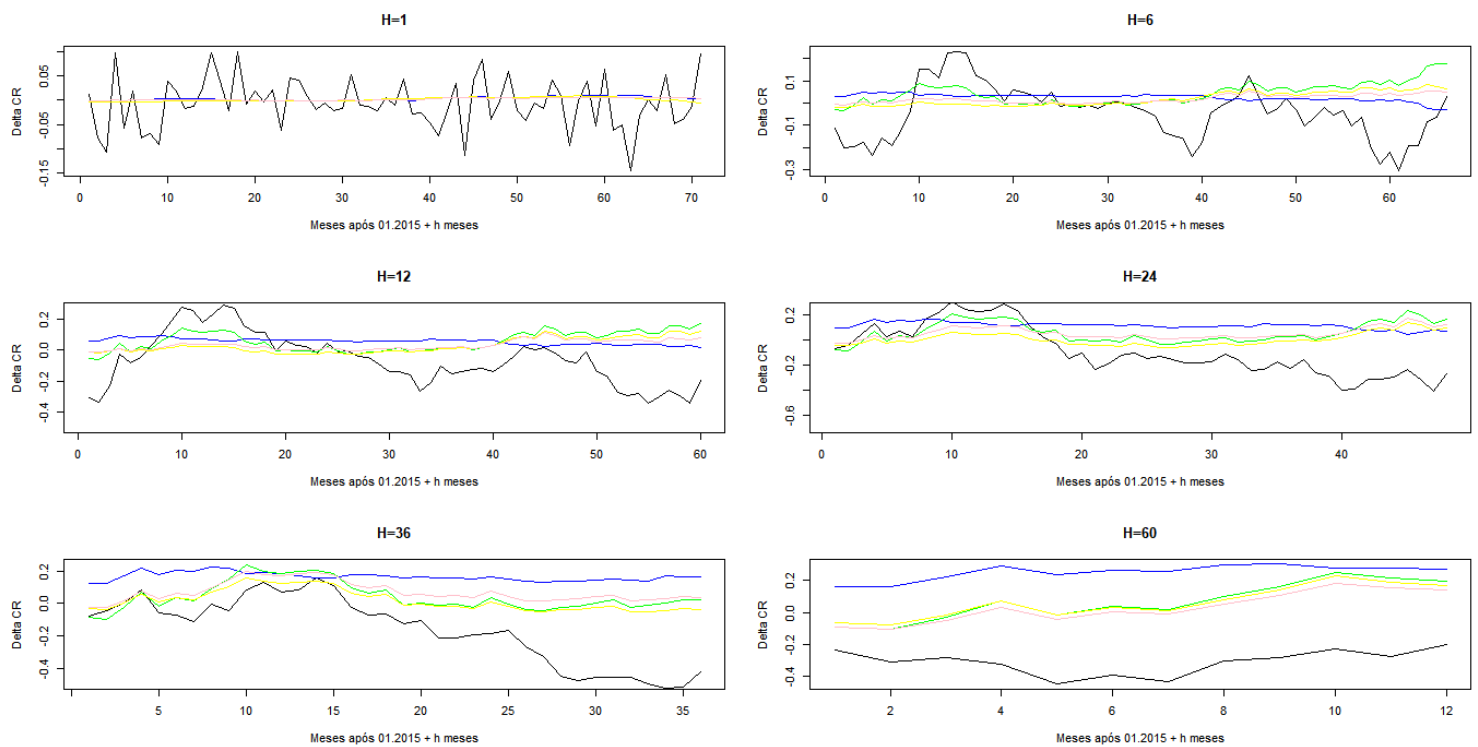
Taxa de Câmbio Nominal em preto e Passeio Aleatório em vermelho - Brasil.

8.1.2 Taxa Nominal de Câmbio x Modelos de Previsão



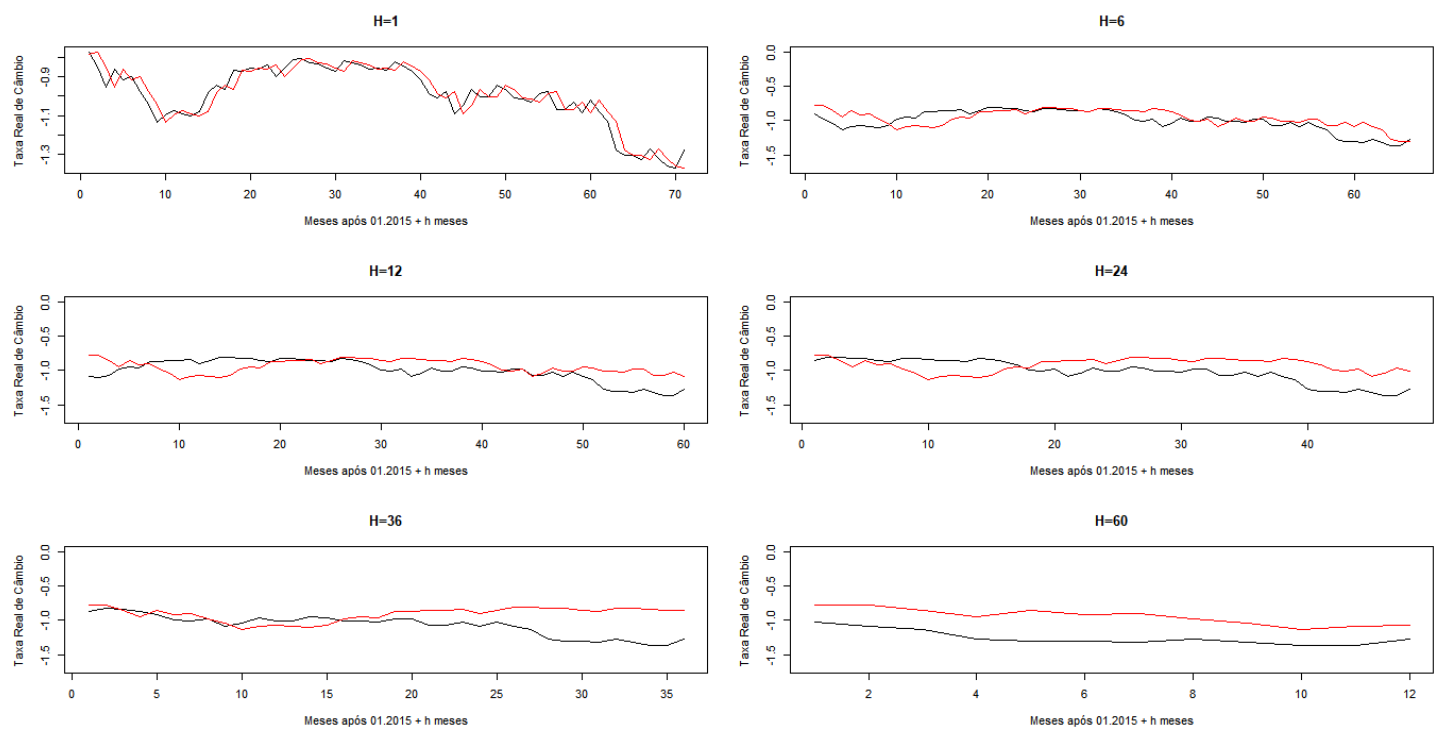
Modelos de previsão contra a variação verdadeira do câmbio nominal - Brasil. Em preto: variação de câmbio nominal verdadeira para o caso brasileiro; em vermelho: Modelo Híbrido; em verde: Modelo MV; em rosa: Modelo FDP; em amarelo: Modelo FD; em Azul: Modelo AR.

8.1.3 Taxa Real de Câmbio x Modelos de Previsão



Modelos de previsão contra a variação verdadeira do câmbio real - Brasil. Em preto: variação de câmbio nominal verdadeira para o caso brasileiro; Modelo Híbrido; em verde: Modelo MV; em rosa: Modelo FDP; em amarelo: Modelo FD; em Azul: Modelo AR.

8.1.4 Taxa Real de Câmbio x Passeio Aleatório



Taxa de Câmbio Real em preto e Passeio Aleatório em vermelho - Brasil.

8.2 Novo Modelo Híbrido

Melhores modelos por países. Tabelas semelhantes às **Tabelas 7 e 8**, mas abrindo por países e ignorando os horizontes.

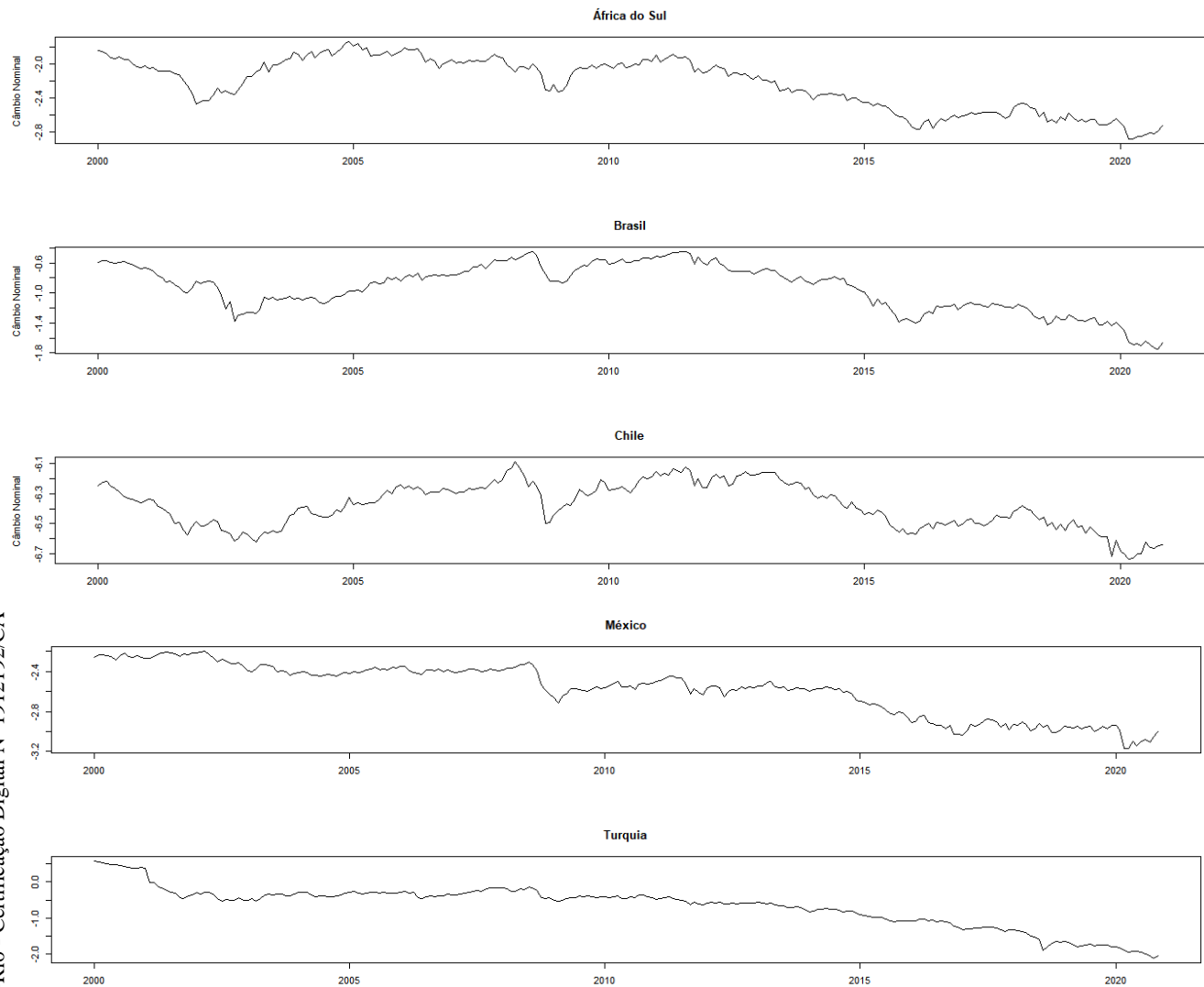
Soma da RQEM (ipr)					Soma da RQEM (tcr) - Relativo ao PA				
t+h/ modelo	AR	MV	FD	FDP	t+h/ modelo	AR	MV	FD	FDP
África do Sul	0,12	0,13	0,01	0,13	África do Sul	9,97	10,91	12,91	9,52
Brasil	0,17	0,19	0,05	0,14	Brasil	7,46	7,87	9,53	7,89
Chile	0,04	0,06	0,01	0,05	Chile	7,66	7,82	9,68	7,98
México	0,14	0,19	0,02	0,10	México	11,39	12,72	9,75	9,61
Turquia	0,88	0,89	0,09	0,50	Turquia	8,89	10,11	10,03	8,76

Resultado da previsão cambial nominal utilizando o Modelo Híbrido com nova metodologia, de melhor modelo por país. Como a FD foi melhor prevendo o ipr em todos os países, a única diferença entre os países foi a forma de previsão do câmbio real, as moedas da África do Sul, do México e da Turquia se saíram melhor com a FDP, enquanto do Brasil e do Chile se saíram melhor pelo modelo AR. O Real Brasileiro obteve ganhos consideráveis com o novo modelo, principalmente no longo prazo. A Lira Turca também foi melhor prevista no longo prazo, enquanto o Peso Chileno foi ainda melhor previsto no horizonte de 24 meses.

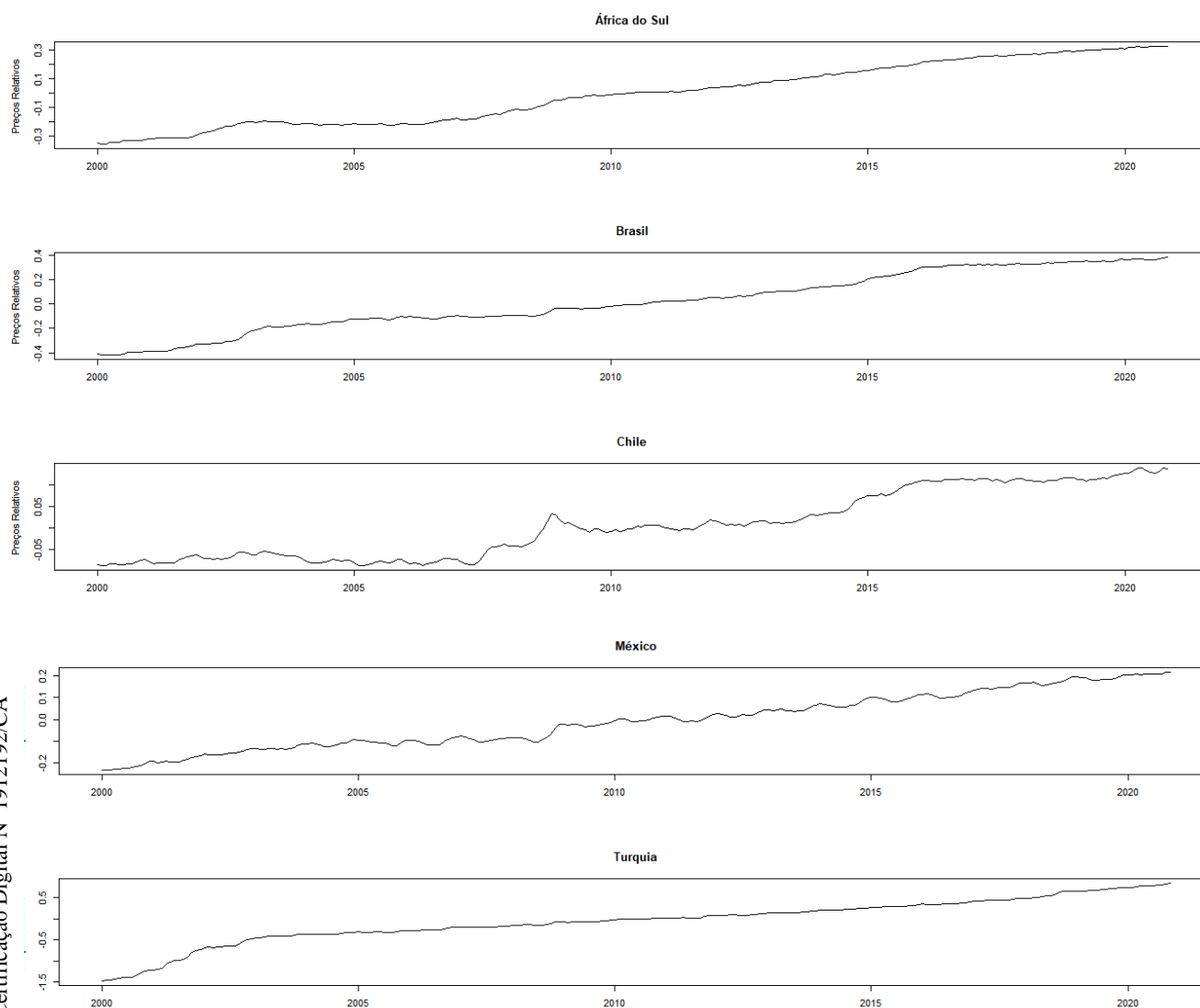
Câmbio Nominal x Passeio Aleatório							
t+h	1	6	12	24	36	48	60
País/Modelo	Novo Híbrido						
África do Sul (FDP)	0,99***	0,97***	0,96***	0,85***	1,17	1,58	0,89***
Brasil (AR)	1,01	1,04	1,05	0,90	0,69***	0,65***	0,68***
Chile (AR)	1,01	1,08	1,13	0,90***	0,96***	1,02	0,85***
México (FDP)	1,01	1,09	1,20	1,34	1,34	1,27	0,94***
Turquia (FDP)	0,99***	0,97	0,91	0,68	0,62**	0,63	0,54***

8.3 Representação Gráfica dos Dados

8.3.1 Logaritmo Neperiano do Câmbio Nominal

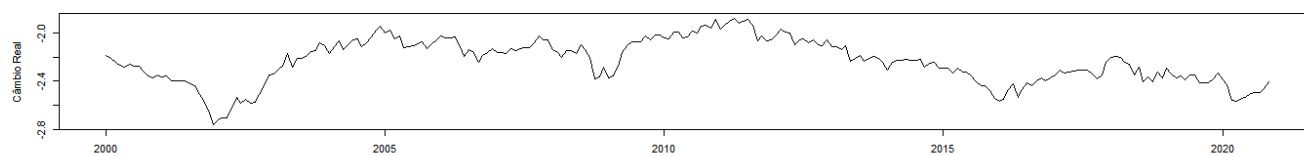


8.3.2 Logaritmo Neperiano dos Preços Relativos

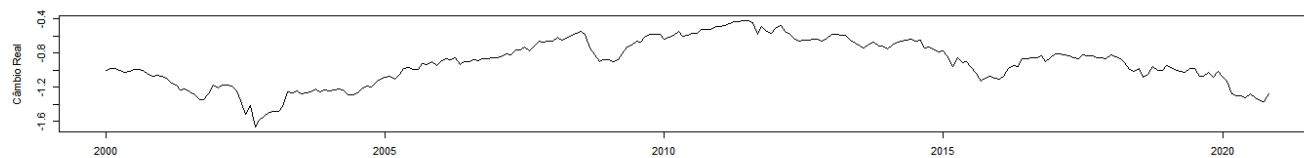


8.3.3 Câmbio Real

África do Sul



Brasil



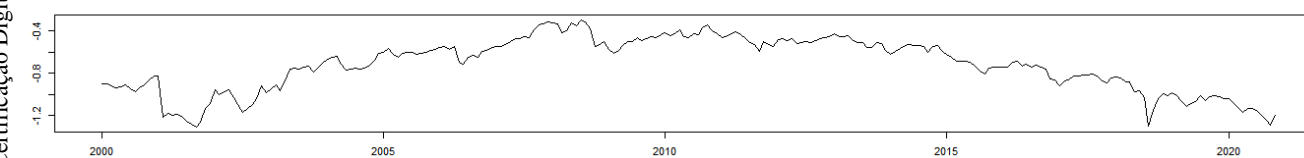
Chile



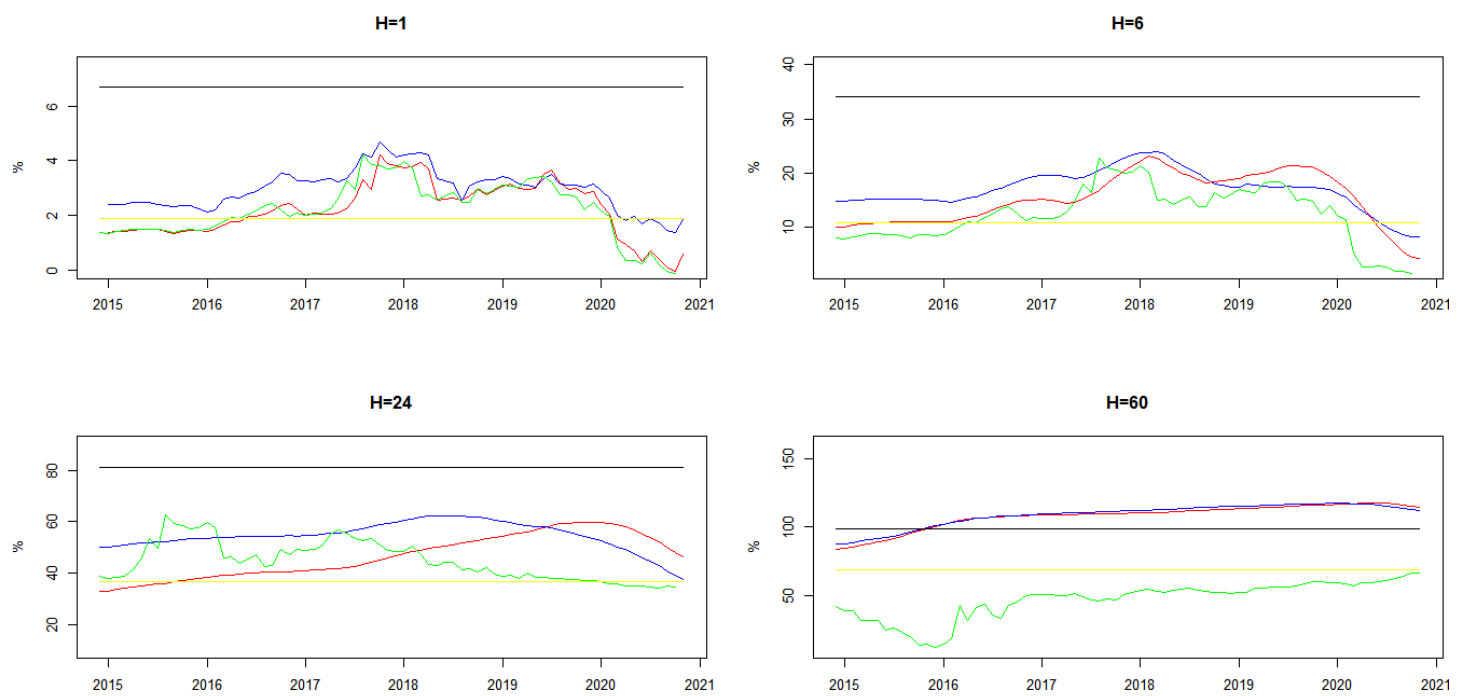
México



Turquia



8.4 Velocidade de Conversão à Média – Brasil



Em preto: meia-vida de países em desenvolvimento. Em azul: Forma Direta em Painel. Em verde: Auto Regressivo. Em Vermelho: Forma Direta. Em amarelo: meia-vida de países desenvolvidos.

8.5 Tabela A – Regimes cambiais ao longo do tempo

	00	01	02	03	04	05	06	07	08	09	10	11	12	13	14	15	16	17	18
ZAR	IF	IF	IF	IF	IF	IF	IF	IF	IF	F	F	F	F	F	F	F	F	F	F
BRL	IF	IF	IF	IF	IF	IF	IF	IF	IF	F	F	F	F	F	F	F	F	F	F
MXN	IF	IF	IF	IF	IF	IF	IF	IF	IF	FF	F	F	FF	FF	FF	FF	FF	FF	FF
TRY	IF	IF	IF	IF	IF	IF	IF	IF	IF	FF	FF	F	F	F	F	F	F	F	F
CLP	IF	IF	IF	IF	IF	IF	IF	IF	IF	FF	FF	FF	FF	FF	FF	FF	FF	FF	FF
SAR	FP	FP	FP	FP	FP	FP	FP	FP	FP	CP	CP	CP	CP	CP	CP	CP	CP	CP	CP
ARS	CP	CB	CB	MF	MF	MF	MF	CP	CP	F	F	CLA	CLA	CLA	CLA	CLA	F	F	F
CNY	FP	FP	FP	FP	FP	FP	FP	FP	FP	SA	SA	CLA	CLA	CLA	CLA	CLA	MA	SA	CLA
INR	MF	MF	MF	MF	MF	MF	MF	MF	MF	F	F	F	F	F	F	F	F	F	F
IDR	IF	IF	MF	MF	MF	MF	MF	MF	IF	F	F	F	F	CLA	F	F	F	F	F
RUB	MF	MF	MF	MF	MF	MF	MF	MF	MF	MA	MA	MA	MA	MA	MA	F	FF	FF	FF

Tabela A: Política cambial dos países emergentes do G20 e Chile, entre os anos de 2000 e 2018. Significados das abreviações foram citados anteriormente. A linha vertical entre 2008 e 2009 indica a data de mudança das nomenclaturas adotadas pelo FMI nos Relatórios Anuais de Arranjos e Restrições Cambiais.

Em 2009 o FMI fez uma mudança na nomenclatura das classificações dos regimes. As abreviações da tabela são as seguintes:

Fixed Peg Arrangement (FP) e *Conventional Pegged Arrangement* (CP): ancora cambial anunciada publicamente e notificada ao FMI. Variação máxima de -1 a 1% por pelo menos 6 meses; *Stabilized Arrangement* (SA): países com variação máxima entre -1 e 1%, sem contar ajustes e outliers por pelo menos 6 meses. O título requer que a pouca variação, comprovada estatisticamente, seja fruto de ações oficiais do governo; *Craw-like arrangement* (CLA): variação de até 2% por 6 meses em um câmbio não considerado flutuante; *Independently Floating* (IF) e *Floating* (F): câmbio majoritariamente flutuante, sem trajeto previsível para a taxa. O governo intervém pontualmente para prevenir flutuações indevidas da taxa. *Free Floating* (FF): mercado cambial flutuante, com intervenções excepcionais. Para se ter essa classificação, as autoridades só podem ter feito, no máximo, 3 intervenções nos seis meses anteriores, sendo cada uma não pode ter durado mais do que 3 dias. Dados comprovando a pontualidade das políticas tem que ser passados para o FMI; *Managed Floating with No Predetermined Path for Exchange Rate* (MF) e *Managed Arrangement* (MA): a autoridade monetária influência direta ou

indiretamente na taxa de câmbio, mas sem um padrão ou meta definidos; *Currency Board Arrangement* (CB): regime monetário baseado em compromisso legislativo explícito em fixar a taxa de câmbio da moeda nacional contra uma moeda estrangeira. A moeda nacional é lastreada em reservas internacionais.