



Bárbara Rocha Gonzaga

***O forward premium puzzle nas moedas dos
países emergentes:***

Uma análise baseada no aprendizado econométrico

Dissertação de Mestrado

Dissertação apresentada como requisito parcial para
obtenção do grau de Mestre pelo Programa de Pós-
graduação em Administração de Empresas do
Departamento de Administração da PUC-Rio.

Orientador: Prof. Marcelo Cabús Klötzle

Rio de Janeiro

Abril de 2021



Bárbara Rocha Gonzaga

***O forward premium puzzle nas moedas dos
países emergentes:
Uma análise baseada no aprendizado econométrico***

Dissertação apresentada como requisito parcial para obtenção do grau de Mestre pelo Programa de Pós-Graduação em Administração de Empresas do Departamento de Administração da PUC-Rio. Aprovada pela Comissão Examinadora abaixo assinada.

Prof. Marcelo Cabús Klötzle

Orientador

Departamento de Administração – PUC-Rio

Prof. Antônio Carlos Figueiredo Pinto

Departamento de Administração - PUC-Rio

Prof. Cláudio Henrique da Silveira Barbedo

Grupo IBMEC

Prof. Erick Meira de Oliveira

Financiadora de Estudos e Projetos

Rio de Janeiro, 16 de Abril de 2021

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

Bárbara Rocha Gonzaga

A autora é Bacharel em Ciências Contábeis e Administração, ambos pela Universidade Federal do Rio de Janeiro (UFRJ). Possui também MBA em Gerenciamento Avançado de Finanças pela Universidade Federal Fluminense (UFF) e, agora, é Mestre em Administração de Empresas pela PUC-Rio.

Ficha Catalográfica

Gonzaga, Bárbara Rocha

O forward premium puzzle nas moedas dos países emergentes: uma análise baseada no aprendizado econométrico / Bárbara Rocha Gonzaga; orientador: Marcelo Cabús Klötzle. – 2021.

109 f.: il. color.; 30 cm

Dissertação (mestrado) – Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Departamento de Administração, 2021.

Inclui bibliografia

1. Administração – Teses. 2. Forward premium puzzle. 3. Expectativas não-rationais. 4. Aprendizado econométrico. I. Klötzle, Marcelo Cabús. II. Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro. Departamento de Administração. III. Título.

CDD: 658

Agradecimentos

Agradeço ao meu orientador Marcelo Cabús Klötzle pela ajuda exercida ao longo deste trabalho, demonstradas através da disponibilidade em ter reuniões periódicas de orientação, bem como pelas sugestões e correções propostas que permitiram concretizar os meus objetivos referentes a esta dissertação.

Aos membros da comissão examinadora pela atenção na revisão desta dissertação e pelas sugestões de como melhorá-la.

Agradeço ao professor Luiz Brandão pela oportunidade de ter realizado um semestre de estágio em docência sob a sua supervisão e orientação, experiência que possibilitou que eu pudesse ter um primeiro contato com a docência na graduação.

Aproveito para estender os meus agradecimentos aos demais professores do programa de Mestrado Acadêmico por todo conhecimento transmitido e a toda equipe do IAG, que direta ou indiretamente contribuíram para a minha formação.

Agradeço ao meu marido, Esaú Oliveira dos Santos, por ser o meu maior incentivador a começar a minha carreira acadêmica, por me motivar a perseguir os meus sonhos, pela paciência e suporte demandados durante o período de realização deste mestrado.

O presente trabalho foi realizado com apoio da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior – Brasil (CAPES) – Código de Financiamento 001, através da concessão da bolsa PROSUC II (taxas) durante o período de Março de 2019 a Fevereiro de 2020 e do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPQ), através da concessão da bolsa de fomento durante o período de Março de 2020 a Fevereiro de 2021.

Resumo

Gonzaga, Bárbara Rocha; Klötzle, Marcelo Cabús. **O *forward premium puzzle* nas moedas dos países emergentes: uma análise baseada no aprendizado econométrico.** Rio de Janeiro, 2021. 109 p. Dissertação de Mestrado - Departamento de Administração, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro.

O *forward premium puzzle* é um dos *puzzles* mais notáveis no mercado cambial. Seus estudos tiveram início na primeira metade da década de 1980 e desde então diversas metodologias, ao longo dos anos, foram elaboradas e utilizadas para tentar explicar a sua ocorrência. Entretanto, apesar dos esforços dos pesquisadores, ainda não há uma solução inequívoca. O objetivo desta dissertação é analisar esta anomalia no contexto macroeconômico dos países emergentes, considerando-se a abordagem das expectativas não-rationais dos agentes. Para isso, foram aplicadas técnicas de aprendizado econométrico, conforme as metodologias propostas por Chakraborty e Evans (2008) e Reed (2019). Segundo estas, as expectativas dos agentes acerca da taxa de câmbio *spot* futura, são modeladas de acordo com algoritmos de aprendizado e se mantêm próximas à solução de expectativas racionais, porém com desvios gerados por erros de previsão passados. Os resultados alcançados corroboram aqueles encontrados na literatura relacionada, demonstrando que o aprendizado econométrico pode fornecer uma explicação para o *forward premium puzzle* também quando se considera a taxa cambial das moedas dos países emergentes frente ao Dólar americano, tanto para o modelo com um único estado quanto para o modelo com dois estados. As simulações realizadas reproduzem as principais características empíricas encontradas na amostra analisada e exprimem a importância da persistência dos fundamentos monetários para explicar o viés negativo no coeficiente do *forward premium*.

Palavras-chave

Forward premium puzzle; Expectativas não-rationais; Aprendizado econométrico.

Abstract

Gonzaga, Bárbara Rocha; Klotzle, Marcelo Cabús (Advisor). **The forward premium puzzle in the emerging market currencies: an analysis based on adaptive learning**. Rio de Janeiro, 2021. 109 p. MSc. Dissertation – Departamento de Administração, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro.

The forward premium puzzle is one of the most notable puzzles in the foreign exchange market. Seminal studies in the field began in the first half of the 1980s. Since then, several methodologies have been proposed and tested, aiming to explain the occurrence of forward premium puzzle. However, despite the researchers' efforts, no unequivocal solution has been found. The objective of this dissertation is to analyze this anomaly in the macroeconomic context of emerging countries considering the approach of the non-rational expectations. To that end, adaptive learning techniques were applied, following the methodologies proposed by Chakraborty and Evans (2008) and Reed (2019), where the modeling of agents' expectations about the future spot exchange rate is conducted using learning algorithms and remain close to the rational expectations solution, but with deviations generated from past forecast errors. The results corroborate those found in the current body of literature, suggesting that adaptive learning can provide an explanation for the forward premium puzzle also when considering the exchange rate of emerging market currencies against the US dollar, both for the single-state model and for the two-state model. The simulation results reproduce the main empirical features found in the analyzed sample and express the importance of the monetary fundamentals persistence to explain the negative bias in the forward premium coefficient.

Keywords

Forward premium puzzle; Non-rational expectations; Adaptive learning.

Sumário

1 Introdução	12
1.1. Problema de pesquisa	13
1.2. Objetivo final	13
1.3. Objetivos intermediários	14
1.4. Justificativa do estudo	14
1.5. Contribuições do estudo	15
1.5.1. Prática	15
1.5.2. Teórica	15
1.6. Limitações da pesquisa	16
2 Referencial teórico	17
2.1. Mercado cambial	17
2.1.1. Taxa de câmbio	19
2.1.2. <i>Forward premium</i>	20
2.1.3. Teoria da paridade da taxa de juros	21
2.1.3.1. Paridade coberta da taxa de juros	21
2.1.3.2. Paridade descoberta da taxa de juros	22
2.1.4. <i>Forward premium puzzle</i>	23
2.2. Principais explicações acerca do <i>forward premium puzzle</i>	25
2.2.1. Abordagem do prêmio de risco	25
2.2.2. Abordagem das expectativas não-rationais	27
2.2.3. <i>Carry trade</i>	29
2.3. <i>Forward premium puzzle</i> nas moedas dos países emergentes	30
2.4. Regimes cambiais	33
2.4.1. Estratégias monetárias	33
2.4.2. Classificação dos regimes cambiais	35
2.4.3. Fundamentos cambiais dos países emergentes	36
2.5. Metodologia: Arcabouço teórico	37
2.5.1. Modelo monetário	37
2.5.2. Modelos <i>Markov-switching</i>	39
2.5.3. Aprendizado econométrico	42

3 Metodologia	45
3.1. Design da pesquisa	45
3.1.1. Quanto aos fins	46
3.1.2. Quanto aos meios	46
3.2. Universo e amostra	46
3.3. Procedimentos e instrumentos de coleta de dados	47
3.4. Tratamento dos dados e simulações	48
3.4.1. Definição do modelo monetário	48
3.4.1.1. Modelo com um único estado	48
3.4.1.2. Modelo dependente de estado	49
3.4.2. Algoritmos de aprendizado econométrico	50
3.4.2.1. Aprendizado de mínimos quadrados ordinários recursivos	52
3.4.2.2. <i>Mean-square stability</i>	53
3.4.2.3. Aprendizado de ganho constante	55
3.5. Limitações do método	56
4 Análise e interpretação dos resultados	58
4.1. Descrição dos dados	58
4.1.1. Testes de estacionaridade	59
4.1.2. Teste de quebras estruturais de Bai-Perron	60
4.2. <i>Forward premium puzzle</i> nas moedas dos países emergentes	64
4.3. Modelo <i>Markov-switching</i>	67
4.3.1. Probabilidades de transição	68
4.3.2. Fundamentos monetários	70
4.3.3. Regressão dinâmica markoviana	72
4.4. Aprendizado econométrico	73
4.4.1. Ganho de aprendizado	74
4.4.2. Sensibilidade da demanda por moeda	74
4.4.3. <i>Mean-square stability</i>	75
4.4.4. Simulações	75
4.4.4.1. Considerando um único estado	76
4.4.4.2. Considerando dois estados	78
5 Conclusão	82

6 Referências Bibliográficas	84
Apêndices	92
I. Descrição dos dados coletados	92
II. Regimes cambiais dos países emergentes	94
III. Gráficos dos testes de estacionaridade	92
IV. Gráficos das taxas de câmbio <i>spot</i>	94
V. Gráficos da estimação mensal do PIB	96
VI. Gráficos da demanda por moeda (M1)	98
VII. Gráficos das quebras estruturais dos fundamentos monetários	100
Anexos	104
I. Códigos no R	104

Lista de figuras

Figura 1 - Volume global de operações do mercado cambial	19
Figura 2 - Probabilidade de transição suavizada para o 1º estado	70

Lista de tabelas

Tabela 1 – Tipos de operações do mercado cambial	18
Tabela 2 - Classificação dos regimes cambiais (FMI)	36
Tabela 3 - Testes de estacionariedade para as diferenças na taxa de câmbio	60
Tabela 4 - Datas das quebras estruturais para os fundamentos monetários	63
Tabela 5 - Testes de resíduos	65
Tabela 6 - Resultados da regressão OLS com <i>forward premium</i> de 3 meses	66
Tabela 7- Estimação das probabilidades de transição dos regimes cambiais	69
Tabela 8 - Fundamentos monetários	71
Tabela 9 - Regressão dinâmica markoviana	73
Tabela 10 - Resultados das simulações considerando-se um único estado	77
Tabela 11 – Simulações aderentes aos dados considerando-se um estado	78
Tabela 12 - Resultados das simulações considerando-se dois estados	80

1

Introdução

A pesquisa em finanças internacionais vem documentando a presença de regularidades empíricas que apresentam desafios significativos aos modelos padrão de economia aberta. Essas regularidades, muitas vezes descritas como "anomalias" ou "*puzzles*", foram e continuam sendo objeto de muita pesquisa.

Um dos *puzzles* mais notáveis no mercado cambial é o *forward premium puzzle*, que basicamente pode ser definido como a constatação empírica de que a taxa de câmbio *forward* prevê a depreciação esperada na taxa de câmbio *spot* futura com uma menor magnitude da especificada pelo arcabouço teórico inicial de finanças internacionais, assumindo inclusive viés negativo.

Os estudos acerca desse *puzzle* tiveram início na primeira metade da década de 1980 e, desde então, diversas metodologias foram elaboradas e utilizadas para tentar explicar a sua ocorrência. Duas principais abordagens se destacam: a abordagem do prêmio de risco e a abordagem das expectativas não-rationais dos agentes.

A abordagem do prêmio de risco considera que, sob a hipótese de expectativas racionais, o *forward premium puzzle* pode ser explicado pela existência de uma variável de prêmio de risco que funcionaria como uma proteção ao se investir em uma moeda mais volátil. Já a abordagem das expectativas não-rationais considera que essa anomalia surge em decorrência de erros sistemáticos de expectativas por parte dos agentes.

O objetivo desta dissertação é analisar o *forward premium puzzle* considerando o contexto das moedas dos países emergentes, através da aplicação de técnicas de aprendizado econométrico.

Esse trabalho possui a seguinte estrutura: o restante do tópico aborda o problema de pesquisa abordado, bem como os objetivos, justificativas, contribuições e limitações do estudo. O tópico subsequente traz o referencial teórico utilizado; em seguida, a metodologia utilizada é apresentada; no quarto tópico são discutidos os resultados obtidos; e, no último tópico, são apresentadas as conclusões e sugestões para trabalhos futuros.

1.1. Problema de pesquisa

Apesar de algumas pesquisas já terem sido desenvolvidas considerando-se o cenário macroeconômico dos países emergentes, grande parte da sabedoria empírica sobre o *forward premium puzzle* ainda se baseia nas evidências obtidas nas economias desenvolvidas. Porém, conforme apontado por Bansal e Dahlquist (2000), ao contrário das economias desenvolvidas, as economias emergentes têm rendas per capita mais baixas, inflações e incertezas inflacionárias mais altas, além de taxas de juros nominais mais elevadas. Essas diferenças econômicas podem influenciar diretamente na variação da taxa de câmbio. Dessa forma, estudos adicionais aplicados às economias emergentes podem fornecer lições valiosas para o entendimento das fontes econômicas do *forward premium puzzle*.

Uma das abordagens que visam explicar a ocorrência do *forward premium puzzle* mais estudadas atualmente argumenta que ele surge das expectativas não-rationais dos agentes, isto é, surge de erros sistemáticos de expectativas devido, por exemplo, a heterogeneidade informacional, a problemas de aprendizado ou *peso problems*.

Nesse sentido, a partir da ideia de racionalidade limitada dos agentes¹, surgiu, na década de 90, a “teoria do aprendizado” em macroeconomia. Esta teoria se volta para modelos consistentes mais realistas de racionalidade, considerando que os agentes aprendem a ter expectativas racionais.

Diante do exposto, foi elaborada a seguinte questão de pesquisa: como o aprendizado econométrico pode ser usado para explicar o *forward premium puzzle* no contexto das economias emergentes?

1.2. Objetivo final

Portanto, a presente dissertação tem como objetivo principal aplicar técnicas de aprendizado econométrico para resolver o *forward premium puzzle* no contexto macroeconômico dos países emergentes.

¹ A questão da racionalidade limitada, primeiramente identificada por Simon (1955), estabelece que, embora os agentes tentem tomar decisões racionais, as suas limitações cognitivas só permitem a racionalização baseado em um modelo mais simplificado do mundo, de forma que a construção desse modelo está vinculada a propriedades psicológicas, como a percepção da realidade, os processos de aprendizado, ideologias etc.

1.3. Objetivos intermediários

Para atingir o objetivo final proposto, este estudo fornece os seguintes objetivos intermediários a serem alcançados:

- ✓ Explicar o *forward premium puzzle*;
- ✓ Identificar a evolução dos principais achados dos pesquisadores no decorrer dos anos;
- ✓ Testar a validade da paridade descoberta da taxa de juros para as moedas dos países emergentes frente ao Dólar americano;
- ✓ Explicar as metodologias baseadas em aprendizado econométrico propostas por Chakraborty e Evans (2008) e Reed (2019);
- ✓ Performar uma análise baseada no aprendizado econométrico considerando-se o contexto macroeconômico dos países emergentes.

1.4. Justificativa do estudo

Desde o surgimento dos primeiros estudos sobre o *forward premium puzzle*, várias explicações possíveis para esta anomalia foram apresentadas na literatura, assim como diversos modelos econométricos foram aplicados para tentar resolver esse *puzzle*. Entretanto, apesar dos esforços dos pesquisadores, ainda não há uma solução inequívoca.

O aprendizado econométrico e as suas modelagens com algoritmos de aprendizado compõem uma das principais metodologias utilizadas na abordagem das expectativas não-rationais. Contudo, observou-se que não foram desenvolvidas muitas pesquisas para explicar a ocorrência do *forward premium puzzle* considerando o cenário macroeconômico e as moedas dos países emergentes sob essa ótica.

O desenvolvimento de estudos baseados na abordagem das expectativas não-rationais é relevante pois há evidências de que flutuações cambiais baseadas nas expectativas dos agentes podem acarretar implicações nas políticas econômicas dos países, visto que podem impactar o preço relativo das importações e exportações ao invés de facilitar o ajuste dos preços. (Devereux e Engel, 2006)

O ângulo de análise desta dissertação é interessante e importante porque, enquanto a maioria das pesquisas acerca desse *puzzle* que consideram as moedas dos países emergentes se concentram na existência de uma variável de prêmio de risco, o presente trabalho concentra-se nas expectativas não-rationais dos agentes e na persistência dos fundamentos monetários.

Por fim, a necessidade de se entender as perspectivas das potências emergentes relacionadas principalmente a questões de impacto econômico global, como políticas fiscais e monetárias, ficou mais latente após a crise de legitimidade do sistema financeiro internacional que eclodiu em 2008, onde as potências emergentes (como China, Índia e Brasil) começaram a ganhar bastante espaço no cenário econômico global. (Stuenkel, 2013)

1.5. Contribuições do estudo

1.5.1. Prática

Os resultados alcançados podem ser do interesse de agentes formuladores de política monetária, em especial os bancos centrais, que comumente utilizam o conceito da paridade descoberta da taxa de juros como referência teórica em diversos modelos que consideram a determinação de variações cambiais.

Os resultados alcançados também podem ser úteis para investidores, corretores e empresas, visto que o entendimento acerca da dinâmica das taxas cambiais e da formação de expectativa referente a taxa *spot* futura de câmbio podem contribuir para o uso de uma metodologia de previsão mais realista. Isso auxiliaria os agentes a minimizar riscos e maximizar os retornos, fomentando a tomada de decisões financeiras mais informadas.

1.5.2. Teórica

Em pesquisas anteriores, como em Bansal e Dalquist (2000), Garcia e Olivares (2001), e Frankel e Poonawala (2006), apesar dos resultados obtidos apontarem para a rejeição da validade da paridade descoberta da taxa de juros, o coeficiente do *forward premium* estimado parece ser positivo ou próximo de zero nos países emergentes, contrastando com a relação negativa entre juros e câmbio

usual nas economias desenvolvidas. Porém, os resultados obtidos nessa dissertação, assim como em Santos et al. (2016), Cieplinski et al. (2017) e Kumar (2019) apontam para a ocorrência do *forward premium puzzle* também em economias emergentes.

Adicionalmente, este estudo contribui para a literatura acerca do aprendizado econométrico, ao oferecer uma análise que contempla também os fundamentos monetários dos países emergentes.

1.6.

Limitações da pesquisa

Conforme apontado por Backé e Schardax (2009), até a década de 1990, a escassez de dados não permitia que os pesquisadores examinassem o *forward premium puzzle* também para as economias emergentes. Por isso, visando uma coleta de dados mais completa e fidedigna possível, o corte transversal deste estudo compreende o período de Janeiro de 2000 até Abril de 2020.

2 Referencial teórico

Neste capítulo são discutidos aspectos teóricos e estudos relacionados ao tema de investigação. Esta seção está dividida em cinco partes: na primeira seção, abordam-se os conceitos introdutórios necessários para o entendimento do *forward premium puzzle* e a sua conceitualização. Na segunda seção, apresentam-se as principais explicações para a ocorrência desse *puzzle*. Na terceira seção, aborda-se a questão dos principais achados dos pesquisadores acerca dessa anomalia considerando-se as moedas dos países emergentes. Na quarta seção, apresenta-se os regimes cambiais e as estratégias monetárias. Por fim, na última seção, apresenta-se o arcabouço teórico necessário para entendimento e aplicação da metodologia escolhida para este estudo.

2.1. Mercado cambial

O mercado cambial, conhecido também como FOREX (acrônimo para *foreign exchange market*), é onde o comércio monetário internacional acontece.

Os principais agentes do mercado cambial são os bancos centrais, os bancos comerciais, as corporações que se envolvem no comércio internacional, as instituições financeiras não-bancárias (como empresas de gestão de ativos e seguradoras) e indivíduos (como turistas, por exemplo).

Os Bancos Centrais atuam no mercado cambial principalmente visando o controle das reservas cambiais e a manutenção do valor da moeda doméstica em relação as outras moedas internacionais.

Os demais agentes econômicos atuam no mercado cambial para realizar exportações e importações; pagamento de dividendos, *royalties*, juros e principal de dívida; recebimento de capitais e outros valores.

O mercado cambial possui operações tanto no mercado de bolsa quanto no mercado de balcão (conhecido também como OTC, acrônimo para *over-the-counter*).

A Tabela 1 abaixo lista as operações existentes no mercado cambial e fornece uma breve descrição acerca de cada uma delas.

Instrumento	Descrição
<i>Spot</i>	Expressa o nível de preço corrente para trocar diretamente uma moeda por outra a uma determinada taxa cambial acordada em contrato e entregue geralmente em D+2.
<i>Outright Forward</i> e Futuros	No contrato <i>forward</i> , que podem ser negociados tanto no mercado de bolsa quanto no de balcão, os participantes se comprometem a comprar ou vender determinada quantidade de moeda por um preço previamente estipulado para liquidação em data futura. ² O contrato futuro, por sua vez, só pode ser negociado em mercado de bolsa e prevê que os compromissos assumidos sejam ajustados diariamente, ocorrendo a liquidação diária das diferenças entre as alterações de preços.
<i>Swap Cambial (FX Swaps)</i>	Contrato entre duas partes envolvendo duas etapas: <i>short leg</i> que é a compra/venda de uma moeda em face de outra moeda - a taxa de câmbio <i>spot</i> - e <i>long leg</i> , que é a reversão da posição assumida na primeira etapa usando a taxa de câmbio a termo fixada previamente em contrato. É um instrumento derivativo (OTC) comumente utilizado para <i>Hedge</i> .
<i>Swap de Moedas</i>	Contrato em que duas partes se comprometem a trocar variações de juros e/ou principal de uma moeda pela outra. É um instrumento derivativo (OTC) comumente utilizado para <i>Hedge</i> .
Opções de Moedas	Contratos que oferecem o direito (e não a obrigação) de comprar ou vender uma moeda a uma determinada taxa cambial durante um período específico. É um instrumento derivativo que pode ser utilizado tanto para <i>Hedge</i> como para fins especulativos.

Tabela 1 – Tipos de operações do mercado cambial

De acordo com o *Bank of International Settlements (BIS)*³, em Abril de 2019, o movimento diário no mercado cambial mundial somou o montante de US\$ 6,595 trilhões do qual, conforme Figura 1 abaixo, cerca de 2/3 correspondem a operações cambiais no mercado futuro. Diante disso, pode-se constatar que as expectativas dos agentes têm o potencial de exercer um papel importante na determinação da taxa de câmbio à vista no futuro.

² O *BIS* contabiliza nesta rubrica os NDFs (*Non Deliverable Forward*), que são instrumentos derivativos negociados em mercado de balcão que não envolvem a entrega física da moeda.

³ Conforme informações divulgadas no “*Triennial Central Bank Survey of Foreign Exchange and Over-the-Counter (OTC) Derivatives Markets in 2019*”, disponível em: <https://www.bis.org/statistics/rpfx19.htm?m=6%7C32%7C617>

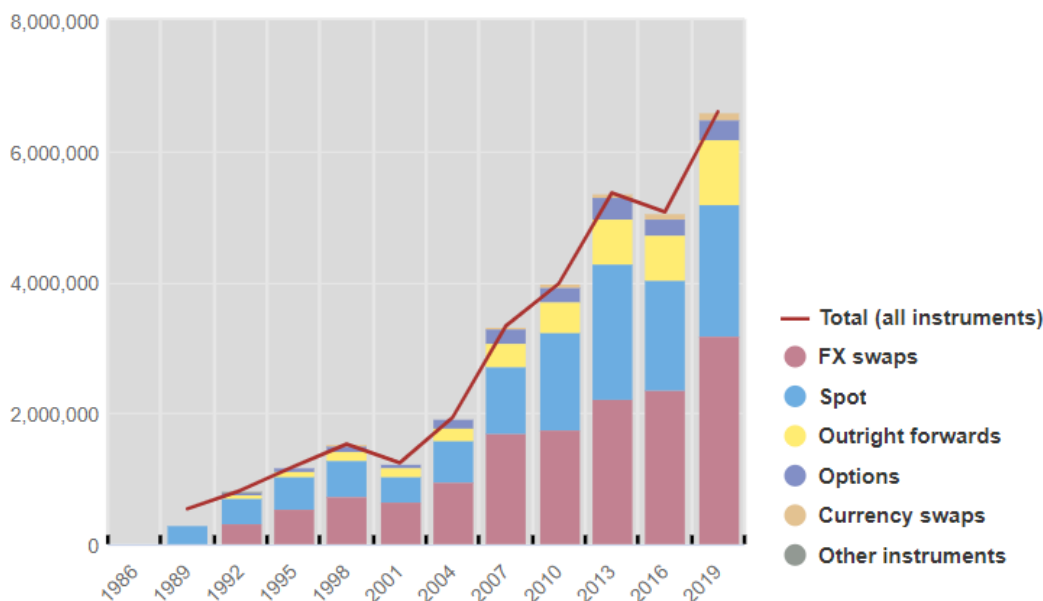


Figura 1 - Volume global de operações do mercado cambial

2.1.1. Taxa de câmbio

Moeda (ou unidade monetária) é conceituada em termos daquilo que pode ser utilizado para intermediar transações econômicas ou como unidade de valor aceita como instrumento de troca em determinado país ou região.

Basicamente, para uma determinada demanda, formada por agentes que desejam trocar moeda doméstica por estrangeira, e de oferta, formada por agentes que desejam trocar moeda estrangeira por doméstica, haverá uma taxa de câmbio nominal de equilíbrio, que representa quanto de moeda doméstica será necessário para se obter uma unidade de moeda estrangeira, ou vice-versa.

Nesse sentido, podemos conceitualizar a taxa de câmbio nominal como sendo a taxa pela qual se pode trocar a moeda de um país pela moeda de outro, ou seja, consiste numa relação direta entre duas moedas distintas.

Além da taxa de câmbio nominal, existe a taxa de câmbio real e a taxa de câmbio real efetiva: a primeira trata da ponderação da taxa de câmbio nominal pela razão entre preços (inflação) externos e internos. Sendo assim, a taxa de câmbio real informa quanto custam os produtos comercializáveis em diferentes países e reflete a competitividade das exportações de um país. Já, a segunda trata da ponderação da taxa de câmbio real pela participação de cada país de destino nos fluxos das relações comerciais.

A taxa de câmbio é um dos principais preços da economia, uma vez que afeta os resultados da balança comercial, do produto interno bruto e da inflação. Sendo assim, a sua determinação é um ponto amplamente estudado e discutido academicamente no campo das finanças internacionais, visto que, além da relação de demanda e oferta, existem outros fundamentos econômicos que norteiam essa temática como, por exemplo, a teoria da paridade do poder de compra e a teoria da paridade da taxa de juros.

A teoria da paridade do poder de compra (PPC) estabelece que o valor de equilíbrio da taxa de câmbio nominal entre as moedas de dois países é igual à razão dos seus respectivos níveis de preços.

$$s_t = (p_t - p_t^*) + \xi_t \quad (1)$$

onde, s_t é o logaritmo da taxa de câmbio *spot*, p_t e p_t^* são, respectivamente, o logaritmo dos níveis de preço doméstico e estrangeiro e ξ_t representa o logaritmo do desvio da PPC.

Já a teoria da paridade da taxa de juros sugere que a determinação da taxa de câmbio entre dois países é, em grande parte, explicada pelos diferenciais das suas respectivas taxas de juros nominais. Uma breve discussão acerca dessa teoria é abordada no tópico 2.1.3 a seguir.

2.1.2. **Forward premium**

Conforme mencionado anteriormente, as taxas de câmbio podem ser negociadas no mercado à vista (conhecido também como mercado *spot*) ou no mercado futuro (conhecido também como mercado *forward*).

O *forward premium* expressa a diferença entre a taxa futura de câmbio f_t (*forward rate*) e a taxa à vista s_t (*spot rate*). Quando considerado em termos diretos (moeda doméstica por moeda estrangeira) e representado em termos percentuais anuais, o *forward premium* pode ser expresso da seguinte forma:

$$FwdPremium_t^{$/FC} = \frac{f_t - s_t}{s_t} \times \frac{360}{n} \times 100 \quad (2)$$

onde n é o período (em dias) considerado e FC é o país estrangeiro (*foreign country*). Já quando considerado em termos indiretos (moeda estrangeira por moeda nacional), temos a seguinte expressão para o *forward premium*:

$$FwdPremium_t^{FC/\$} = \frac{s_t - f_t}{f_t} \times \frac{360}{n} \times 100 \quad (3)$$

2.1.3.

Teoria da paridade da taxa de juros

A teoria da paridade da taxa de juros (TPTJ) foi inicialmente apresentada por Keynes (1923)⁴ em seu estudo seminal que relacionou a taxa de juros à taxa de câmbio. Posteriormente, dando sequência a esta teoria, Fisher (1930)⁵ definiu que o retorno nominal de um título em um país deve ser igual ao de outro país, quando estes medidos na mesma moeda.

Destaca-se que a TPTJ se desdobra em duas abordagens, a saber: paridade coberta da taxa de juros e paridade descoberta da taxa de juros.

2.1.3.1.

Paridade coberta da taxa de juros

A teoria da paridade coberta da taxa de juros (PCTJ) refere-se à condição de equilíbrio entre as taxas de juros e as taxas de câmbio à vista e futura (ou a termo), entre duas moedas distintas. Dessa forma, Frankel (1979) afirma que a PCTJ “está associada a mercados eficientes nos quais os títulos de diferentes países são substitutos perfeitos”.

Nesse sentido, se um determinado país elevar a taxa de juros a um valor superior ao do outro país, o diferencial da taxa de câmbio entre o período seguinte e o período atual compensaria a diferença entre as taxas de juros, caso esses países possuam risco soberano similar. Sendo assim, a condição de PCTJ equalizaria os retornos das operações de arbitragem com taxas de juros no mercado futuro de câmbio.

A equação da PCTJ é dada por:

⁴ A autora teve acesso à obra original na versão de reimpressão lançada no ano de 1924.

⁵ A autora teve acesso à obra original na versão de reimpressão lançada no ano de 1974.

$$\frac{f_{t,t+k}}{s_t} = \frac{(1+I_{t,k})}{(1+I_{t,k}^*)} \quad (4)$$

onde $f_{t,t+k}$ é o preço futuro de uma moeda previsto em um contrato que vence em k períodos, s_t é o preço à vista em moeda nacional correspondente ao montante de moeda estrangeira em um determinado instante de tempo t , $I_{t,k}$ é a taxa de juros praticada no país doméstico no período entre t e k e $I_{t,k}^*$ é a taxa de juros praticada no país estrangeiro no período entre t e k .

A equação da PCTJ também pode ser escrita através da aplicação de logaritmo nos dois lados na equação anterior resultando em:

$$f_{t,t+k} - s_t = (i_{t,k} - i_{t,k}^*) \quad (5)$$

onde $f_{t,t+k}$ é o logaritmo da taxa futura (ou a termo), s_t é o logaritmo da taxa à vista, $i_{t,k}$ é o logaritmo de $(1 + I_{t,k})$ e $i_{t,k}^*$ é o logaritmo de $(1 + I_{t,k}^*)$.

Os desvios na PCTJ podem ser provenientes de diversos fatores relacionados ao conceito de risco-país⁶ como, por exemplo, risco político, risco de *default* e custos de transação.

2.1.3.2.

Paridade descoberta da taxa de juros

A teoria da paridade descoberta da taxa de juros (PDTJ) refere-se à condição de que o retorno de dois ativos substitutos perfeitos⁷, expressos em unidades monetárias distintas, devem ser iguais. Sendo assim, verifica-se que a PCTJ é condição necessária para a PDTJ.

A equação da PDTJ é dada por:

⁶ Risco-país é um conceito econômico que se refere à possibilidade de que mudanças no ambiente macroeconômico de um determinado país impacte negativamente os investidores estrangeiros.

⁷ Ou seja, assume-se a hipótese de mercados eficientes neutros ao risco para o mercado cambial, de forma que a proposição de que a taxa de retorno esperada da especulação no mercado cambial a termo condicionada às informações disponíveis é zero.

$$(1 + I_t) = (1 + I_t^*) \times (1 + \frac{S_{t+1}^e - S_t}{S_t}) \quad (6)$$

Onde, I_t representa a taxa de juros praticada no país doméstico, I_t^* a taxa de juros praticada no país estrangeiro e $(1 + \frac{S_{t+1}^e - S_t}{S_t})$ corresponde a expectativa de desvalorização nominal da moeda doméstica em relação à moeda estrangeira (taxa de câmbio).

A equação da PDTJ também pode ser escrita através da aproximação logarítmica da equação anterior resultando em:

$$i_t - i_t^* \approx \frac{S_{t+1}^e - S_t}{S_t} \quad (7)$$

Onde, i_t representa o logaritmo da taxa de juros praticada no país doméstico, i_t^* representa o logaritmo da taxa de juros praticada no país estrangeiro e $(\frac{S_{t+1}^e - S_t}{S_t})$ corresponde ao logaritmo da expectativa de desvalorização nominal da moeda doméstica em relação à moeda estrangeira (taxa de câmbio).

A partir da análise das equações (6) e (7) podemos constatar que, ao considerar uma taxa livre de risco, a taxa de câmbio a termo funcionaria, teoricamente, como um preditor imparcial da taxa de câmbio *spot* no futuro.

Os desvios da PDTJ ocorrem quando ativos denominados em diferentes moedas não são substitutos perfeitos uns dos outros.

2.1.4.

Forward premium puzzle

No início da década de 80 surgiram diversos estudos empíricos acerca do poder preditivo da taxa de câmbio *spot* no futuro a partir da taxa de câmbio a termo. Apesar das diferenças de abordagens empregadas, chegou-se ao consenso de que as taxas a termo, por si só, possuem pouco ou nenhum poder de prever mudanças nas taxas de câmbio *spot*.

Dentre os primeiros estudos desenvolvidos podemos mencionar Hansen e Hodrick (1980) e Frankel (1980), que constataram empiricamente que a simples

hipótese de eficiência de mercados⁸ para os mercados cambiais não é sustentada para várias moedas analisadas, considerando-se tanto regimes cambiais flexíveis quanto regimes flutuantes. Frankel (1980) constatou também que existem alguns fatores importantes que levam a esta rejeição aparente da hipótese da eficiência dos mercados cambiais, tais como: (i) eventos ocorrendo descontinuamente e temporariamente dependentes, (ii) as estratégias utilizadas nos modelos de previsão podem estar relacionadas a períodos específicos, não tendo o mesmo resultado quando aplicados sobre outros períodos e, (iii) pode estar relacionado ao *peso problem*.

Posteriormente, Cumby e Obstfeld (1984) encontraram evidências empíricas de que os testes econométricos, sob o pressuposto das expectativas racionais dos agentes, rejeitam consistentemente a PDTJ. Dessa forma, os testes sugerem falta de previsibilidade acerca da depreciação futura considerando-se apenas o *forward premium*.

Nesse sentido, originou-se o *forward premium puzzle*⁹ que, basicamente, é a constatação empírica da violação da PDTJ. Em termos econométricos, sob expectativas racionais, a estimativa do coeficiente do *forward premium* em uma regressão por mínimos quadrados ordinários (OLS) apresenta uma menor magnitude em relação ao valor teórico da unidade, podendo inclusive assumir valores negativos. Ou seja, esta anomalia se refere aos casos em que o coeficiente do *forward premium* estimado é, na realidade, menor que 1 ou apresenta um viés negativo.

Alguns pesquisadores associam a ocorrência dessa anomalia à existência de um prêmio de risco, enquanto outros se concentram mais na questão da expectativas não-rationais dos agentes. Essa questão é discutida com mais detalhes no tópico 2.2.

Porém, é importante ressaltar que, conforme destacado por Flood e Taylor (1996), a relação da PDTJ tende a ser restabelecida no longo prazo. Desse modo, Snaith et al. (2013) desenvolveram um estudo empírico abrangente em relação a hipótese da imparcialidade da taxa a termo considerando-se o efeito do tempo, e constataram que o coeficiente de inclinação se aproxima da unidade à medida que

⁸ Quando os autores dizem “hipótese de mercados eficientes” eles se referem a proposição de que a taxa de retorno esperada da especulação no mercado cambial a termo condicionada as informações disponíveis no presente é zero.

⁹ Também relatado na literatura acadêmica como *forward premium anomaly*, *forward bias puzzle*, *forward discount bias*, *UIP failure*, dentre outras variações.

a maturidade do contrato a termo é estendida, de forma que o *forward premium puzzle* tende a desaparecer a partir de um determinado momento¹⁰.

2.2.

Principais explicações acerca do *forward premium puzzle*

Os estudos acerca do *forward premium puzzle* tiveram início na primeira metade da década de 1980 e, desde então, diversas abordagens foram utilizadas para tentar explicar essa anomalia.

Nesse tópico, apresenta-se as duas principais abordagens utilizadas pelos pesquisadores, assim como mencionar brevemente a questão do *carry trade*.

2.2.1.

Abordagem do prêmio de risco

A primeira abordagem assume que os investidores no mercado cambial são avessos ao risco e, conseqüentemente, a taxa a termo não apenas incorpora as suas expectativas em relação a depreciação futura, mas também inclui um prêmio de risco como uma proteção ao se investir em um ativo mais volátil, caracterizado por uma taxa mais alta de retorno. (Chakraborty e Evans, 2008)

O *paper* seminal de Fama (1984) testa um modelo econométrico, representado pela equação (8) abaixo, para medição conjunta da variação no prêmio de risco e nos componentes futuros esperados das taxas de câmbio à vista.

$$S_{t+k} - S_t = \alpha + \beta(F_{t,t+k} - S_t) + \varepsilon_{t+k} \quad (8)$$

Onde, S_{t+k} representa o logaritmo da taxa *spot* em um determinado período futuro, S_t representa o logaritmo da taxa de câmbio *spot* observada no período em questão, α é a elasticidade-renda da demanda por moeda doméstica, β elasticidade de juros, $F_{t,t+k}$ representa o logaritmo da taxa de câmbio a termo em k períodos a frente e ε_{t+k} representa o ruído branco¹¹.

¹⁰ Para a amostra considerada no *paper* de Snaith et al. (2013), o *forward premium puzzle* desapareceu a partir do lapso de 3 anos para todas as moedas consideradas.

¹¹ Processo estocástico que consiste em uma sequência de variáveis randômicas independente, identicamente distribuídas (i.i.d.) e estacionário (isto é, média e variância constantes, bem como observações descorrelacionadas).

Condicionado à hipótese do mercado a termo ser eficiente e racional, o autor conclui que os componentes da taxa a termo variam no tempo e podem caracterizar a existência do *forward premium puzzle* se (i) o prêmio de risco for mais volátil do que mudanças esperadas na taxa *spot* futura de câmbio, e (ii) o prêmio de risco for negativamente correlacionado com o tamanho da depreciação esperada (calculada através do *forward premium*).

Posteriormente, Taylor (1987) conduziu um teste empírico da PDTJ, considerando-se a hipótese das expectativas racionais para as taxas cambiais *spot* futuras a partir da análise dos dados da série temporal. Para isso, foi realizada uma modelagem vetorial autorregressiva com um conjunto de restrições de equações cruzadas não-lineares. Contudo, apesar do autor concluir que a interpretação mais razoável para justificar os desvios da PDTJ seja a existência de um prêmio de risco, ele pondera que uma possível interpretação dos achados é que os agentes não consigam de fato processar e agir de forma eficiente com base nas informações disponíveis.

Nesse sentido, Froot e Frankel (1989) conduziram testes empíricos que rejeitaram a hipótese de atribuição de todo o viés do *forward premium puzzle* exclusivamente à variável prêmio de risco, o que é o mesmo que rejeitar a hipótese de que nenhuma parte do viés seja decorrente de erros sistemáticos de expectativas por parte dos agentes. Ademais, os autores não conseguiram rejeitar a hipótese de que todo o viés possa ser oriundo dos erros sistemáticos de expectativas e nenhum decorrente do prêmio de risco.

Apesar desses e de outros estudos presentes na literatura tentarem atribuir a existência do *forward premium puzzle* à presença de um prêmio de risco e de seu apelo intuitivo, McDonald e Taylor (1992) e Chakraborty e Evans (2008) apontaram que diversos autores falharam ao tentar modelar os desvios da PDTJ apenas pelo acréscimo de uma variável de risco nos testes econométricos.

Engel (1996) conduziu um estudo voltado para a análise da abordagem do prêmio de risco e concluiu que a variância de $[E_t S_{t+1} - S_t]$ é¹² muito grande para ser explicada pelos modelos econométricos convencionais de prêmio de risco cambial. O autor também verificou que, $(f_t - S_t)$, ou seja, o *forward premium*, é muito forte e negativamente correlacionado com as alterações subsequentes na taxa de câmbio para também ser consistente com esses modelos. Com isso, o

¹² Corresponde, em termos logarítmicos, as expectativas dos agentes sobre a taxa de câmbio nominal no tempo t em relação ao tempo $t+1$ menos a taxa de câmbio nominal no tempo t .

autor mencionou que existem outros caminhos presentes na literatura que tem o potencial de explicar melhor a ocorrência do *forward premium puzzle*, a saber: (i) realizar uma extensão da abordagem do prêmio de risco, (ii) utilizar a ótica do “*peso problem*”, (iii) utilizar a abordagem das expectativas não-rationais, e/ou (iv) considerar a possibilidade de ineficiência do mercado financeiro internacional.

2.2.2.

Abordagem das expectativas não-rationais

A abordagem das expectativas não-rationais considera que a anomalia do *forward premium surge* em decorrência de erros sistemáticos de expectativas por parte dos agentes devido, por exemplo, à heterogeneidade informacional, a problemas de aprendizado ou a *peso problems*.

Lewis (1989) propôs um modelo que aplica o conceito de aprendizado Bayesiano para tentar explicar os erros de previsão no valor médio do Dólar americano, quando a demanda por esta moeda estava crescendo no início dos anos 80. Porém, o modelo não conseguiu explicar a persistência do viés no coeficiente da regressão do *forward premium*. A autora, por fim, sugeriu que tal questão pode ser fruto do comportamento de aprendizado associado a antecipações de mudanças na política e prêmio de risco.

Posteriormente, Lewis (1991) propôs um modelo que aplica o conceito de aprendizado Bayesiano associado ao modelo *Markov-switching* visando identificar, a partir da estrutura a termo dos retornos do Eurodólar, as expectativas do mercado de que o banco central americano reverteresse o regime da taxa de juros. O modelo não é rejeitado e fornece estimativas plausíveis acerca da probabilidade de mudança nos regimes monetários.

Mark e Wu (1998) demonstraram que as condições de variância e covariância do prêmio de risco delimitadas por Fama (1984) não possuem suporte empírico para as taxas cambiais analisadas considerando o período de 1976 a 1994. Adicionalmente, analisaram o modelo proposto por De Long et al. (1990)¹³ e constataram que a existência de *noise traders* no mercado cambial sob certos pressupostos produz estimativas compatíveis com os dados coletados.

¹³ De Long et al. (1990) demonstram que a presença de investidores racionais e não racionais no mercado tendem a distorcer significativamente os preços dos ativos de seus valores fundamentais e, portanto, têm o potencial de explicar muitas anomalias no mercado financeiro.

Gourinchas e Tornell (2004) desenvolveram um modelo preditivo da taxa de câmbio baseado na constante tentativa dos agentes de determinar se os choques nas taxas de juros são persistentes ou transitórios. A partir disso, os autores concluíram que os erros sistemáticos nas expectativas dos agentes quanto a transitoriedade dos choques nas taxas de juros tem o potencial de explicar a ocorrência de quatro anomalias do mercado cambial: o *forward premium puzzle*, o *delayed overshooting puzzle* e os *puzzles* relacionados a variância e persistência.

Bacchetta e VanWincoop (2006) propuseram um modelo que combina o processamento de informações incompletas, a aversão ao risco e *noise traders* para explicar a ocorrência do *forward premium puzzle*. Os resultados empíricos apontaram que o modelo consegue reproduzir vários fatos estilizados relacionados à anomalia.

Yu (2013) forneceu evidências empíricas que sugerem que o sentimento dos investidores¹⁴ (ou seja, suas expectativas) é uma questão relevante para explicar a ocorrência do *forward premium puzzle*, sendo assim um fator relevante na determinação das taxas de câmbio.

Moran e Nono (2018) apresentam uma explicação para ocorrência do *forward premium puzzle* baseado em aprendizado econométrico, de forma que a modelagem econométrica empregada considera o modelo de equilíbrio da economia aberta¹⁵ e incorpora um atrito informacional ao assumir que os agentes não podem determinar se a política monetária ou os choques tecnológicos que afetam a economia são persistentes ou transitórios, mas apenas gradualmente inferir essa persistência usando o filtro de Kalman.

Diante do exposto, pode-se constatar que os métodos empíricos que consideram em suas modelagens a abordagem das expectativas não-rationais dos agentes são diversos, possuem diferentes graus de complexidade e produzem resultados inovadores na literatura acadêmica.

¹⁴ Os índices de mensuração dos sentimentos dos investidores utilizado pelo autor foram baseados em pesquisas presente nos *papers* de Baker e Wurgler (2006) e Baker et al. (2012) e em disponibilidade de dados.

¹⁵ O modelo pertence à estrutura macroeconômica de Nova Economia Aberta, originária de Obstfeld e Rogoff (1995) e que se tornou o modelo de equilíbrio geral para modelagem financeira internacional.

2.2.3. *Carry trade*

Uma implicação direta do *forward premium puzzle* consiste no fato dos investidores terem a possibilidade de lucrar através de operações de *carry trade*. Tais operações consistem, basicamente, em se investir em moedas com altas taxas de juros com recursos provenientes de empréstimos realizados em moedas com baixas taxas de juros.

Clarida et al. (2009) demonstraram empiricamente que os excessos de retornos das operações de *carry trade* estão relacionados robustamente com a volatilidade (realizada e implícita) da taxa cambial.

Burnside et al. (2010), por sua vez, argumentam que os *payoffs* das operações de *carry trade* refletem um *peso problem*¹⁶, uma vez que, geram retornos maiores e não correlacionados com os fatores de riscos tradicionais.

Coudert e Mignon (2013) constataram que o risco de *default*¹⁷ contribui para o excesso de retornos positivos nas operações de *carry trade* durante períodos em que o mercado financeiro está em alta, contribuindo assim para o aumento do viés do *forward premium*, principalmente no contexto dos países emergentes de alto rendimento. Porém, os autores destacaram que esta constatação explica apenas parcialmente o viés do *forward premium*, sobretudo se considerarmos que grande parte das operações de *carry trade* investem em moedas de países desenvolvidos com baixíssimo risco de *default*.

Spronk et al. (2013) demonstraram que as operações de *carry trade* na realidade funcionam como uma parte importante da explicação dos *puzzles* no mercado cambial, em especial do *forward premium puzzle*. Para chegar a essa conclusão eles aplicaram um modelo de agentes com comportamento heterogêneos¹⁸ – *carry traders*, grafistas e fundamentalistas, e descobriram que a taxa de câmbio simulada possui caudas grossas, excesso de volatilidade e *clusters* de volatilidade semelhantes aos encontrados em dados empíricos. Além disso, o modelo replica a forte relação negativa entre a atividade de *carry trade* e a volatilidade de mercado, conforme observado durante a crise de 2008. Por fim,

¹⁶ Os autores usam o termo *peso problem* para se referirem aos efeitos causados por eventos de baixa probabilidade na inferência amostral.

¹⁷ Refere-se basicamente ao risco de crédito, ou seja, é o risco que um credor assume em relação ao mutuário ser incapaz de honrar com a sua dívida.

¹⁸ Em inglês, "*heterogeneous agents model*", consiste basicamente em um tipo de modelagem onde há interação entre dois ou mais tipos de agentes que se relacionam entre si em um ambiente, fazendo parte da família de modelos baseados nos agentes – "*agent based modelling*".

apontaram que os *carry traders* desempenham um papel direcional na estimativa do β da PDTJ, visto que eles introduzem efeitos de *momentum* em uma determinada moeda devido à persistência das taxas de juros e que tal evento é percebido e replicado pelos grafistas exercendo, assim, uma alta influência no mercado cambial.

Pode-se concluir então que as operações de *carry trade* estão intimamente relacionadas ao *forward premium puzzle* e à violação da PDTJ. Por tal razão, embora a modelagem dessas operações não sejam o foco da presente dissertação, pode-se observar que o fator comportamental dos agentes tem o potencial de explicar os excessos de retornos nessas operações.

2.3.

Forward premium puzzle nas moedas dos países emergentes

Neste tópico, aborda-se algumas das pesquisas empíricas que foram desenvolvidas até então acerca do *forward premium puzzle* no contexto macroeconômico dos países emergentes.

Bansal e Dalquist (2000) conduziram um estudo sobre o *forward premium puzzle* considerando as diferenças no cenário macroeconômico entre os países desenvolvidos e os países emergentes. A amostra foi composta por 16 países desenvolvidos e 12 emergentes, o período coberto foi de Janeiro de 1976 a Maio de 1998¹⁹ e a modelagem econométrica considerou que o coeficiente β segue uma função linear dos atributos macroeconômicos (PIB per capita, inflação, volatilidade da inflação e a classificação de crédito do país), de forma que a sua estimação conjunta foi realizada através da aplicação do GMM (*Generalized Method of Moments*). Os resultados apontaram para a ocorrência do *forward premium puzzle* apenas para os países desenvolvidos cuja taxas de juros eram inferiores a praticada pelos E.U.A.

Garcia e Olivares (2001) estimaram o modelo de Fama (1984) para medir o prêmio de risco do mercado cambial brasileiro, entre Abril de 1995 a Dezembro de 1998, período que engloba apenas um regime cambial: o *crawling peg*²⁰. Os resultados encontrados apontam para uma não observância dos dois fatores

¹⁹ Obedecendo a disponibilidade dos dados, de forma que os dados para os países emergentes foram coletados a partir de 1990.

²⁰ Conhecido também como câmbio fixo deslizante ou regime de bandas cambiais.

fundamentais de Fama (1984) e a estimação do coeficiente β apresentou valor positivo inferior a 1, ou seja, apesar da PDTJ não ter sido validada, o *forward premium puzzle* não foi caracterizado.

Yoshino e Micheloto (2004) verificaram a validade da PDTJ nos mercados cambiais dos países emergentes que compõem o índice EMBI+ apurado pela JP Morgan, através da comparação de vários estimadores em painel: OLS (*Ordinary Least Squares*), DOLS (*Dynamic Ordinary Least Squares*) e FMOLS (*Fully Modified Ordinary Least Squares*). Os resultados encontrados apontam para a não validade da PDTJ, tanto na análise dos dados agrupados em painéis quanto na análise individual dos países, e evidenciam a possibilidade de ocorrência do *forward premium puzzle* para as moedas emergentes.

Frankel e Poonawala (2010) realizaram a estimação da regressão OLS do modelo de Fama (1984) para 14 países emergentes, entre 31/12/1996 e 30/04/2004, com o intuito de verificar a validade da PDTJ para, posteriormente, realizar a mesma estimação considerando-se o mesmo lapso temporal em uma amostra de 21 países desenvolvidos e, por fim, comparar os resultados obtidos. Com isso, os autores concluíram que, apesar da PDTJ ser rejeitada tanto para países emergentes quanto para países desenvolvidos, o coeficiente β é significativamente menor que zero para a maioria das moedas de países desenvolvidos. Já para as moedas de países emergentes, ele é ou ligeiramente acima de zero ou ligeiramente menor que zero, resultado que sugere que a ocorrência do *forward premium puzzle* não é um evento comum nas moedas dos países emergentes.

Li et al. (2012) demonstraram, através da aplicação do modelo GARCH-M, que a inclusão de uma variável de prêmio de risco na equação da PDTJ contribui para estimativas mais precisas na modelagem das taxas de câmbio, mas ainda falha ao explicar os seus desvios. Por fim, os resultados sugeriram que a PDTJ associada à variável de prêmio de risco funciona melhor para o contexto das moedas emergentes do que para as moedas desenvolvidas.

Santos et al. (2016) evidenciaram a existência de um prêmio de risco nas operações de *carry trade* envolvendo as moedas de países emergentes. Para isso, primeiramente testaram a PCTJ e a PDTJ através de regressões OLS para todos os países da amostra e concluíram que ambas não são observadas e que, de fato, o *forward premium puzzle* é caracterizado para países como o Brasil, Polônia, Indonésia, Turquia, México e África do Sul. Posteriormente, estimaram o prêmio de risco cambial com base na PDTJ ajustada ao risco país de cada país emergente da amostra através da utilização de um modelo CGARCH-M, o que

permite a separação do risco na equação do PDTJ em permanente e transitório em relação à volatilidade das taxas de câmbio. Os autores concluíram que o componente transitório do risco é mais volátil que o componente permanente, sendo assim, o risco cambial dos países considerados na amostra parece ser mais influenciado pelo mercado através das pressões especulativas de curto prazo do que por forças macroeconômicas.

Cieplinski et al. (2017) testaram a validade da PDTJ considerando-se a economia brasileira no período de 2000 a 2014 através da aplicação do modelo GARCH (1,1) na estimação do coeficiente β . Seus resultados apontaram que este coeficiente apresenta um valor negativo, evidenciando a ocorrência do *forward premium puzzle*, contradizendo grande parte dos estudos acerca dos testes da validade da PDTJ para as economias emergentes. Diante disso, os autores utilizaram o modelo de *Markov-switching* para verificar a ocorrência ou não de quebras estruturais no câmbio, que apontaram para dois padrões bem delimitados: nos períodos de menor volatilidade o coeficiente β assume valor negativo e, nos meses de alta volatilidade, valor positivo. Tais observações são bem coerentes com a abordagem da taxa de juros exógena em uma economia aberta.

Coulibaly e Kempf (2019) testaram se a adoção de metas de inflação pelas economias emergentes conduziria à ocorrência do *forward premium puzzle* nas suas moedas frente ao Dólar americano. Para isso, consideraram uma amostra com 31 países emergentes, dos quais 16 adotam regime de metas de inflação. O estudo contou com dados trimestrais de 1990 a 2014. A modelagem econométrica realizada considerou a regressão OLS de Fama (1984) com a inclusão de uma variável *dummy* relacionada às metas de inflação. Os resultados apontaram para o enfraquecimento da PDTJ para as moedas dos países que adotam o regime de metas de inflação e consequente observação do *forward premium puzzle* naqueles que não adotam tal regime.

Kumar (2019) estendeu o trabalho de Li et al. (2012) por meio de uma análise do *forward premium puzzle*, para uma amostra de 22 países desenvolvidos e 22 países emergentes. O poder explicativo do prêmio de risco na equação da PDTJ também foi aprimorado através da aplicação de um componente generalizado heterocedástico condicional autorregressivo em média (CGARCH-M), assim como feito por Santos et al. (2016). Tal aprimoramento foi posto pelo autor como crucial para entender se o risco inerente a PDTJ é governado por grandes forças macroeconômicas ou por questões da dinâmica de curto-prazo do mercado. Os resultados alcançados pelo autor indicam que a maioria dos

coeficientes β estimados são negativos, evidenciando que a ocorrência do *forward premium puzzle* é algo corriqueiro, especialmente para os países emergentes.

Diante do exposto, podemos observar que ainda não há um consenso acerca da ocorrência ou não do *forward premium puzzle* para os países emergentes e, tampouco, há evidenciação da eficácia de um único método indiscutível para estimação do coeficiente β na literatura.

Adicionalmente, observou-se também que, a princípio²¹, não há pesquisas publicadas utilizando a abordagem das expectativas não-rationais para explicação do *forward premium puzzle* para os países emergentes, indicando o potencial de contribuição da presente dissertação para a literatura relacionada.

2.4. Regimes cambiais

Neste tópico são abordadas as principais estratégias monetárias e a classificação dos regimes cambiais. Cabe observar que a estratégia de política monetária e o regime cambial adotados por um país são intrinsecamente relacionados.

2.4.1. Estratégias monetárias

A teoria macroeconômica menciona três principais estratégias de estabilização da inflação, a saber:

(i) Âncora monetária com meta nos agregados monetários

Fundamentando-se na corrente monetarista, postula que o controle da oferta dos agregados monetários é um meio eficiente não só para a contenção dos preços, mas também para o gerenciamento de suas expectativas. Sendo assim, conforme Mishkin e Savastano (2002), essa estratégia envolve 3 principais elementos, a saber: confiança nas informações transmitidas pelos agregados monetários para condução da política monetária; anúncio de metas para os agregados monetários com o intuito de orientar as expectativas de

²¹ Considerando-se as bases de periódicos acessadas durante o período de elaboração desta dissertação.

inflação dos agentes; e adoção de algum mecanismo que impeça desvios grandes e sistemáticos das metas monetárias.

(ii) Âncora monetária com meta de inflação

De acordo com Mishkin e Savastano (2002), essa estratégia envolve 5 principais elementos, a saber: anúncio público das metas de inflação de médio prazo; estabilidade de preços como objetivo principal da política monetária; que os instrumentos de política monetária sejam definidos não só pelos agregados monetários e a taxa cambial mas que também englobem outras informações relevantes; comunicação ao público e aos mercados em geral acerca dos planos, objetivos e racional envolvido nas decisões do banco central; e estabelecimento de mecanismos que façam com que o banco central seja responsável por alcançar a meta de inflação.

(iii) Âncora cambial

Estratégia onde se atrela a moeda doméstica a uma moeda estrangeira mais forte (geralmente, o Dólar americano), com o intuito de estabilizar a moeda doméstica. Canuto (1999) destaca que nessa estratégia a taxa doméstica de inflação tende a gravitar em torno da taxa de inflação do país-âncora. Variantes desses regimes incluem o *currency board*, bandas (faixas) para flutuação cambial anunciadas pelas autoridades monetárias, bem como o *crawling peg* ou *target*.

Diante do exposto, pode-se constatar que essas três estratégias de estabilização da inflação anunciam a política cambial como sendo diretamente subordinada à política monetária.

Maka (1997) pontuou que, em relação à diferença fundamental entre as estratégias de combate à inflação, na âncora cambial há um aumento inicial do nível de atividade econômica provocado pela redução da taxa real de juros, enquanto na âncora monetária há uma queda inicial do nível de atividade econômica devido ao aumento da taxa real de juros e à valorização cambial.

Canuto (1999) destacou que, a adoção de metas monetárias teria, a princípio, duas vantagens em relação às âncoras cambiais: possibilidade de revisão e ajustes na política macroeconômica diante de choques ou outras questões domésticas e, uma unidade de medida de desempenho mais transparente para a política macroeconômica, visto que, desequilíbrios macroeconômicos podem passar despercebidos através da aparente estabilidade da taxa de câmbio no caso da âncora cambial.

Ressalta-se que a estratégia anti-inflacionária ótima dependerá das preferências intertemporais dos *policymakers*, isto é, de como estes desejam distribuir os custos da estabilização da inflação ao longo do tempo. (Maka, 1997)

2.4.2.

Classificação dos regimes cambiais

A classificação dos regimes cambiais vem sendo alvo de pesquisa ativa recente no campo da economia internacional, movida principalmente pela percepção de que os países não estão de fato seguindo as políticas cambiais que anunciaram. (Genberg e Swoboda, 2005) Dessa forma, atualmente existem diversas abordagens teóricas diferentes no que tange à classificação dos regimes cambiais, porém para esta dissertação considerou-se a classificação utilizada pelo FMI²², conforme demonstrado na Tabela 2 abaixo.

<i>Hard Pegs</i>	
Dolarização	Quando a moeda de outro país circula como única moeda com curso legal, implicando na rendição completa de controle das autoridades monetárias sobre a política monetária doméstica.
<i>Currency Board</i>	Quando há um acordo monetário baseado no compromisso legislativo explícito de troca de moeda doméstica por uma determinada moeda estrangeira a uma taxa de câmbio fixa, combinada com restrições à emissão de moeda doméstica.
<i>Soft Pegs</i>	
<i>Conventional Pegged</i>	Quando um país atrela a sua moeda a uma taxa fixa de outra moeda ou cestas de moedas (formada, por exemplo, a partir das moedas dos principais parceiros comerciais).
<i>Stabilized</i>	Quando a taxa cambial <i>spot</i> da moeda doméstica permanece estável a uma margem de 2% em relação a uma outra moeda âncora ou a uma cesta de moedas.
<i>Crawling Peg</i>	Quando a taxa cambial é ajustada a uma taxa fixa ou em resposta a mudanças em indicadores quantitativos como, por exemplo, diferenciais de inflação anteriores <i>vis-à-vis</i> os principais parceiros comerciais ou diferenciais entre metas de inflação e inflação esperada dos principais parceiros comerciais.
<i>Crawl-like</i>	Quando a taxa cambial permanece dentro de uma margem estreita de 2% em relação a uma tendência identificada estatisticamente por 6 meses ou mais.
Câmbio fixo com bandas horizontais	Quando a taxa cambial é mantida dentro de uma margem de flutuação de no mínimo 1% (para mais ou para menos) em torno de uma taxa central fixa ou a margem entre o valor máximo e mínimo da taxa cambial excede 2%.

²² Vide Habermeier et al. (2009), metodologia utilizada pelo FMI até os dias atuais.

<i>Floating Arrangements</i>	
Flutuante	Quando a taxa cambial é majoritariamente determinada pelo mercado, podendo ocorrer intervenções diretas ou indiretas com o intuito de moderar as variações cambiais e evitar flutuações indevidas.
Livre Flutuação	Quando intervenções ocorrem apenas excepcionalmente para controlar casos de desordem no mercado.
<i>Residual</i>	
Outros	Quando o regime cambial adotado pelo país não se enquadra em nenhuma das supracitadas categorias ou por países com frequentes mudanças na política cambial.

Tabela 2 - Classificação dos regimes cambiais (FMI)²³

2.4.3. Fundamentos cambiais dos países emergentes

A partir do final da década de 1990, um número crescente de países emergentes adotou formalmente o regime de flutuação pura, onde muitos deles apoiaram-se numa âncora nominal, majoritariamente, consistindo na adoção de metas de inflação. Porém, a adoção desses regimes cambiais não foi verificada de fato, visto que vários desses países continuaram intervindo no mercado cambial e condicionando sua política monetária aos movimentos cambiais. (Abouché, 2018)

Calvo e Reinhart (2002) definiram esse fenômeno como “medo de flutuar” dos *policymakers* que não permitem que as taxas de câmbio sofram grandes oscilações e, para isso, adotam políticas cambiais²⁴ para estabilizá-las.

Ressalta-se que existem algumas razões para que os países sejam relutantes em aceitar muitas variações nas suas taxas cambiais como, por exemplo: um elevado *pass-through* (i.e., repasse cambial), oferta inelástica de fundos externos em tempos de crise, falta de credibilidade da autoridade monetária e perda de acesso aos mercados de capitais internacionais. (Calvo e Reinhart, 2002)

No contexto dos países emergentes, destaca-se que o período pré-crise financeira (2003-2007) foi marcado pela apreciação de suas respectivas moedas, de uma relativa estabilidade cambial, de um aumento dos países adotantes de uma âncora monetária de metas de inflação e de uma redução gradual do *pass-*

²³ Fonte: Adaptado de Habermeier et al. (2009)

²⁴ Entende-se como política cambial não só as variações na posição líquida em moeda estrangeira do setor público, mas também qualquer ação, por parte das autoridades monetárias, que impactam diretamente na posição líquida em moeda estrangeira de derivativos. (Abouché, 2018)

through. Porém, as intervenções no mercado cambial continuaram constantes. Já no período pós-crise de 2008, houve movimentos indesejáveis nas taxas cambiais das moedas emergentes que ocasionaram na adoção de uma miríade de instrumentos de política cambial, explicitando a necessidade da inclusão da taxa cambial como objetivo da política econômica²⁵. (Abouchedid, 2018)

Dessa forma, o binômio de regime cambial de flutuação e âncora monetária de metas de inflação lograram êxito em estabilizar as taxas de câmbio das moedas emergentes, visto que impõem poucas restrições à mobilidade de capital e permite a flutuação das taxas cambiais, gerando uma menor volatilidade cambial e “paradas súbitas” do fluxo de capital menos frequentes. (Abouchedid, 2018)

2.5.

Metodologia: Arcabouço teórico

Neste tópico aborda-se o arcabouço teórico da metodologia utilizada para o desenvolvimento deste estudo, a fim de destacar as suas principais características, mencionar as pesquisas acadêmicas relacionadas e, principalmente, elucidar a aderência das modelagens utilizadas aos objetivos deste trabalho.

2.5.1.

Modelo monetário

Para a determinação do modelo monetário que será utilizado neste estudo, primeiramente, consideraremos que os modelos monetários fornecem uma representação apropriada da dinâmica da taxa de câmbio, de forma que a seguinte equação é válida:

$$\xi_t = f_t - s_t \quad (9)$$

onde, f_t representa o logaritmo da combinação linear de estoque monetário e renda real entre dois países no tempo t , s_t representa o logaritmo da taxa de câmbio nominal entre o país doméstico e o estrangeiro no período t e ξ_t representa

²⁵ Entende-se como política econômica o conjunto de ações governamentais de gestão da economia que visam atender às necessidades de bens e serviços da sociedade e atingir determinados objetivos sociais e macroeconômicos como estabilidade de preços e crescimento econômico.

a diferença logarítmica entre as taxas de câmbio nominal no tempo t e o valor de equilíbrio de longo prazo.

Nesse sentido, com o intuito aplicar o conceito de aprendizado econométrico e de considerar as expectativas dos agentes em relação aos valores futuros, trazemos a equação (8), primeiramente identificada por Fama (1984), reescrita da seguinte forma:

$$s_{t+k} - s_t = \alpha_k + \beta_k \xi_t + v_{t+k} \quad (10)$$

onde, s_{t+k} é o logaritmo da taxa de câmbio nominal no tempo $t + k$, s_t é o logaritmo da taxa de câmbio nominal observada no tempo t , α_k é a elasticidade-renda da demanda por moeda doméstica, β_k é a elasticidade de juros, ξ_t representa a diferença logarítmica entre as taxas de câmbio nominal no tempo t e de seu valor de equilíbrio no longo prazo e v_{t+k} o fundamento monetário de longo prazo.

É importante destacarmos que através da análise do coeficiente β_k da regressão conseguiremos comparar o poder preditivo das estimações de curto e longo prazo, visto que, se a taxa de câmbio é inferior à sua média de longo prazo, o coeficiente β_k (e, conseqüentemente, a inclinação da equação de regressão) deve assumir um valor positivo²⁶.

Assim como em Reed (2019) e Chakraborty e Evans (2008), o modelo monetário utilizado por essa dissertação assume as condições de PDTJ, PPC e neutralidade ao risco, de forma que as seguintes equações são válidas:

$$f_t = E_t(s_{t+1}) \quad (11)$$

onde, considerando-se a neutralidade ao risco e a hipótese de expectativas racionais, o logaritmo da taxa a termo em t (f_t) para uma moeda estrangeira em $t + 1$, corresponde ao logaritmo das expectativas dos agentes sobre a taxa de câmbio nominal no tempo t em relação ao tempo $t+1$ ($E_t(s_{t+1})$).

²⁶ Ressalta-se que, conforme abordado no subtópico 2.1.4.1, sob a hipótese de expectativas racionais, o coeficiente β_k esperado de uma regressão simples com o método de mínimos quadrados ordinários deveria ser igual a 1.

$$i_t = i_t^* + E_t(s_{t+1}) - s_t \quad (12)$$

onde, $E_t(s_{t+1})$ é o logaritmo da expectativa dos agentes sobre a taxa de câmbio nominal no tempo t em relação ao tempo $t+1$, s_t é o logaritmo da taxa de câmbio nominal no tempo t , i_t é o logaritmo da taxa de juros doméstica e i_t^* é o logaritmo da taxa de juros estrangeira. Sendo assim, a equação (12) representa a PDTJ. Por fim, temos:

$$p_t = p_t^* - s_t \quad (13)$$

onde, s_t é o logaritmo da taxa de câmbio nominal, p_t é o logaritmo do preço interno e p_t^* é o logaritmo do preço externo. Sendo assim, a equação (13) representa a PPC. Por fim, o conjunto de equações (14.1) e (14.2), a seguir, descrevem o equilíbrio do mercado monetário:

$$m_t - p_t = d_0 + d_1 y_t - d_2 i_t \quad (14.1)$$

$$m_t^* - p_t^* = d'_0 + d'_1 y_t^* - d'_2 i_t^* \quad (14.2)$$

onde, m_t representa o logaritmo da oferta monetária doméstica, p_t é o logaritmo do nível do preço interno, y_t é o logaritmo do PIB doméstico, i_t é o logaritmo da taxa de juros doméstica e os parâmetros d_0 , d_1 e d_2 são constantes e independentes de estado.²⁷.

2.5.2. Modelos *Markov-switching*

Goldfeld e Quandt (1973), em seu trabalho seminal, desenvolveram e analisaram os modelos regressivos com aplicação do *Markov-switching*. Porém, apenas a partir do estudo empírico de Hamilton (1989), que analisou o crescimento do PIB real através de um processo autorregressivo com alternância de dois regimes (expansão e recessão), que as modelagens econométricas utilizando o *Markov-switching* foram mais difundidas nas pesquisas acadêmicas envolvendo a análise de dados econômicos em séries temporais.

²⁷ As variáveis da equação (14.2) possuem o mesmo significado das da equação (14.1), porém considerando-se o país estrangeiro.

Nesse sentido, Engel e Hamilton (1990), em seu trabalho seminal, introduziram a utilização da modelagem econométrica com *Markov-switching* em séries temporais de taxa de câmbio, através da decomposição dessas séries temporais não-estacionárias em uma sequência de tendências estocásticas segmentadas. Com isso, os autores constataram empiricamente que os resultados das estimações com essa metodologia se mostraram mais eficazes quando comparados com as estimações de *random walk*²⁸.

Embora os achados empíricos de Engel (1994) apontem para uma não superioridade soberana preditiva do modelo *Markov-switching* frente as estimações de *random walk*, o autor encontrou evidências de que a estimação econométrica com *Markov-switching* é um previsor melhor em relação à identificação acurada da mudança de direção das séries temporais de taxa de câmbio.

Lee e Chen (2006) justificam a utilização da modelagem econométrica com *Markov-switching* para a determinação da taxa de câmbio, através da demonstração de que um processo autorregressivo com alternância de regimes é consistente com a dinâmica da taxa de câmbio, principalmente, quando se considera um regime de flutuação suja.

Dueker e Neely (2007) constataram a superioridade da utilização do modelo *Markov-switching* frente aos modelos tradicionais referentes às estratégias de *trade* no mercado cambial.

Nesse sentido, Yuan (2011) apresentou um modelo preditivo inovador da taxa de câmbio que supera o *random walk* em intervalos de tempo curtos, através da consideração e identificação das tendências altamente persistentes que as taxas de câmbio tendem a seguir. Para isso, o autor adaptou o modelo proposto por Engel e Hamilton (1990) de forma a permitir múltiplos estados nos quais períodos sem tendência também são considerados (além dos regimes de valorização e depreciação), mediante emprego de técnicas de filtragem de séries temporais para suavizar *outliers* ou *blips* transitórios dos ruídos.

Du et al. (2019) propuseram dois modelos preditivos híbridos para a taxa cambial: o primeiro considera os fundamentos monetários e o modelo *Markov-switching* (MSMM), já o segundo considera tanto o modelo de *random walk* quanto o *Markov-switching* (MSRW). Os resultados alcançados demonstraram que ambos os modelos performaram melhor frente aos modelos preditivos tradicionais

²⁸ Contrapondo o trabalho empírico de Meese e Rogoff (1983), que argumentou que os modelos preditivos de taxa de câmbio baseados em fundamentos monetários falham sistematicamente em fornecer melhores previsões quando comparadas com as estimações de *random walk* em um espaço de tempo de até 1 ano.

de fundamentos monetários e de *random walk* baseados no erro de previsão quadrático médio e no erro de previsão médio absoluto.

Diante do exposto, podemos concluir que o objetivo central da aplicação de um modelo *Markov-switching* é, basicamente, permitir comportamentos distintos em diferentes estados da natureza e, simultaneamente, estimar a ocorrência de transição de um estado para outro. Neste tipo de modelo de estimação, a especificação de cada um dos estados é linear, mas a probabilidade de transição entre eles é estimada por meio de um processo de Markov, resultando em um modelo temporal não linear estimado através de métodos de máxima verossimilhança.

Sendo assim, o modelo *Markov-switching* realiza uma inferência não-linear sobre uma variável discreta de estado não-observável (X) através de uma cadeia de Markov de ordem n , de forma que a mudança entre os estados não ocorre de forma determinística, mas segue uma probabilidade, conforme demonstrado abaixo:

$$P(X_t = s_j \mid X_{t-1} = s_i) = p_{i,j} \quad (15)$$

A matriz de transição de probabilidade de n estados é expressa abaixo, onde temos que $p_{i,j}$ é a probabilidade de transição do estado i para o estado j .

$$P = \begin{bmatrix} p_{1,1} & p_{2,1} & \dots & p_{n,1} \\ p_{1,2} & p_{2,2} & \dots & p_{n,2} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ p_{1,n} & p_{2,n} & \dots & p_{n,n} \end{bmatrix} \quad (16)$$

Ressalta-se que as probabilidades em cada coluna devem somar a unidade, obedecendo a seguinte condição:

$$p_{i,1} + p_{i,2} + p_{i,3} + \dots + p_{i,n} = 1 \quad (17)$$

A função log de máxima verossimilhança do modelo *Markov-switching* com n estados é dado por:

$$\ln L = \sum_{t=1}^T \ln \left\{ \sum_{s_j=1}^n f(Y_t \mid X_t, Y_{t-1}) \Pr(X_t = s_j \mid Y_{t-1}) \right\} \quad (18)$$

onde, Y_{t-1} representa toda a informação histórica da variável dependente no tempo $(t - 1)$, $f(Y_t|X_t, Y_{t-1})$ é a função densidade normal para o estado e $\Pr(X_t = s_j|Y_{t-1})$ é a probabilidade de se estar em cada estado, calculada a partir da equação abaixo:

$$\Pr(X_t = s_j|Y_{t-1}) = \sum_{s_i=1}^n \Pr(X_t = s_j|X_{t-1} = s_i) \Pr(X_{t-1} = s_i|Y_{t-1}) \quad (19)$$

2.5.3. Aprendizado econométrico

De acordo com Evans e Honkapohja (2013), os trabalhos de Muth (1961), Lucas (1972) e Sargent (1973) introduziram as expectativas racionais como o modelo referência de formação de expectativas na macroeconomia, tornando-se assim um padrão para todos os modelos prospectivos. Porém, a partir da ideia de racionalidade limitada dos agentes, surgiu na década de 90 a “teoria do aprendizado” em macroeconomia argumentando que, embora as expectativas racionais sejam a referência natural, ela é implausivelmente forte.

O paradigma da hipótese de expectativas racionais considera que os agentes utilizam eficientemente todas as informações disponíveis na formação de previsões futuras para as variáveis econômicas e, como esse paradigma assume que os mercados são eficientes, os erros de previsão têm média zero.

Em contrapartida, o aprendizado econométrico²⁹ assume a racionalidade limitada dos agentes e, por isso, foca em modelos consistentes, mais realistas de racionalidade, considerando que os agentes aprendem a ter expectativas racionais a partir da utilização de algoritmos. Sendo assim, essa nova linha de pesquisa no campo da macroeconomia é baseada em um princípio de consistência cognitiva, que afirma que agentes privados e formuladores de políticas macroeconômicas se comportam como economistas aplicados e econometristas. (Evans e Honkapohja, 2007)

Nesse sentido, é importante destacar três questões:

(i) diferentemente das premissas fornecidas pela hipótese de expectativas racionais, o aprendizado econométrico permite a possibilidade de múltiplos equilíbrios;

(ii) caso a solução do aprendizado econométrico convirja, ao longo do tempo, para a solução de expectativas racionais, a solução é chamada pela

²⁹ Também relatado na literatura acadêmica como aprendizado adaptativo.

literatura acadêmica de *e-stable* (*expectationally stable*) e considera que os agentes aprenderam a ter expectativas racionais;

(iii) por fim, conforme destacado por Chakraborty (2009), diferentes algoritmos de aprendizado econométrico produzirão uma variedade de comportamentos de aprendizado e nem todos serão *e-stable*.

Carceles-Poveda e Giannitsarou (2007) analisaram os aspectos práticos da implementação dos algoritmos de aprendizado econométrico nos modelos lineares preditivos. Para isso, definiram as condições iniciais para três diferentes algoritmos: mínimos quadrados recursivos, gradiente descendente estocástico³⁰ e ganho constante de mínimos quadrados. A partir dos resultados obtidos, os autores concluíram que, por existirem importantes diferenças entre os algoritmos, tanto a escolha de qual utilizar quanto a escolha das condições iniciais são dois passos importantes para aplicar o aprendizado econométrico em um contexto aplicado ou empírico.

Chakraborty e Evans (2008) propuseram uma explicação para o *forward premium puzzle* baseado na suposição dos agentes privados estarem engajados no aprendizado econométrico, de forma que os vieses observados na regressão de Fama (1984) são provenientes da racionalidade limitada dos agentes e os erros de previsão são correlacionados com as informações do período anterior, visto que, os agentes continuam a revisar as suas estimativas de parâmetros, similarmente ao modelo de *rolling windows*. Para isso, os autores substituem a hipótese de expectativas racionais pelo algoritmo de aprendizado de mínimos quadrados descontados (ou “perpétuo”)³¹ e consideraram que os fundamentos monetários que influenciam a taxa cambial seguem um comportamento de *random walk*. Com isso, os autores concluíram que o aprendizado perpétuo não só explica a ocorrência do *forward premium puzzle* como também replica outras características dos dados empíricos.

Chakraborty (2009), por sua vez, aplicou o algoritmo de aprendizado de mínimos quadrados recursivos³² para modelar as expectativas dos agentes quanto a taxa de câmbio futura, assumindo o pressuposto da racionalidade

³⁰ Em inglês: “*stochastic gradient descent*” (SGD), modelagem utilizada para otimização que é utilizada para encontrar o mínimo de uma função de perda.

³¹ Em inglês: “*discounted least-squares*” (DLS), modelagem que atribui um peso maior às observações de dados mais recentes e que decaem exponencialmente ao longo do tempo. Também relatada na literatura como “*constant gain least-squares*” (CGLS).

³² Em inglês: “*recursive least-squares*” (RLS), modelagem que gera os resultados semelhantes ao modelo OLS porém os parâmetros são ajustados recursivamente através de um fator de esquecimento que impõe mais importância aos dados mais recentes.

limitada e da neutralidade ao risco. A partir dos resultados obtidos, o autor argumenta que o *forward premium puzzle* não necessariamente indica que o mercado cambial seja ineficiente, uma vez que a modelagem empregada no estudo conseguiu replicar a anomalia e outras características dos dados empíricos da taxa de câmbio *spot* e futura.

Kim (2009) aplicou algoritmos de aprendizado para simular o aprendizado dos agentes acerca das variáveis macroeconômicas em um modelo monetário padrão, objetivando prever as mudanças nas taxas de câmbio nominal. O autor também comparou os resultados desses modelos preditivos com os gerados pelo modelo de expectativas racionais e de expectativas adaptativas³³. Com isso, o autor concluiu que o algoritmo de aprendizado de ganho constante combinado com mudanças estruturais performa melhor, dado que a simulação se aproxima mais da volatilidade e persistência observadas nos dados da taxa de câmbio.

Reed (2019) propõe a utilização do aprendizado econométrico, apresentado por Chakraborty e Evans (2008), associado ao modelo de *Markov-switching*, objetivando considerar os efeitos das mudanças no regime de política monetária nas estimativas do *forward premium*, como uma forma alternativa de se explicar o *forward premium puzzle*. Para isso, o autor introduziu a necessidade da utilização do método MSS (*Mean-Square Stability*) como critério de estabilidade de variáveis dependentes de estado e parametrizou um modelo monetário capaz de imitar as observações nas taxas cambiais que levam ao *forward premium puzzle*. Os resultados apontam que sob aprendizado de ganho constante e a modelagem das mudanças no regime cambial é possível a explicação empírica da ocorrência dessa anomalia.

A partir do exposto neste tópico, pode-se concluir então que os algoritmos de aprendizado econométrico têm o potencial de explicar a ocorrência do *forward premium puzzle* através da modelagem das expectativas dos agentes, considerando-se o pressuposto da racionalidade limitada e permitindo que parâmetros comportamentais relacionados a aversão ao risco e expectativas heterogêneas, por exemplo, possam ser considerados nas estimativas.

³³ Assumindo que os agentes possuem um conhecimento extremamente limitado acerca do ambiente econômico.

3

Metodologia

Este capítulo informa sobre as diversas decisões acerca de como este estudo foi realizado. Está dividido em cinco seções que abordam o tipo de estudo realizado, o universo e os processos de amostragem empregados. Na sequência, abordam-se os processos de coleta e tratamento dos dados, juntamente com as devidas justificativas. Por fim, discute-se as possíveis repercussões que as decisões sobre como realizar o estudo impuseram aos resultados obtidos.

3.1.

Design da pesquisa

Um paradigma de pesquisa está relacionado a determinadas crenças e pressupostos que temos sobre a realidade, sobre como as coisas são (ontologia) e sobre a forma como acreditamos que o conhecimento humano é construído (epistemologia). Nesse sentido, uma ontologia serve como base para a delimitação de um problema de pesquisa, assim como ajuda a definir a epistemologia e, conseqüentemente, o método de investigação a ser adotado. (Saccol, 2009)

Nesse sentido, ainda segundo Saccol (2009), essa pesquisa pode ser classificada como pertencendo a ontologia realista, pois “considera que a realidade é composta por estruturas palpáveis, tangíveis e relativamente estáveis”. Já em relação a epistemologia é classificada como sendo objetivista, de forma que o conhecimento sobre tudo o que existe pode ser transmitido de forma racional e objetiva. Conseqüentemente, o paradigma de pesquisa é o positivista pois esta pesquisa científica busca explicar e prever o que irá ocorrer no mundo através de regularidades e relações de causa e efeito entre os elementos que o constituem.

Por fim, podemos classificar a presente pesquisa como quantitativa, a qual, segundo Marconi e Lakatos (2007), é caracterizada pelo emprego da quantificação tanto nas modalidades de coleta de dados quanto em seu respectivo tratamento. Esta abordagem, influenciada pelo pensamento positivista, tende a enfatizar o raciocínio dedutivo, as regras da lógica e os atributos mensuráveis da

experiência humana, preocupando-se em descobrir e classificar a relação entre variáveis, bem como a busca de relação de causalidade entre fenômenos. (Richardson, 2007)

3.1.1. Quanto aos fins

Quanto a sua finalidade, esse estudo se configura como uma pesquisa aplicada, já que se volta a resolver problemas concretos, ao contrário da pesquisa pura. cuja principal motivação é a curiosidade intelectual do pesquisador. (Vergara, 2016)

Adicionalmente, ainda segundo Vergara (2016), o processo de pesquisa empregado pode ser classificado como sendo descritivo, posto que expõe características de determinado fenômeno, e explicativo pois identifica os fatores determinantes e contributivos ao desencadeamento do fenômeno alvo deste estudo.

3.1.2. Quanto aos meios

Este estudo pode ser classificado como sendo bibliográfico, posto que utiliza materiais publicados em livros, artigos acadêmicos, dissertações e teses.

Adicionalmente, trata-se de uma pesquisa que pode ser caracterizada como sendo documental porque explora os recursos de documentos disponíveis em órgãos públicos e privados.

3.2. Universo e amostra

Conforme mencionado no primeiro capítulo desta dissertação, o presente estudo possui como objetivo principal desenvolver técnicas de aprendizado econométrico para resolver o *forward premium puzzle* no contexto macroeconômico dos países emergentes.

Dessa forma, a identificação dos países emergentes inseridos no mercado financeiro internacional foi realizada mediante a utilização do índice JP Morgan -

Government Bond Index Emerging Markets (GBI-EM). Sendo assim, o universo³⁴ dessa pesquisa é composto pelos seguintes países: África do Sul, Argentina, Brasil, Chile, China, Colômbia, Filipinas, Hungria, Índia, Indonésia, Malásia, México, Peru, Polônia, República Dominicana, República Tcheca, Romênia, Rússia, Tailândia, Turquia e Uruguai.

Como o universo dos países emergentes é bem heterogênea, principalmente em relação ao regime macroeconômico, a amostra que será considerada para este estudo, conforme explicitado no subtópico 2.5.2., é formada por países emergentes que adotam regime de câmbio flutuante com metas de inflação. Sendo assim, seguindo a última atualização do FMI³⁵ sobre os regimes monetário e cambial adotados pelos países, os dados cambiais dos seguintes países emergentes³⁶ foram considerados na análise empírica: África do Sul, Brasil, Chile, Colômbia, Índia, México, Peru, Polônia, Filipinas, Hungria, República Tcheca, Romênia, Rússia, Tailândia e Turquia.

3.3. Procedimentos e instrumentos de coleta de dados

Os dados foram coletados através de pesquisa bibliográfica e documental, conforme descrito abaixo:

- Pesquisa bibliográfica: realizou-se uma vasta revisão da literatura que, direta e indiretamente, trata dos assuntos pertinentes ao presente estudo. Para isso, foram consultados artigos científicos, livros, publicações de órgãos especializados sobre o assunto, dissertações de mestrado e teses de doutorado.
- Pesquisa documental: esse estudo utiliza valores mensais das taxas de câmbio e dos fundamentos monetários. De forma que, as estimativas mensais do M1³⁷, do PIB real trimestral, das taxas de câmbio spot e *forward* de cada país foram coletados na base da Thomson Reuters através do *add-in* Datastream.

³⁴ O universo, ou população, é o conjunto de elementos que possuem as características que serão objeto do estudo. (Vergara, 2016)

³⁵ Conforme consta no *Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions* divulgado em 2020 com dados atualizados até o ano de 2019.

³⁶ O Chile, México, Rússia, República Tcheca e Polônia adotam regime cambial de livre flutuação.

³⁷ M1 representa o estoque de dinheiro composto por moeda física, depósitos à vista, cheques de viagem, outros depósitos verificáveis e contas de ordem de retirada negociável (NOW), ou seja, inclui as partes mais líquidas da oferta monetária.

3.4. Tratamento dos dados e simulações

Os dados coletados foram tratados através de modelagens econométricas, de forma que, as estimações e simulações foram realizadas no software livre R e do Matlab. Os pacotes utilizados e os códigos empregados podem ser conferidos no Anexo I desta dissertação.

Esse procedimento é adequado aos objetivos dessa pesquisa por permitir que os conceitos da teoria econômica sejam testados, simulados e analisados com o auxílio de métodos matemáticos e estatísticos.

3.4.1. Definição do modelo monetário

Neste tópico são abordadas as especificidades de cada modelo monetário, considerando-se tanto a existência de um único estado, de acordo com a metodologia proposta por Chakraborty e Evans (2008), quanto a existência de dois estados, conforme metodologia proposta por Reed (2019).

3.4.1.1. Modelo com um único estado

A resolução do sistema composto pelas equações do modelo monetário representado nas equações (11) a (14) é expresso em termos da seguinte equação reduzida:

$$s_t = \theta \times E_t s_{t+1} + v_t \quad (20)$$

onde o coeficiente $\theta = d_2 \times [1 + d_2]^{-1}$ e $0 < \theta < 1$, $E_t s_{t+1}$ representa a expectativa, no tempo t, acerca da taxa de câmbio *spot* no tempo t+1 e $v_t = (1 + d_2)^{-1} [m_t - m_t^* - d_1(y_t - y_t^*)]$ representa os fundamentos monetários³⁸.

³⁸ Para os fundamentos monetários serão utilizadas as suposições de que d_1 e d_2 possuem os mesmos valores tanto para o país doméstico quanto para o país estrangeiro, assim como proposto por ambas as metodologias aplicadas nesta dissertação. Sendo assim, $v_t = [m_t - m_t^* - (y_t - y_t^*)]$.

Adicionalmente, considera-se que o componente fundamental (v_t) segue um processo estocástico, exógeno e estacionário de primeira ordem AR(1), da seguinte forma:

$$v_t = \delta + \rho v_{t-1} + \epsilon_t \quad (21)$$

onde, ρ representa o fator de persistência que, usualmente, é perto de 1, mas assume-se estar entre $0 < \rho < 1$ e ϵ_t representa um ruído branco.

3.4.1.2.

Modelo dependente de estado

Com o intuito de fornecer uma razão mais concreta quanto à magnitude da volatilidade de curto prazo, assume-se que o parâmetro d_2 , presentes nas equações (14.1) e (14.2), é dependente de estado e seguem um processo de Markov, conforme a metodologia proposta por Reed (2019).

Tendo em vista que, conforme destacado por Hamilton (2008), a estimação de modelos *Markov-switching* torna-se mais complicada ao se considerar três ou mais estados distintos, neste estudo, assim como em Reed (2019), optou-se apenas por considerar dois estados, de forma a diferenciar períodos de alta volatilidade cambial de outros com relativa estabilidade cambial. Sendo assim, todas as parametrizações do modelo monetário seguiram essa premissa.

Sendo assim, em consonância com a literatura acadêmica que releva que o parâmetro d_2 representa a sensibilidade da demanda por moeda à determinada alteração na taxa de juros³⁹, assumimos que esse parâmetro se desenvolve conforme a seguinte matriz de transição não absorvente⁴⁰, ergódica⁴¹ e com uma distribuição estacionária única:

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} \\ p_{21} & p_{22} \end{bmatrix} \quad (22)$$

onde $P = (p_{ij})$ para $\{i, j \in \mathbb{N} / i, j \neq 0 \text{ e } 1 \leq i, j \leq 2\}$ com (p_{ij}) sendo a probabilidade que $z_{t-1} = j$ dado que $z_t = i$.

³⁹ Intuitivamente, esse parâmetro é sensível aos ajustes feitos na taxa de juros pelos bancos centrais.

⁴⁰ Um estado é dito absorvente quando, ao se entrar neste estado, o processo nunca irá deixá-lo.

⁴¹ Onde todos os estados são finitos, recorrentes e aperiódicos.

Dessa forma, após a resolução do sistema composto pelas equações do modelo monetário representado nas equações (11) a (14) e do exposto acima, a seguinte equação reduzida e não-linear é originada:

$$\theta(z_t)s_t = \mu + d_2(z_t)\hat{E}_t(s_{t+1}) + v_t \quad (23)$$

onde o intercepto $\mu = d'_0 - d_0$, z_t representa o estado observado no tempo t , o coeficiente $\theta(z_t) = d_2(z_t) \times [1 + d_2(z_t)]^{-1}$ e $v_t = [m_t - m_t^* - (y_t - y_t^*)]$ representa os fundamentos monetários. Assumindo-se que os valores dos parâmetros são semelhantes entre o país doméstico e estrangeiro, eliminam-se assim os termos constantes na equação de forma reduzida.

Por fim, considera-se que o componente fundamental também segue um processo estocástico exógeno de primeira ordem AR(1), vide Chakraborty e Evans (2008).

3.4.2. Algoritmos de aprendizado econométrico

A racionalidade limitada pode ser introduzida no modelo preditivo de taxas cambiais ao assumir que os agentes conhecem apenas a estrutura geral do modelo, mas não conhecem os valores dos parâmetros envolvidos. Ou seja, os agentes terão que aprender a dinâmica desses parâmetros, sendo necessária a atualização constante de suas estimativas com novas informações, de forma a incorporar seus erros de previsão anteriores. Sendo assim, os agentes criam uma lei de movimentos percebidos (LMP), em que os valores dos parâmetros não são conhecidos, mas são estimados no momento t através da utilização de um algoritmo de aprendizado.

Diante do exposto, é intuitivo constar que o momento da observação se torna crítico para entender a capacidade dos agentes de prever as taxas de câmbio *spot* futuras. De forma que, ao final do período $(t - 1)$, os agentes observam e coletam os valores reais dos parâmetros para que, no tempo t , a estimativa da taxa de câmbio *spot* no tempo $(t + 1)$ possa ser realizada através da utilização do histórico dos valores observados dos parâmetros até o período $(t - 1)$, inclusive. Nesse sentido, após o término do período t , os agentes observam seu erro de previsão e o utilizam para atualizar a estimação dos

coeficientes para o tempo $(t + 1)$. Os agentes continuam esse processo até que suas estimativas converjam com a estimativa de expectativas racionais ou produzam uma solução alternativa, através da aplicação de algoritmos de aprendizado, vide teoria acerca do aprendizado econométrico.

Chakraborty e Evans (2008) destacaram que, ao modelar expectativas através de algoritmos de aprendizado, garante-se que os desvios das expectativas racionais sejam pequenos e persistentes de maneira realista.

De acordo com a literatura acerca da temática, a formação de expectativa dos agentes $(\hat{E}_t s_{t+1})$ é baseada no seguinte modelo econométrico de forma reduzida:

$$s_t = a_t + b_t v_{t-1} + c_t \epsilon_t \quad (24)$$

Onde, s_t é o logaritmo da taxa de câmbio nominal, a_t , b_t e c_t representam as estimativas dos coeficientes, v_{t-1} representa os fundamentos monetários no tempo $(t - 1)$, ϵ_t representa o ruído branco.

De forma que, no tempo t , os agentes possuem estimativas para a_{t-1} e b_{t-1} baseado nos dados observados no tempo $(t - 1)$, e, juntamente com os fundamentos monetários observados no tempo t , a expectativa dos agentes acerca da taxa cambial no tempo $(t + 1)$ é expressa conforme abaixo:

$$\hat{E}_t s_{t+1} = a_{t-1} + b_{t-1} v_t \quad (25)$$

As metodologias analisadas nesta dissertação consideram dois algoritmos de aprendizado distintos para a modelagem da expectativa dos agentes, a saber: o de mínimos quadrados ordinários recursivos e o de ganho constante. De forma que o primeiro apresenta um ganho de aprendizado decrescente ao longo do tempo enquanto o segundo assume que os agentes são muito sensíveis ao erro de previsão observado ao final de cada período, devido à natureza fixa da sensibilidade.

3.4.2.1.

Aprendizado de mínimos quadrados ordinários recursivos

Conforme metodologia proposta por Chakraborty e Evans (2008), o modelo monetário da taxa cambial sob aprendizado se baseia em aproximações estocásticas. Para isso, considera-se as equações (20), (21), (25) e que a solução sob expectativas racionais existe sob a seguinte forma⁴²:

$$s_t = \bar{b}_t v_{t-1} + \bar{c}_t \epsilon_t \quad (26)$$

Onde, s_t é o logaritmo da taxa de câmbio nominal; $\bar{b}_t = (1 - \rho\theta)^{-1}\rho$, $\bar{c}_t = (1 - \rho\theta)^{-1}$ e representam as estimativas dos coeficientes sob expectativas racionais; v_{t-1} representa os fundamentos monetários no tempo $(t - 1)$ e ϵ_t representa o ruído branco.

O coeficiente \bar{b} é estimado no tempo t conforme o algoritmo de aprendizado de mínimos quadrados ordinários recursivos, de acordo com as equações abaixo:

$$b_t = b_{t-1} + \gamma R_{t-1}^{-1} v_{t-1} (s_t - b_{t-1} v_{t-1}) \quad (27.1)$$

$$R_t = R_{t-1} + \gamma (v_t^2 - R_{t-1}) \quad (27.2)$$

A taxa de câmbio sob os preceitos do aprendizado econométrico, considerando-se as equações (20) e (26), pode ser expressa em termos da equação abaixo:

$$s_t = (\theta b_{t-1} + 1) v_t \quad (28)$$

As equações diferenciais abaixo trazem as aproximações estocásticas para os valores médios de b_t e R_t .⁴³

$$\frac{db}{d\tau} = R^{-1} \sigma_v^2 ((\theta\rho - 1)b + \rho) \quad (29.1)$$

⁴² Ao se considerar o intercepto $\delta = 0$, presente na equação (21), removemos o coeficiente a_t da equação (24). De acordo com Chakraborty e Evans (2008), essa suposição foi necessária para se garantir que v_t tenha suporte compacto em torno de uma tendência determinística, garantindo que o processo exibirá momentos finitos.

⁴³ Detalhes técnicos e provas referente a modelagem considerando um único estado podem ser conferidas no Apêndice do *paper* de Chakraborty e Evans (2008) em: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0304393208000433>

$$\frac{dR}{d\tau} = \sigma_v^2 - R \quad (29.2)$$

3.4.2.2.

Mean-square stability

Conforme metodologia proposta por Reed (2019), é necessário que se utilize o critério de estabilidade MSS (*Mean-Square Stability*) para as variáveis dependentes de estado, no intuito de permitir fugas da solução de expectativas racionais, permitindo então a possibilidade de soluções indeterminadas.

Para isso, assumiu-se primeiramente que o modelo de forma reduzida da equação (23) é obtido através da combinação do método MSV (*Minimal State Variable*) e de um componente de média móvel de primeira ordem. Assim, os termos de MSV e MA(1) representam os componentes determinados e indeterminados da solução, respectivamente.

Com isso, utiliza-se a estrutura proposta por Farmer et al. (2009) para a solução MSV e o método dos coeficientes indeterminados, a fim de contabilizar os parâmetros para as expectativas racionais no modelo *Markov-switching*. Sendo assim, a solução MSV existe na forma da equação (30):

$$s_t = b(z_t)v_{t-1} + c(z_t)\epsilon_t \quad (30)$$

onde s_t é o logaritmo da taxa de câmbio nominal, $b(z_t)$ e $c(z_t)$ representam as estimativas dos coeficientes *Markov-switching* assumindo-se expectativas racionais, v_{t-1} representa os fundamentos monetários no tempo $(t-1)$, e ϵ_t representa o ruído branco.

Farmer et al. (2009) estabelece que a condição de estabilidade MSS requer a existência de um segundo estado. Sendo assim, uma solução existe se as duas condições abaixo forem observadas:

$$\begin{bmatrix} b_1 \\ b_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \theta_1 - p_{11}\rho & -p_{12}\rho \\ -p_{21}\rho & \theta_2 - p_{22}\rho \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} \rho \\ \rho \end{bmatrix} \quad (31)$$

e

$$\begin{bmatrix} c_1 \\ c_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \theta_1 & 0 \\ 0 & \theta_2 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} 1 \\ 1 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \theta_1 & 0 \\ 0 & \theta_2 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} \\ p_{21} & p_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \theta_1 - p_{11}\rho & -p_{12}\rho \\ -p_{21}\rho & \theta_2 - p_{22}\rho \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} \rho \\ \rho \end{bmatrix}$$

Dessa forma, seguindo os preceitos do MSV, a solução indeterminada pode ser expressa em termos do componente da média móvel ω_t , conseqüentemente a equação (30) é reescrita abaixo:

$$\omega_t = s_t - [b(z_t)v_{t-1} + c(z_t)\epsilon_t] \quad (32)$$

Similarmente, também podemos definir ω_t em termos da equação (23), vide abaixo:

$$\omega_t = [\theta(z_t)]^{-1} E_t(\omega_{t+1}) \quad (33)$$

Logo, a equação (32) acima pode ser reorganizada colocando-se em evidência o erro de previsão:

$$\eta_{t+1} = \omega_{t+1} - \theta(z_t)\omega_t \quad (34)$$

Considerando-se o pressuposto de expectativas racionais, temos que $E_t(\eta_{t+1}) = 0$, e a equação (33) é rescrita como:

$$\eta_{t+1} = \alpha(z_{t+1}, z_t)\theta(z_t)\omega_t + \beta(z_{t+1})(k\epsilon_{t+1} + \gamma_{t+1}) \quad (35)$$

Onde, $\alpha_{i,j}$ satisfaz a condição $p_{11}\alpha_{11} + p_{21}\alpha_{21} = p_{12}\alpha_{12} + p_{22}\alpha_{22} = 0$, k é qualquer número real e γ_{t+1} é qualquer processo estocástico limitado independente e de distribuição idêntica com média zero e independência de outros erros.

$$\omega_{t+1} = [1 + \alpha(z_{t+1}, z_t)\theta(z_t)]\omega_t + \beta(z_{t+1})(k\epsilon_{t+1} + \gamma_{t+1}) \quad (36)$$

Sendo assim, podemos reparar que ω_t é dependente do coeficiente $[1 + \alpha(z_{t+1}, z_t)\theta(z_t)]$ e que a estabilidade da solução indeterminada depende dos valores próprios do coeficiente da matriz antes do ω_t .

Após a identificação da equação (35), aplica-se a definição de Farmer et al. (2009) para que a mesma possa ser considerada MSS – condição de estabilidade necessária na presença de parâmetros dependentes de estado e para que seja possível a estimação de um modelo de aprendizado econométrico:

Definição 1 - Um processo estocástico x_t é MSS se existirem números reais λ e ϕ tais que:

$$\lim_{s \rightarrow \infty} E_t (x_{t+s}) = \lambda \quad (37.1)$$

$$\lim_{s \rightarrow \infty} E_t (x_{t+s}^2) = \phi \quad (37.2)$$

3.4.2.3.

Aprendizado de ganho constante

De acordo com a metodologia proposta por Reed (2019), a LMP começa com a estimativa da solução MSV encontrada nas equações (30) e (32), originando a seguinte equação:

$$s_t = \bar{b}(z_t)v_{t-1} + \bar{c}(z_t)\epsilon_t + \omega_t \quad (38)$$

Onde, s_t é a taxa de câmbio nominal, $\bar{b}(z_t)$ e $\bar{c}(z_t)$ representam as estimativas dos coeficientes *Markov-switching* assumindo-se expectativas racionais, v_{t-1} representa os fundamentos monetários, ϵ_t representa o ruído branco decorrente dos fundamentos observados e ω_t é o componente da média móvel.

Para modelar esse comportamento, é necessário que seja definida a matriz de parâmetro e a de choque: $X_t = \begin{bmatrix} 1 \\ v_t \end{bmatrix}$ e $\Omega_t(z_t) = \begin{bmatrix} b_{t,z_t} \\ c_{t,z_t} \end{bmatrix}$, respectivamente. Em seguida, usando o algoritmo de mínimos quadrados recursivos, as estimativas são produzidas a partir do seguinte:

$$\Omega_{t,z_t} = \Omega_{t-1,z_{t-1}} + \gamma S_{t-1}^{-1} X_{t-1} (X_t - \Omega'_{t-1,z_{t-1}} X_{t-1}) \quad (39)$$

onde, $\gamma S_{t-1}^{-1} X_{t-1}$ representa o fator de ganho, γ representa a sensibilidade parametrizada ou ganho constante reconhecido pelos agentes a cada período, $(X_t - \Omega'_{t-1, z_{t-1}} X_{t-1})$ representa o erro de previsão, $\Omega'_{t-1, z_{t-1}}$ representa a estimativa do período anterior.

De forma que, um γ igual a zero negligenciaria o erro de previsão completamente e os agentes usariam unicamente as suas expectativas como sua ferramenta de previsão. Sendo assim, à medida que γ aumenta, os agentes são mais sensíveis aos seus erros de estimação. Por fim, a taxa cambial *spot* no tempo t é dada por:

$$S_t = S_{t-1} + \gamma(X_t X'_t - S_{t-1}) \quad (40)$$

onde S_t representa a estimativa da taxa cambial no tempo t , S_{t-1} é a taxa cambial observada no tempo $(t - 1)$, γ representa a sensibilidade parametrizada ou ganho constante reconhecido pelos agentes a cada período, X_t representa a matriz de parâmetros observada o tempo t e X'_t a matriz de parâmetros estimada para o tempo t .

Os agentes utilizam as equações (39) e (40) para estimar a taxa cambial *spot* no tempo t , através da consideração dos valores dos parâmetros observados em $(t - 1)$. Porém, como as previsões dos agentes dependem das informações do período anterior, uma mudança de estado não anunciada e não observada tornaria as informações anteriores inadequadas para a estimativa de parâmetros. Por isso, assim como proposto por Reed (2019), o algoritmo de aprendizado constante é utilizado juntamente com o modelo *Markov-switching*.

3.5. Limitações do método

Ambos os modelos utilizados nesta dissertação adotam a premissa de que os fundamentos monetários assumem um comportamento de *random-walk* ou quase *random-walk* e consideram um modelo monetário da taxa de câmbio simples baseado na paridade do poder de compra, neutralidade do risco e paridade coberta da taxa de juros.

Em relação à metodologia proposta por Chakraborty e Evans (2008), a limitação do método também está relacionada justamente ao fato de se considerar a existência de apenas um estado para as variáveis analisadas.

Já em relação a metodologia proposta por Reed (2019), outra limitação do método está diretamente relacionada ao modelo *Markov-switching* e consiste no fato de que os agentes, em geral, não conseguem antecipar mudanças de estado e apenas o observam *ex-post*. Ou seja, os estados não são observados *ex-ante*, mas sim estimados a partir dos dados observados.

A última limitação deste método consiste no fato de se ter considerado apenas a existência de dois estados para as modelagens do aprendizado econométrico, visto que se usou as condições de estabilidade MSS determinadas por Farmer et al. (2009) e Reed (2019).

Por fim, cumpre destacar que o presente estudo também apresenta limitação no que se refere a aplicação dos algoritmos de aprendizado. Enquanto na metodologia proposta por Chakraborty e Evans (2008) é aplicado o algoritmo de aprendizado ordinário de mínimos quadrados recursivos, na metodologia proposta por Reed (2019) é aplicado o algoritmo de aprendizado de ganho constante. É importante esclarecer isso pois, conforme destacado por Chakraborty (2009), diferentes algoritmos de aprendizado econométrico produzem diferentes comportamentos de aprendizado.

4

Análise e interpretação dos resultados

Este capítulo, organizado em quatro seções, apresenta e discute os principais resultados alcançados, suas implicações e interpretações acerca do problema de pesquisa.

A primeira seção apresenta uma análise preliminar dos dados coletados, os testes de estacionariedade para as diferenças entre as taxas cambiais e os testes de quebras estruturais para os fundamentos monetários.

A seção seguinte apresenta os resultados do teste da PDTJ e a evidenciação da ocorrência do *forward premium puzzle* para algumas das moedas dos países emergentes considerados na amostra desta dissertação.

Na terceira seção é aplicado o modelo *Markov-switching* para estimação das probabilidades de transição de um estado para o outro, da persistência dos fundamentos monetários e, por fim, a estimação de uma regressão dinâmica Markoviana para a equação de Fama (1984).

Na última seção são realizadas as simulações para estimação do coeficiente *forward premium* supondo que os agentes fazem uso dos algoritmos de aprendizado econométrico.

4.1.

Descrição dos dados

Os dados referentes às taxas cambiais de cada moeda emergente frente ao Dólar americano, as taxas *forward* para 3 meses, ao M1 mensal e ao PIB real trimestral foram coletadas na base da Thomson Reuters através do *add-in* Datastream, para o período de 01/01/2000 a 30/04/2020.

Adicionalmente, como o PIB real é um indicador trimestral, foi necessária a utilização de processos de interpolação para a criação de estimativas mensais. Sendo assim, aplicou-se a técnica de interpolação com *spline* cúbico⁴⁴.

⁴⁴ Técnica de interpolação onde usa-se aproximação por polinômios seccionados de grau 3.

Ressalta-se que, para a realização dos testes econométricos, foi realizada a transformação logarítmica⁴⁵ das séries temporais pois, além de ser comum na literatura acadêmica quando tratamos de dados macroeconômicos, essa transformação contribui para a suavização da variância e estabilização do padrão sazonal. (Haywood e Randal, 2008)

No Apêndice, apresentam-se graficamente as séries temporais:

- (i) das taxas de câmbio mensais expressas em termo da moeda doméstica de cada país emergente frente ao Dólar;
- (ii) do PIB mensal estimado de cada país; e
- (iii) da demanda por dinheiro (M1) mensal para cada país da amostra.

4.1.1. Testes de estacionaridade

Antes de qualquer análise e modelagem econométrica, é necessário que se investigue se as séries temporais das variáveis envolvidas em estudo são ou não estacionárias pois, de acordo com Hansen (2001), o estudo empírico das séries temporais é baseado na premissa da estacionariedade, ou seja, no pressuposto que a média e variância dos parâmetros envolvidos são estáveis (constantes ao longo do tempo).

Primeiramente, ao analisar os gráficos das séries temporais das taxas de câmbio (Apêndice IV) pode-se observar que há longas oscilações, aparentando não serem estacionárias⁴⁶. No entanto, ao se observar as séries temporais das primeiras diferenças entre as taxas de câmbio (Apêndice III), para todas as moedas emergentes frente ao Dólar americano, é possível perceber que elas oscilam em torno de uma média fixa, sugerindo que estas seguem um processo estacionário com média zero.

Sendo assim, aplicou-se os testes de estacionariedade mais usuais: o de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e o de Philips-Perron (PP) para a diferença entre as taxas de câmbio ($S_{t+k} - S_t$).

⁴⁵ Logaritmo natural, também conhecido como logaritmo neperiano. De forma que, o logaritmo natural de um número x , sendo $x > 0$, é o logaritmo de x na base e (número de Euler, cujo valor é aproximadamente 2,71).

⁴⁶ Conforme amplamente reportado na literatura acadêmica vide, por exemplo, Engel e Hamilton (1990).

País Emergente	Teste ADF					Teste de PP				
	Tau	1%	5%	10%	H_0	Z	1%	5%	10%	H_0
África do Sul	-7,94	-2,58	-1,95	-1,62	Rejeita	-5,59	-3,46	-2,87	-2,57	Rejeita
Brasil	-7,40	-2,58	-1,95	-1,62	Rejeita	-5,12	-3,46	-2,87	-2,57	Rejeita
Chile	-7,92	-2,58	-1,95	-1,62	Rejeita	-5,67	-3,46	-2,87	-2,57	Rejeita
Colômbia	-8,94	-2,58	-1,95	-1,62	Rejeita	-5,42	-3,46	-2,87	-2,57	Rejeita
Índia	-6,08	-2,58	-1,95	-1,62	Rejeita	-6,84	-3,46	-2,87	-2,57	Rejeita
México	-8,70	-2,58	-1,95	-1,62	Rejeita	-5,61	-3,46	-2,87	-2,57	Rejeita
Peru	-8,12	-2,58	-1,95	-1,62	Rejeita	-7,57	-3,46	-2,87	-2,57	Rejeita
Polônia	-8,54	-2,58	-1,95	-1,62	Rejeita	-5,70	-2,58	-1,95	-1,62	Rejeita
Filipinas	-8,04	-2,58	-1,95	1,62	Rejeita	-5,41	-3,46	-2,87	-2,57	Rejeita
Hungria	-8,59	-2,58	-1,95	1,62	Rejeita	-6,05	-3,46	-2,87	-2,57	Rejeita
Rep.Tcheca	-8,31	-2,58	-1,95	1,62	Rejeita	-5,86	-3,46	-2,87	-2,57	Rejeita
Romênia	-7,61	-2,58	-1,95	1,62	Rejeita	-5,41	-3,46	-2,87	-2,57	Rejeita
Rússia	-11,57	-2,58	-1,95	1,62	Rejeita	-5,59	-3,46	-2,87	-2,57	Rejeita
Tailândia	-8,67	-2,58	-1,95	1,62	Rejeita	-5,30	-3,46	-2,87	-2,57	Rejeita
Turquia	-8,95	-2,58	-1,95	1,62	Rejeita	-5,70	-3,46	-2,87	-2,57	Rejeita

A Tabela reporta os resultados dos testes de estacionariedade Dick-Fuller Aumentado (ADF) e de Philips-Perron (PP) para a diferença entre as taxas de câmbio ($S_{t+k} - S_t$) da moeda do país emergente frente ao Dólar americano, considerando-se o corte transversal analisado.

Tabela 3 - Testes de estacionariedade para as diferenças na taxa de câmbio

Através dos resultados acima, nos quais as estatísticas de testes são inferiores aos valores críticos até para 1% de significância, pode-se rejeitar a hipótese nula de existência de raiz unitária, para a diferença no câmbio frente ao Dólar de todas as moedas consideradas neste estudo. Ou seja, as séries são estacionárias a um nível de significância de 1%.

4.1.2. Teste de quebras estruturais de Bai-Perron

Perron (1989) constatou que apesar dos testes de raiz unitária ADP e PP serem os mais convencionais, não são indicados quando há quebras estruturais nas séries temporais. Isso porque tais quebras conduzem a resultados viesados, de forma que os resultados desses testes poderiam indicar a não estacionariedade de uma série temporal mesmo nos casos em que a série seja estacionária em torno de uma ou mais quebras estruturais.

Kim (2009) destacou que os fundamentos monetários, assim como diversas outras variáveis econômicas, estão sempre sujeitos às mudanças estruturais provenientes de eventos inesperados como guerras, mudanças políticas e mudanças na taxa cambial. Sendo assim, aplicou-se o teste de Bai-Perron (2003) visando analisar a existência de quebras estruturais nas séries temporais dos fundamentos monetários.

O teste de Bai-Perron é um método que comporta múltiplas quebras estruturais e opera de forma sequencial: primeiro, testa-se a hipótese de existência de apenas uma quebra na série temporal e, caso essa hipótese seja rejeitada, a série temporal é dividida em duas - a partir da data da primeira quebra identificada. Assim, uma nova rodada de testes é realizada nas duas partes da série temporal. Os testes continuam a cada identificação de nova quebra estrutural até que a hipótese nula de ausência de quebra não seja rejeitada para cada subdivisão da série temporal. (Shikida et al., 2016)

Esse teste é importante pois, de acordo com Kim (2009), é necessário que os fundamentos monetários sigam uma tendência estacionária para que seja possível realizar estimações e previsões acerca do modelo monetário utilizando-se o conceito de aprendizado econométrico.

A Tabela 4 abaixo traz os resultados dos testes de Bai-Perron realizados e as suas respectivas representações gráficas podem ser verificadas no Apêndice desta dissertação.

País	Quebra	2,5%	Breakpoint	9,5%
África do Sul	1	2004 (10)	2004 (11)	2004 (12)
	2	2008 (01)	2008 (02)	2008 (03)
	3	2013 (03)	2013 (04)	2013 (05)
Brasil	1	2010 (09)	2010 (10)	2010 (11)
	2	2015 (03)	2015 (04)	2016 (05)
	3	2017 (08)	2017 (11)	2017 (12)
Chile	1	2015 (12)	2016 (02)	2016 (04)
	2	2019 (02)	2019 (03)	2019 (04)
Colômbia	1	2007 (04)	2008 (01)	2008 (03)
	2	2011 (09)	2011 (10)	2011 (11)
	3	2014 (07)	2014 (11)	2014 (12)
	4	2017 (11)	2018 (01)	2018 (2)
Índia	1	2016 (05)	2016 (10)	2016 (11)

	2	2018 (03)	2018 (04)	2018 (07)
México	1	2003 (09)	2004 (02)	2004 (07)
	2	2009 (05)	2009 (06)	2009 (07)
	3	2013 (01)	2013 (03)	2013 (04)
Peru	1	2011 (10)	2011 (11)	2011 (12)
	2	2015 (02)	2015 (04)	2015 (07)
	3	2017 (08)	2017 (11)	2017 (12)
Polônia	1	2004 (09)	2004 (10)	2006 (02)
	2	2007 (08)	2007 (10)	2008 (04)
	3	2010 (06)	2010 (07)	2010 (09)
	4	2013 (04)	2013 (06)	2013 (07)
	5	2016 (08)	2016 (10)	2017 (12)
Filipinas	1	2014 (03)	2014 (04)	2014 (08)
	2	2017 (09)	2017 (11)	2017 (12)
Hungria	1	2003 (09)	2004 (01)	2004 (02)
	2	2008 (02)	2008 (03)	2008 (04)
	3	2012 (11)	2012 (12)	2013 (01)
	4	2016 (01)	2016 (11)	2016 (12)
Rep.Tcheca	1	2004 (09)	2004 (10)	2004 (11)
	2	2007 (05)	2007 (06)	2007 (12)
	3	2010 (08)	2010 (09)	2010 (11)
	4	2013 (05)	2013 (06)	2013 (07)
Romênia	1	2008 (12)	2009 (01)	2009 (02)
	2	2011 (01)	2011 (02)	2011 (03)
	3	2018 (01)	2018 (02)	2018 (04)
Rússia	1	2005 (12)	2006 (07)	2006 (08)
	2	2008 (11)	2008 (12)	2009 (01)
	3	2011 (05)	2011 (06)	2011 (07)
	4	2013 (09)	2013 (11)	2014 (01)
	5	2017 (03)	2017 (04)	2017 (05)
Tailândia	1	2003 (07)	2003 (10)	2004 (04)
	2	2008 (07)	2008 (08)	2008 (12)
	3	2011 (11)	2011 (12)	2012 (06)
	4	2016 (04)	2016 (06)	2016 (07)
Turquia	1	2008 (09)	2008 (10)	2009 (03)
	2	2012 (05)	2012 (11)	2012 (12)
	3	2017 (03)	2018 (03)	2018 (04)

A tabela mostra o resultado do teste de Bai-Perron que estima a quantidade de quebras estruturais e as suas respectivas datas de ocorrência, de acordo com os dados das séries

temporais dos fundamentos monetários de cada país emergente frente aos do Estados Unidos da América.

Tabela 4 - Datas das quebras estruturais para os fundamentos monetários

As datas das quebras estruturais estimadas reportadas acima associadas aos registros de eventos macroeconômicos permitem uma interpretação mais embasada a respeito do comportamento da série temporal dos fundamentos monetários. Por exemplo, no caso do Brasil observamos 3 quebras:

- A 1ª Quebra ocorreu no final de 2010 motivada por um *boom* na economia provocado por políticas expansionistas, visando controlar os impactos da crise mundial de 2008, como: (i) a adoção de medidas que resultaram na queda dos impostos, (ii) redução dos juros e (iii) aumento da oferta de crédito. Adicionalmente, ocorreu um expressivo aumento dos preços de *commodities* no mercado internacional, o que favoreceu a economia brasileira visto que o país é um grande exportador;
- A 2ª Quebra ocorreu no início de 2015 motivada, principalmente, pela desaceleração da economia no ano de 2014 e por um conjunto de políticas de austeridade econômica adotadas pelo governo: (i) as “pedaladas” fiscais que interromperam a trajetória de crescimento no gasto primário que vinha desde a década de 1990, (ii) o choque de preços administrados pelo setor público, como energia e gasolina, (iii) desvalorização cambial promovida por uma política cambial menos atuante e pela sinalização ao mercado do fim dos leilões de *swaps*; e (iv) choque monetário proveniente de aumentos na taxa básica de juros do Banco Central, conforme destacado por Rossi e Mello (2017) e;
- A 3ª Quebra ocorreu no final de 2017 motivada pelo fim do período de recessão e início da retomada do crescimento econômico, marcada principalmente por inflação e taxa básica de juros (Selic) em queda.

A análise das quebras estruturais nos fundamentos monetários é relevante pois, de acordo com Engel e Hamilton (1990), a presença dessas quebras tem o potencial de explicar as grandes oscilações nas taxas de câmbio. Porém, conforme os resultados reportados em pesquisas anteriores e demonstrados por Kim (2009), as oscilações nas taxas de câmbio não podem ser justificadas apenas pelos movimentos nos fundamentos monetários.

Nesse sentido, o presente estudo, assim como em Reed (2019), propõe a inclusão de previsões acerca das transições dos fundamentos monetários e a como os agentes reagem às mudanças de regimes cambiais nas modelagens através dos preceitos do aprendizado econométrico.

4.2.

Forward premium puzzle nas moedas dos países emergentes

Conforme abordado anteriormente, o *forward premium puzzle* consiste, basicamente, na violação empírica da teoria da PDTJ, ou seja, na constatação de que a observação de um prêmio (conhecido como *forward premium*) entre a taxa de juros doméstica e sua contraparte estrangeira acarreta a valorização da moeda doméstica no futuro, e não a sua depreciação. Sendo assim, para que seja possível verificar ou não a ocorrência do *forward premium puzzle* é necessário que seja realizado o teste empírico da PDTJ.

Sabendo-se que a hipótese da PDTJ é validada caso os parâmetros estimados α sejam estatisticamente iguais a zero e os β sejam estatisticamente iguais a 1, visto que se assume que os agentes possuem expectativas racionais e são neutros ao risco, a hipótese nula (H_0) do teste tem $\alpha = 0$ e $\beta = 1$. Dessa forma, realizou-se a estimação preliminar da regressão OLS da equação de Fama (1984) para cada moeda emergente considerada nesse estudo frente ao Dólar.

Realizou-se também os testes de: *Studentized Breusch-Pagan* com o intuito de verificar se os resíduos são heterocedásticos, *Durbin-Watson* para verificar se há autocorrelação nos resíduos e *Jarque-Bera*, curtose e assimetria para verificar se os resíduos são normalmente distribuídos. Os resultados podem ser conferidos na Tabela 5 abaixo.

País Emergente	Breuch-Pagan	Durbin-Watson	Jarque-Bera	Curtose	Assimetria
	BP	DW	JB		
África do Sul	6,2735**	0,50033***	91,691***	5,478123	0,8645759
Brasil	0,52011	0,39589***	128,61***	5,957936	1,3611570
Chile	1,7819	0,53066***	0,78887	2,536842	0,0453448
Colômbia	11,803***	0,48477***	23,747***	4,312016	0,5973553
Índia	8,0331***	0,84531***	12,55***	4,246193	0,6491653
México	0,93768	0,53659***	309,72***	7,765901	1,5495690

Peru	0,12071	0,67902***	39,748***	5,206884	0,193921
Polônia	5,9866**	0,41724***	99,08***	5,585350	1,0398170
Filipinas	0,28613	0,56061***	1,8958	2,642801	0,3192547
Hungria	4,824**	0,51473***	110,23***	5,691686	0,9659518
Rep.Tcheca	19,03***	0,46111***	4,9036*	3,482175	0,2794397
Romênia	19,938***	0,43858***	22,978***	4,452961	0,5919226
Rússia	21,856***	0,4861***	280,93***	8,547613	1,0635480
Tailândia	1,6654	0,41182***	9,7849***	2,825152	0,4857610
Turquia	10,913***	0,49981***	80,619***	5,348990	1,2176860

A tabela reporta os resultados dos testes de Studentized Breusch-Pagan, Durbin-Watson, Jarque-Bera, curtose e assimetria, para a estimação preliminar da regressão identificada na equação (8), a saber: $S_{t+k} - S_t = \alpha + \beta(F_{t,t+k} - S_t) + \varepsilon_{t+k}$.

*** denota significância ao nível de 1%

** denota significância ao nível de 5%

* denota significância ao nível de 10%.

Tabela 5 - Testes de resíduos

A partir dos resultados reportados na Tabela 5 constata-se que os resíduos:

- (i) são homocedásticos (ou seja, possuem variância constante) apenas para as regressões OLS que consideram as moedas brasileira, chilena, mexicana, filipina e tailandesa, sendo heterocedásticos para as demais regressões lineares;
- (ii) são autocorrelacionados para as regressões OLS estimadas e;
- (iii) não são normalmente distribuídos.

Diante do exposto acima, utilizou-se o estimador Newey-West (1987) para os resíduos das regressões OLS deste estudo, visto que é consistente tanto na presença de heteroscedasticidade quanto de autocorrelação com padrão desconhecido.

A regressão OLS de Fama (1984) foi estimada novamente, porém agora com o estimador de Newey-West. A Tabela 6 abaixo traz os resultados dessas regressões OLS, considerando-se a depreciação mensal do *forward premium* 3 meses à frente para cada moeda emergente da amostra frente ao Dólar. Na quinta e sexta coluna, apresentam-se os resultados dos testes t. Já na sétima e oitava coluna, apresentam-se os resultados dos testes de Wald para o α e o β serem significativamente diferentes de zero e de um, respectivamente.

País Emergente	Coeficientes		R ²	t,		Teste de Wald	
	α_{OLS}	β_{OLS}		$\alpha = 0$	$\beta = 1$	F	p-valor
África do Sul	0,079*** (0,022)	-4,426*** (1,576)	0,087	3,591	-3,44	17,351	9.2e-08***
Brasil	0,038* (0,023)	-1,480** (1,131)	0,027	1,6522	-2,19275	9,7544	9.298e-05***
Chile	0,023*** (0,007)	0,022*** (0,035)	0,010	3,2857	-27,9428	1528,4	< 2.2e-16***
Colômbia	-0,004 (0,010)	1,400 (1,405)	0,014	-0,400	0,28469	0,1164	0,8901
Índia	-0,014** (0,006)	1,331 (0,344)	0,231	-2,3333	0,9622	4,1425	0,01897**
México	0,022** (0,010)	-0,954*** (0,748)	0,010	2,2000	-2,61229	5,0988	0,0068***
Peru	-0,005* (0,003)	1,248 (0,203)	0,261	-1,6667	1,2217	3,8852	0,0222***
Polônia	-0,006 (0,008)	1,092 (1,165)	0,008	-0,7500	0,07897	0,6355	0,5317
Filipinas	0,012** (0,006)	-1,161* (1,300)	0,016	2,0000	-1,66231	4,0176	0,0216**
Hungria	0,009 (0,007)	-0,778*** (0,630)	0,011	1,2857	-2,82222	8,0436	0,0004***
República Tcheca	-0,002 (0,009)	2,119 (1,863)	0,016	-0,2222	0,60064	0,9655	0,3824
Romênia	0,004 (0,008)	0,751 (1,066)	0,016	0,5000	-0,23358	0,216	0,806
Rússia	-0,006 (0,007)	1,308 (0,289)	0,068	-0,8571	1,06574	0,3977	0,6724
Tailândia	-0,003 (0,004)	0,474 (0,370)	0,007	-0,7500	-1,42162	4,1629	0,01671**
Turquia	0,050*** (0,015)	-0,844*** (0,638)	0,013	3,3333	-2,89028	5,4058	0,0053***

A tabela reporta as estimações com erro padrão de Newey-West da regressão identificada na equação (8), a saber: $S_{t+k} - S_t = \alpha + \beta(F_{t,t+k} - S_t) + \varepsilon_{t+k}$. O erro padrão de Newey-West está entre parênteses. F reporta a estatística F do teste de Wald, enquanto p representa o p-valor para $H_0: \alpha = 0$ e $\beta = 1$. R² representa o coeficiente de determinação.

*** denota significância ao nível de 1%

** denota significância ao nível de 5%

* denota significância ao nível de 10% de acordo com o teste t.

Tabela 6 - Resultados da regressão OLS com *forward premium* de 3 meses

Os coeficientes de determinação⁴⁷ (R^2) encontrados para as regressões OLS do *forward premium* foram muito baixos, o que está condizente com a literatura acerca da temática⁴⁸.

Em suma, a partir dos resultados obtidos na Tabela 6 acima, constata-se que, para o período analisado:

(i) A PDTJ não é observada para as moedas emergentes frente ao Dólar dos seguintes países: África do Sul, Brasil, Chile, Filipinas, Hungria, México, Índia, Peru, Tailândia e Turquia, visto que as hipóteses nulas foram significativamente rejeitadas, conforme os resultados do teste de Wald.

(ii) Os resultados do teste de Wald não rejeitaram a hipótese nula para as moedas emergentes frente ao Dólar dos seguintes países: Colômbia, Polônia, República Tcheca, Romênia e Rússia. Isso sugere que significa que a PDTJ pode ser observada para essas séries temporais.

(iii) Os coeficientes do *forward premium* (β) estimados nas regressões OLS são negativos para as moedas emergentes frente ao Dólar dos seguintes países: África do Sul, Brasil, Filipinas, Hungria, México e Turquia.

(iv) Os resultados da estatística t demonstram que o coeficiente do *forward premium* (β) estimados nas regressões OLS, apesar de não assumirem valores negativos, apresentam viés negativo para os seguintes países: Chile (altamente significativo), Romênia e Tailândia.

Em suma, dos 15 países considerados na amostra, ao aplicar a regressão OLS de Fama (1984), constatou-se que o *forward premium* de 6 taxas cambiais de moedas dos países emergentes frente ao Dólar americano apresentaram coeficientes significativamente negativos e que um viés negativo foi observado em mais outras 3.

4.3. Modelo *Markov-switching*

Nesse tópico apresenta-se as probabilidades de transição de um estado para o outro, a persistência dos fundamentos monetários nas séries temporais e, por fim, a estimação de uma regressão dinâmica Markoviana para a equação de Fama (1984).

⁴⁷ Medida descritiva da qualidade do ajuste linear do modelo aos dados observados.

⁴⁸ Vide Chakraborty e Evans (2008), Chakraborty (2009), Reed (2019).

4.3.1. Probabilidades de transição

A condição de estabilidade MSS do modelo dependente de estado apresentado por Reed (2019), e utilizado nesta dissertação, depende também da persistência de cada regime cambial. Para isso, estimou-se as probabilidades de transição entre os regimes observados *ex-post* nas séries temporais das taxas cambiais, utilizando-se o pacote “MSwM” do software livre R, que permite realizar a estimativa, inferência e diagnóstico sobre os modelos *Markov-switching* autorregressivos univariados lineares e generalizados. Ressalta-se que, para as estimativas, o pacote utiliza o algoritmo de maximização de expectativa, com o intuito de encontrar o melhor ajuste do modelo através da estimativa da máxima verossimilhança.

Também cabe frisar que, para que seja possível a aplicação do algoritmo de aprendizado econométrico proposto por Reed (2019), foi considerada apenas a existência de dois estados, conforme determinado pelas condições de estabilidade descritas anteriormente. Adicionalmente, destaca-se que o *lag* do componente autorregressivo utilizado nas estimações obedeceu a escolha ótima para cada série temporal analisada através do critério de Akaike (1974) e de Schwartz (1978).

A Tabela 7 abaixo traz as probabilidades de transição estimadas para cada um dos regimes observados nas séries temporais das taxas de câmbio das moedas emergentes frente ao Dólar, considerando-se os países para os quais a hipótese de PDTJ foi rejeitada.

As probabilidades de transição reportadas indicam que os regimes cambiais são altamente persistentes, visto que a probabilidade de se permanecer em um estado é maior do que a de haver uma transição para o outro estado. Por exemplo, para a série temporal da taxa de câmbio do Real frente ao Dólar americano, há 97,77% de chance de se permanecer no estado 1 quando se está neste estado e, quando no estado 2, há 81,56% de chance de se permanecer.

Destaca-se, porém, que as probabilidades de transição dos regimes cambiais para a moeda filipina, turca e chilena frente ao Dólar americano, considerando-se a existência de apenas dois regimes, não apresentaram resultados tão persistentes quanto as demais moedas da amostra.

	SAF/USD MS(2)-AR(1)	BRL/USD MS(2)-AR(2)	PHL/USD MS(2)-AR(1)
	Estado 1/ Estado 2	Estado 1/ Estado 2	Estado 1/Estado 2
Estado 1 Estado 2	$\begin{bmatrix} 0,9349 & 0,0651 \\ 0,1841 & 0,8159 \end{bmatrix}$	$\begin{bmatrix} 0,9777 & 0,0223 \\ 0,1844 & 0,8156 \end{bmatrix}$	$\begin{bmatrix} 0,7824 & 0,2176 \\ 0,3550 & 0,6450 \end{bmatrix}$
	HUN/USD MS(2)-AR(2)	MEX/USD MS(2)-AR(5)	TUR/USD MS(2)-AR(1)
	Estado 1/ Estado 2	Estado 1/ Estado 2	Estado 1/ Estado 2
Estado 1 Estado 2	$\begin{bmatrix} 0,9749 & 0,0251 \\ 0,2799 & 0,7201 \end{bmatrix}$	$\begin{bmatrix} 0,9905 & 0,0095 \\ 0,2244 & 0,7756 \end{bmatrix}$	$\begin{bmatrix} 0,8388 & 0,1612 \\ 0,3409 & 0,6591 \end{bmatrix}$
	CHI/USD MS(2)-AR(1)	TAI/USD MS(2)-AR(2)	
	Estado 1/ Estado 2	Estado 1/ Estado 2	
Estado 1 Estado 2	$\begin{bmatrix} 0,7744 & 0,2256 \\ 0,4177 & 0,5823 \end{bmatrix}$	$\begin{bmatrix} 0,9066 & 0,0933 \\ 0,1484 & 0,8516 \end{bmatrix}$	

A tabela reporta as probabilidades de transição dos regimes cambiais para a série temporal do câmbio entre a moeda de cada país emergente e o Dólar americano. Destaca-se que, conforme metodologia utilizada, foram considerados apenas a existência de dois estados para a modelagem do modelo *Markov-switching*. E que o *lag* do componente autorregressivo obedeceu a escolha ótima para cada série temporal através do critério de Akaike e de Schwartz.

Tabela 7- Estimação das probabilidades de transição dos regimes cambiais

A Figura 2 abaixo reproduz a depreciação mensal da moeda brasileira (Real) frente ao Dólar americano ($S_{t+k} - S_t$). A área hachurada representa a ocorrência do estado 1 e a área não-hachurada, consequentemente, representa a ocorrência do estado 2. As probabilidades de transição suavizadas para ocorrência do estado 1 também estão reportadas graficamente abaixo.

Diante da Figura 2, pode-se observar que o estado 1 apresentou uma tendência de baixa nos valores da depreciação cambial, caracterizando assim períodos de relativa apreciação do Real frente ao Dólar. Já no estado 2, observa-se uma tendência de alta nos valores da depreciação cambial, caracterizando assim períodos de desvalorização do Real frente ao Dólar.

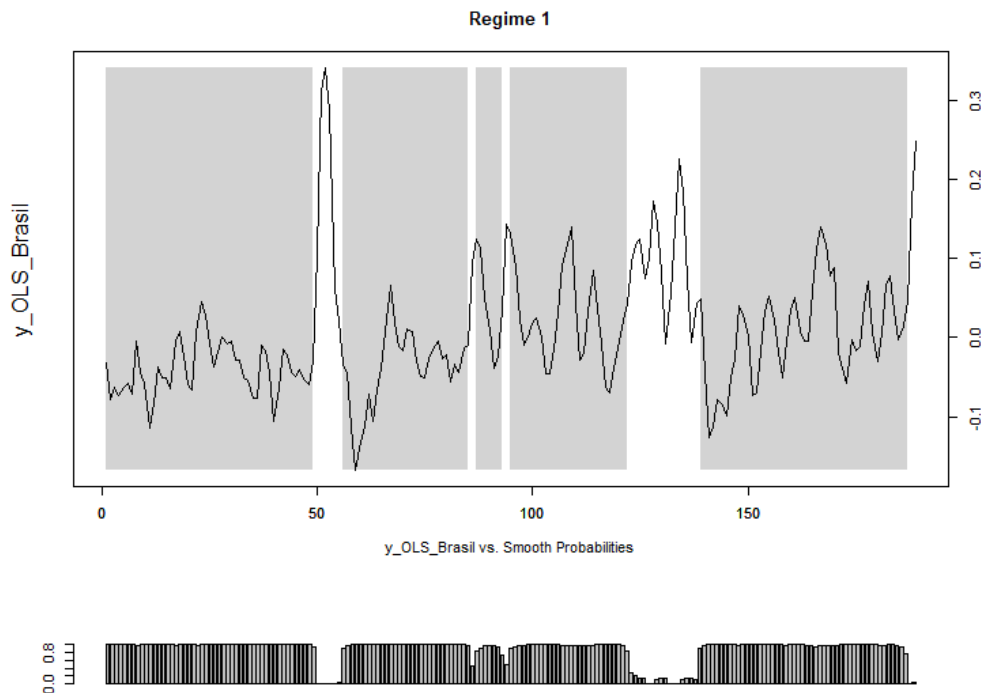


Figura 2 - Probabilidade de transição suavizada para o 1º estado

4.3.2. Fundamentos monetários

Chakraborty (2009) destacou que a alta persistência nas séries temporais dos fundamentos monetários usualmente contribuem para a direção negativa do coeficiente estimado do *forward premium*.

Sendo assim, para identificar a persistência dos fundamentos monetários e da respectiva influência que cada regime exerce sob os componentes monetários fundamentais, primeiro estimou-se a equação (41) através de um processo autorregressivo de primeira ordem – AR(1), ajustado aos dados por meio de uma regressão OLS com erros padrão de Newey-West (devido a autocorrelação criada pela estimação do PIB mensal através do *spline* cúbico). Posteriormente, estimou-se as probabilidades de transição dos fundamentos monetários.

$$v_t = \rho(z_t)v_{t-1} + \epsilon_t \quad (41)$$

onde, $v_t = m_t - m_t^* - (y_t - y_t^*)$ representa o componente monetário fundamental, $\rho(z_t)$ representa a estimativa do coeficiente *Markov-switching* para a persistência,

v_{t-1} representa o componente monetário fundamental no período $(t - 1)$ e ϵ_t representa um ruído branco.

Na Tabela 8 abaixo podemos observar as estimativas para a persistência dos fundamentos monetários para a amostra considerando-se tanto o modelo de um único estado quanto o modelo de dois estados.

		SAF/ USD	BRL/ USD	CHL/ USD	PHL/ USD	HUN/ USD	MEX/ USD	TAI/ USD	TUR/ USD
OLS	ρ	1,002 (0,002)	0,997 (0,004)	1,005** (0,002)	1,005** (0,002)	1,002** (0,001)	0,987 (0,010)	0,999 (0,001)	1,001 (0,003)
	t	1,000	-0,750	2,500	2,500	2,00	-1,300	-1,000	0,333
	R^2	0,999	0,997	1,000	1,000	1,000	0,982	1,000	0,999
Estado 1	ρ	1,0023 (0,003)	1,0009 (0,002)	1,0005 (0,0013)	1,0012 (0,0011)	1,003*** (0,0011)	0,9881 (0,009)	0,9998 (0,001)	0,991*** (0,0033)
	t	0,657	0,500	0,385	1,091	3,091	-1,322	-0,167	-2,636
	R^2	0,9985	0,9994	0,9999	0,9999	0,9999	0,9919	0,9998	0,9992
	p_{11}	0,7681	0,9856	0,9001	0,8963	0,8486	0,8607	0,9342	0,9228
Estado 2	ρ	1,0014 (0,003)	0,8663 (0,137)	1,035*** (0,0098)	1,035*** (0,0042)	0,9976 (0,0042)	0,9860 (0,024)	0,9958 (0,007)	1,068*** (0,017)
	t	0,518	-0,974	3,622	8,310	-0,571	-0,574	-0,583	3,965
	R^2	0,9997	0,9143	0,9998	0,9999	0,9997	0,9647	0,9989	0,9991
	p_{22}	0,6765	0,4046	0,1279	0,1128	0,5895	0,6976	0,5104	0,4291

A tabela reporta as estimativas para a persistência dos fundamentos monetários dos países emergentes frente aos dos norte-americanos tanto para o modelo de um único estado quanto para o modelo de dois estados, vide equações (21) e (41), a saber: $v_t = \delta + \rho v_{t-1} + \epsilon_t$, onde $\delta=0$, e $v_t = \rho(z_t)v_{t-1} + \epsilon_t$, respectivamente, através de um processo autorregressivo de primeira ordem – AR(1) ajustado aos dados de cada série temporal por meio de uma regressão OLS com erros padrão de Newey-West. As estimativas para os erros padrão estão entre parênteses e o t reporta os resultados da estatística t para $H_0: \rho = 1$. R^2 representa o coeficiente de determinação, p_{11} e p_{22} representam a probabilidade de se permanecer no estado 1 e 2, respectivamente.

*** denota significância estatística ao nível de 1%.

** denota significância estatística ao nível de 5%.

* denota significância estatística ao nível de 10%.

Tabela 8 - Fundamentos monetários

Analisando-se os resultados reportados acima observa-se que, tanto para a estimativa autorregressiva OLS quanto para a estimativa autorregressiva *Markov-switching*, os fundamentos monetários são altamente persistentes para toda a amostra analisada. Além de não se rejeitar a hipótese de persistência serial para a maioria das séries dos fundamentos monetários, os valores estimados de ρ

foram significativamente e ligeiramente maiores que 1 para o Chile, Filipinas, Hungria e Turquia.

4.3.3.

Regressão dinâmica markoviana

A equação (42) abaixo, que representa a regressão dinâmica Markoviana para a equação de Fama (1984), foi utilizada para estimar o coeficiente do *forward premium* (β) de cada um dos regimes através do método de máxima verossimilhança.

$$S_{t+k} - S_t = \alpha(z_t) + \beta(z_t)(F_{t,t+k} - S_t) + \varepsilon_{t+k} \quad (42)$$

onde, S_{t+k} é o logaritmo da taxa de câmbio *spot* k períodos a frente, S_t é o logaritmo da taxa de câmbio *spot* observada no período em questão, α é a estimativa do coeficiente *Markov-switching* referente à elasticidade-renda da demanda por moeda doméstica, z_t representa o regime no tempo t , β é a estimativa do coeficiente *Markov-switching* referente a elasticidade de juros, $F_{t,t+k}$ é o logaritmo da taxa de câmbio a termo em k períodos a frente e ε_{t+k} é o ruído branco.

A Tabela 9 abaixo traz os resultados do modelo autoregressivo linear com mudança de regime markoviano considerando-se a depreciação mensal e o *forward premium* de 3 meses para cada moeda emergente da amostra frente ao Dólar.

Analisando-se os resultados reportados abaixo, constata-se que:

(i) as estimativas da regressão dinâmica, nos casos das moedas sul-africana, brasileira e filipina, são quantitativamente similares às da regressão OLS de um único estado para o câmbio frente ao Dólar;

(ii) as estimativas para os β dependentes de estado na regressão dinâmica para o câmbio frente ao Dólar das moedas chilena, húngara, mexicana, tailandesa e turca apresentam comportamentos diferentes, de forma que em um estado apresentam estimativas positivas e no outro estimativas negativas;

(iii) a hipótese nula para o $\beta = 1$ não foi rejeitada para um dos estados para o câmbio das moedas sul-africana, brasileira, filipina e turca frente ao Dólar;

(iv) os coeficientes de determinação (R^2) em ambos os estados da regressão dinâmica markoviana são bem maiores dos encontrados na regressão OLS de um único estado (reportados na Tabela 6).

	SAF/USD	BRL/USD	CHL/USD	PHL/USD	HUN/USD	MEX/USD	TAI/USD	TUR/USD
α_{1MLE}	0,027*	0,016**	0,014**	0,018***	0,002	0,008*	-0,009***	0,045***
	(0,014)	(0,006)	(0,005)	(0,004)	(0,003)	(0,004)	(0,002)	(0,011)
$t-stat$	1,942	2,431	2,482	4,256	0,719	1,814	-5,563	4,264
α_{2MLE}	0,039	0,105*	0,002	-0,007*	0,047**	0,002	0,015***	0,0003
	(0,053)	(0,063)	(0,012)	(0,004)	(0,024)	(0,022)	(0,004)	(0,018)
$t-stat$	0,754	1,658	0,162	-1,690	1,966	0,109	3,732	0,016
β_{1MLE}	-1,526***	-1,024***	0,074***	-2,259***	-0,859***	-0,458***	0,005*	-2,056***
	(0,843)	(0,310)	(0,027)	(0,821)	(0,259)	(0,331)	(0,543)	(0,369)
$t-stat$	-2,995	-6,521	-34,816	-3,968	-7,155	-4,412	-1,833	-8,269
β_{2MLE}	-2,354	-0,709	-0,067***	-0,546	5,817**	10,081***	-1,169***	1,422
	(2,656)	(1,949)	(0,052)	(0,965)	(1,902)	(1,905)	(0,527)	(0,531)
$t-stat$	-1,263	-0,877	-20,450	-1,602	2,533	4,767	-4,117	0,794
R_1^2	0,633	0,713	0,713	0,712	0,590	0,677	0,650	0,665
R_2^2	0,578	0,744	0,541	0,757	0,752	0,941	0,745	0,818
Obs.	241	191	85	85	241	230	241	169

A tabela reporta as estimações para a regressão dinâmica markoviana identificada pela equação (42), a saber: $S_{t+k} - S_t = \alpha(z_t) + \beta(z_t)(F_{t,t+k} - S_t) + \varepsilon_{t+k}$. Os erros padrão estão entre parêntesis e $t-stat$ representa a estatística t para $H_0: \alpha = 0$ e $H_0: \beta = 1$. R^2 representa o coeficiente de determinação e, por fim, é reportado a quantidade de observações.

*** denota significância estatística ao nível de 1%.

** denota significância estatística ao nível de 5%.

* denota significância estatística ao nível de 10%.

Tabela 9 - Regressão dinâmica markoviana

Diante disso, conforme verificado por Reed (2019), os parâmetros dependentes de estado possuem efeitos tangíveis nas estimativas dos coeficientes β do *forward premium*.

4.4. Aprendizado econométrico

Neste tópico é abordado os resultados das simulações da regressão do *forward premium* supondo que os agentes fazem uso do aprendizado econométrico para estimar o coeficiente β . Para isso, é considerado tanto a metodologia proposta por Chakraborty e Evans (2008) quanto a proposta por Reed (2019).

4.4.1. Ganho de aprendizado

O valor do ganho de aprendizado reconhecido pelos agentes a cada período (γ) possui implicação direta para o aprendizado da solução de expectativas racionais. Sendo assim, para a sua parametrização, foram utilizadas as estimativas presentes na pesquisa de Branch e Evans (2010), que assumem que seu valor está entre o intervalo $[0,01 \text{ e } 0,1]$, de forma que valores maiores para o parâmetro γ geralmente levam a fugas da solução de expectativas racionais.

Dessa forma, para a modelagem do algoritmo de aprendizado constante, foram escolhidos valores entre esse intervalo, para que seja possível observar empiricamente o efeito dos desvios da solução de expectativas racionais.

4.4.2. Sensibilidade da demanda por moeda

Assim como em Reed (2019), considerou-se os resultados encontrados nas pesquisas de Stock e Watson (1998) e Ball (2001) para a sensibilidade da demanda pelo Dólar americano à determinada alteração na taxa de juros.

Stock e Watson (1998) conduziram um estudo que analisou vários aspectos macroeconômicos para o período do pós-guerra norte-americano e, dentre outras conclusões, constataram que o valor anual da semi-elasticidade de juros da demanda por moeda era de $-0,02$, correspondente a um valor trimestral de $-0,08$. Contudo, no estudo conduzido por Ball (2001), o valor anual encontrado foi próximo a $-0,05$, correspondente a um valor trimestral de $-0,20$. Sendo assim, considerou-se para esta dissertação que o valor trimestral da semi-elasticidade de juros da demanda por moeda está entre $-0,08$ e $-0,20$, inclusive.

Porém, para ser consistente com a literatura acadêmica acerca da temática, considerou-se que o valor da variável d_2 é representada pelo valor negativo da semi-elasticidade de juros da demanda por moeda e é expressa em termos absolutos ao invés de porcentagem. Dessa forma, os valores dos coeficientes dependentes de estado para cada regime observado são:

$$\theta(2) = 0,88 \text{ quando } d_2(2) = 20$$

$$\theta(1) = 0,95 \text{ quando } d_2(1) = 8$$

4.4.3. Mean-square stability

O critério de estabilidade MSS estabelece os parâmetros necessários para que a solução proveniente do modelo *Markov-switching* associado aos algoritmos de aprendizado econométrico converjam para a solução de expectativas racionais.

Com o intuito de determinar qual parametrização do modelo satisfaz a condição de estabilidade de MSS, segundo a metodologia proposta por Reed (2019) e Farmer et al. (2009), supôs que o estado 2 é o regime indeterminado. Sendo assim, assumiu-se que existe um *continuum* de soluções para o estado 2, enquanto o estado 1 possui apenas uma solução.

Para isso, primeiramente define-se os parâmetros para os coeficientes $\alpha(z_{t+1}, z_t)$ e $\beta(z_{t+1})$ presentes na equação (42), conforme abaixo:

$$\begin{cases} \alpha_{11} = -1, \alpha_{12} = -1, \alpha_{21} = \frac{p_{11}}{p_{21}} \text{ e } \alpha_{22} = \frac{p_{12}}{p_{22}} \\ \beta_1 = 0 \text{ e } \beta_2 = 1 \end{cases}$$

Posteriormente, assume-se que $p_{i,j} > 0 \forall i \text{ e } j = 1, 2$, então ω_{t+1} é igual a:

$$\begin{cases} 0 \text{ se } z_t = 1 \text{ e } z_{t+1} = 1 \\ 0 \text{ se } z_t = 2 \text{ e } z_{t+1} = 1 \\ \frac{\theta_1}{p_{21}} \omega_t + k\epsilon_{t+1} + \gamma_{t+1} \text{ se } z_t = 1 \text{ e } z_{t+1} = 2 \\ \frac{\theta_2}{p_{22}} \omega_t + k\epsilon_{t+1} + \gamma_{t+1} \text{ se } z_t = 2 \text{ e } z_{t+1} = 2 \end{cases}$$

Farmer et al. (2009) propuseram e provaram que ω_{t+1} é um processo estocástico estacionário se, e somente se, $\left| \frac{\theta_2^2}{p_{22}} \right| < 1$. Reed (2015), por sua vez, complementou essa condição ao incluir $\left| \frac{\theta_2^2}{p_{21}} \right| < 1$.

4.4.4. Simulações

Neste último tópico, a regressão do *forward premium* é simulada considerando-se que os agentes econômicos envolvidos recorrem ao aprendizado

econométrico para estimar o valor do coeficiente β , conforme metodologias propostas por Chakraborty e Evans (2008) e Reed (2019).

4.4.4.1.

Considerando um único estado

Primeiramente, criou-se 1.000 simulações considerando-se uma amostra de $T=360$ períodos, de forma que foram descartadas as primeiras 20.000 observações⁴⁹. Adicionalmente, foram considerados apenas valores positivos de ganho de aprendizado ($\gamma > 0$). Ressalta-se que as simulações foram feitas com e sem um termo de intercepto (representado por α na equação de Fama (1984)) e que as simulações reportam os valores médios para o coeficiente β do *forward premium* e para a estatística t. Os resultados são reportados na Tabela 10 abaixo.

Os resultados apresentados demonstram que o viés negativo no coeficiente do *forward premium* é observado principalmente para fundamentos monetários altamente persistentes, especialmente para $\rho = 1$. Nesses casos, as simulações retornam estimativas significativas negativas para o β quanto maior for o γ e menor o θ . Analogamente, pode-se constatar que um viés positivo é observado quando se tem valores menores para a persistência dos fundamentos monetários e para o ganho de aprendizado e maiores para o θ .

	θ	γ	ρ							
			0,98		0,99		0,995		1,0	
			β_{sim}	t-stat	β_{sim}	t-stat	β_{sim}	t-stat	β_{sim}	t-stat
Sem Intercepto	0,95	0,001	1,1390	0,247	1,1924	0,236	1,3387	0,287	-0,0297	-0,619
		0,01	1,1182	0,195	1,2189	0,248	1,3769	0,292	-0,9551	-0,667
		0,02	1,1077	0,178	1,1087	0,117	1,1408	0,096	-0,8535	-0,944
		0,03	1,0262	0,041	1,0948	0,087	0,5121	-0,372	-0,8116	-0,962
		0,05	0,9407	-0,098	0,6595	-0,335	0,0112	-0,968	-0,8091	-1,170
		0,1	0,4506	-0,876	-0,1193	-1,467	-0,765*	-1,894	-0,5158	-1,385
	0,88	0,001	1,0591	0,098	1,2395	0,303	1,3058	0,246	-0,3725	-0,421
		0,01	1,1131	0,192	1,1268	0,136	1,2045	0,116	-1,0200	-0,902
		0,02	1,0547	0,088	0,9510	-0,049	0,2170	-0,525	-0,8252	-1,126
		0,03	0,9589	-0,059	0,5756	-0,432	-0,2843	-1,014	-0,6060	-1,204
		0,05	0,6392	-0,546	-0,0501	-1,181	-0,842*	-1,754	-0,4805	-1,420
		0,1	-0,137*	-1,849	-0,751**	-2,468	-0,729***	-2,626	-0,302*	-1,888

⁴⁹ As primeiras 20.000 iterações da cadeia foram descartadas para reduzir a dependência dos valores iniciais.

Com Intercepto	0,95	0,001	1,4947	0,766	1,9495	0,938	3,0751	1,137	-2,9410	-0,295
		0,01	1,4552	0,688	2,0132	0,937	2,9595	0,969	-16,143	-1,412
		0,02	1,4218	0,621	1,8045	0,718	2,4627	0,735	-8,2999	-1,504
		0,03	1,3349	0,481	1,7502	0,584	1,1814	0,111	-6,5974	-1,624
		0,05	1,1737	0,239	0,9788	-0,019	0,1060	-0,696	-4,109*	-1,643
		0,1	0,5529	-0,638	-0,1259	-1,297	-1,198*	-1,836	-2,217*	-1,922
	0,88	0,001	1,4383	0,685	2,0130	0,974	3,0462	1,105	-25,432	-0,916
		0,01	1,4239	0,653	1,8587	0,754	2,4324	0,729	-7,8361	-1,548
		0,02	1,3318	0,482	1,4168	0,391	0,5761	-0,222	-4,2453	-1,622
		0,03	1,2395	0,324	0,8852	-0,104	-0,3265	-0,830	-2,939*	-1,744
		0,05	0,7815	-0,299	-0,0157	-1,031	-1,201*	-1,707	-1,749*	-1,888
		0,1	-0,119*	-1,749	-0,860**	-2,424	-0,939***	-2,604	-0,896**	-2,210

A tabela reporta os resultados das 1.000 simulações feitas no Matlab considerando-se uma amostra de 360 períodos após descarte das primeiras 20.000 observações, conforme metodologia proposta por Chakraborty e Evans (2008) para estimação do β médio da regressão representado pela equação (8), a saber: $S_{t+k} - S_t = \alpha + \beta(F_{t,t+k} - S_t) + \varepsilon_{t+k}$, a luz da teoria do aprendizado econométrico. β_{sim} reporta os β médios simulados e t-stat reporta a estatística t médias considerando-se $H_0: \beta = 1$.

*** denota significância estatística ao nível de 1%.

** denota significância estatística ao nível de 5%.

* denota significância estatística ao nível de 10%.

Tabela 10 - Resultados das simulações considerando-se um único estado

Destaca-se também que, quando há um intercepto na equação de Fama (1984), o efeito das variáveis ρ , γ e θ sob o coeficiente do *forward premium* pode ser acentuado.

Considerando-se o modelo de um único regime, simulou-se o coeficiente médio do *forward premium* para o câmbio de cada moeda emergente frente ao Dólar, considerando-se a quantidade de períodos (T) sendo composta pela quantidade de observações reais de cada série temporal, a persistência dos fundamentos monetários conforme estimação presente na Tabela 8 e $\theta = 0,88$. Os resultados são reportados na Tabela 11 abaixo.

A partir dos resultados das simulações, observa-se que através de uma parametrização consistente com os dados observados, o modelo de Chakraborty e Evans (2008) conseguiu reproduzir o coeficiente β médio negativo para o período analisado, o que é um resultado condizente com as estimações realizadas na Tabela 6.

	T	γ	OLS - Com Intercepto	
			β_{sim}	$t-stat$
SAF/USD	241	0,03	-4,3033*	-1,6643
BRL/USD	191	0,04	-1,9320	-1,2867
PHL/USD	85	0,1	-3,7421*	-1,7063
HUN/USD	241	0,1	-1,4501**	-2,0371
MEX/USD	230	0,1	-1,4744**	-1,9848
TUR/USD	169	0,1	-2,0442*	-1,8801

A tabela reporta a simulação do coeficiente β médio da regressão identificada pela equação (8), a saber: $S_{t+k} - S_t = \alpha + \beta(F_{t,t+k} - S_t) + \varepsilon_{t+k}$, conforme metodologia proposta por Chakraborty e Evans (2008) a luz da teoria do aprendizado econométrico. Para isso, considerou-se como a quantidade de períodos para a simulação: a quantidade de observações de cada série temporal e, para a persistência dos fundamentos monetários: as estimações da Tabela 8. A coluna $t-stat$ reporta o resultado do teste t para $H_0: \beta = 1$.

*** denota significância estatística ao nível de 1%.

** denota significância estatística ao nível de 5%.

* denota significância estatística ao nível de 10%.

Tabela 11 – Simulações aderentes aos dados considerando-se um estado

4.4.4.2. Considerando dois estados

A simulação do modelo dependente de estado segue um processo similar ao modelo de um único regime, devendo apenas incorporar a existência de dois estados, as probabilidades de transição entre os regimes cambiais e as condições de estabilidade MSS.

A Tabela 12 reporta os resultados da simulação do coeficiente *forward premium* (β) considerando-se uma elevada persistência dos regimes cambiais (através das probabilidades de transição de se permanecer no mesmo estado, expressas em termos de p_{11} e p_{22}), uma robusta parametrização da persistência dos fundamentos monetários ($0,90 \leq \rho \leq 1$), valores positivos de ganho de aprendizado ($\gamma > 0$) e $d_2(1) = 8$ e $d_2(2) = 20$.

p_{11} e p_{22}	ρ	γ	Sem Intercepto		Com Intercepto	
			β_{sim}	t-stat	β_{sim}	t-stat
1 e 1	0,90	0,01	0,962	-0,17	1,012	0,05
0,95 e 0,95	0,95	0,1	0,34***	-3,69	0,36***	-3,53
0,95 e 0,95	0,95	0,05	0,47***	-2,83	0,50***	-2,58
0,95 e 0,95	0,95	0,03	0,52***	-2,63	0,56***	-2,58
0,95 e 0,95	0,95	0,02	0,53**	-2,51	0,57**	-2,28
0,95 e 0,95	0,95	0,01	0,53***	-2,63	0,58**	-2,24
0,95 e 0,95	0,95	0,001	0,55**	-2,55	0,62**	-2,00
0,99 e 0,99	0,95	0,01	0,807	-0,66	0,901	-0,31
0,99 e 0,99	0,95	0,01	0,809	-0,67	0,882	-0,40
0,99 e 0,99	0,95	0,1	0,200***	-3,55	0,204**	-3,49
0,999 e 0,999	0,95	0,01	0,907	-0,27	0,988	-0,03
0,999 e 0,999	0,95	0,1	0,105***	-3,08	0,106**	-3,76
1 e 1	0,95	0,01	0,916	-0,25	1,000	0,00
1 e 1	0,95	0,1	0,121***	-3,81	0,123***	-3,78
1 e 1	0,99	0,01	0,437	-0,76	0,549	-0,57
0,95 e 0,95	0,995	0,1	0,11***	-7,06	0,22***	-4,54
0,95 e 0,95	0,995	0,05	0,13***	-6,75	0,27***	-4,03
0,95 e 0,95	0,995	0,03	0,13***	-6,78	0,30***	-3,79
0,95 e 0,95	0,995	0,02	0,13***	-6,93	0,30***	-3,83
0,95 e 0,95	0,995	0,01	0,13***	-7,08	0,30***	-3,92
0,95 e 0,95	0,995	0,001	0,14***	-7,18	0,30***	-3,99
0,90 e 0,90	0,999	0,1	0,021**	-30,51	0,128***	-9,92
0,95 e 0,95	0,999	0,1	0,04***	-14,55	0,20***	-4,75
0,95 e 0,95	0,999	0,05	0,05***	-13,65	0,25***	-4,31
0,95 e 0,95	0,999	0,03	0,04***	-13,25	0,26***	-4,22
0,95 e 0,95	0,999	0,02	0,04***	-13,69	0,27***	-4,16
0,95 e 0,95	0,999	0,01	0,04***	-13,96	0,27***	-4,15
0,95 e 0,95	0,999	0,001	0,04***	-14,82	0,25***	-4,39
0,90 e 0,90	1	0,01	0,000***	-167,39	0,062***	-15,62
0,95 e 0,95	1	0,01	0,002***	-88,21	0,105***	-7,68
0,95 e 0,95	1	0,001	0,002***	-84,60	0,129***	-7,09
0,99 e 0,99	1	0,001	0,005***	-17,91	0,419	-1,00
1 e 0,99	1	0,001	-0,084	-1,59	-0,412**	-1,81
1 e 0,99	1	0,01	-0,034***	-4,25	-0,079***	-4,36
1 e 1	1	0,01	-0,040***	-4,31	-0,098***	-4,44

A tabela reporta os resultados das 1.000 simulações considerando-se uma amostra de 360 períodos após descarte das primeiras 20.000 observações, conforme metodologia proposta por Reed (2019) para estimação do β médio da regressão representado pela

equação (42), a saber: $S_{t+k} - S_t = \alpha(z_t) + \beta(z_t)(F_{t,t+k} - S_t) + \varepsilon_{t+k}$, a luz da teoria do aprendizado econométrico. β_{sim} reporta os β médios simulados e $t-stat$ reporta a estatística t média considerando-se $H_0: \beta = 1$.

*** denota significância estatística ao nível de 1%.

** denota significância estatística ao nível de 5%.

* denota significância estatística ao nível de 10%.

Tabela 12 - Resultados das simulações considerando-se dois estados⁵⁰

Através dos resultados reportados na Tabela 12, pode-se observar que a PDTJ é significativamente rejeitada para a maioria das simulações feitas considerando-se um ganho de aprendizado por parte dos agentes. Isso sugere que, sob fundamentos monetários e regimes cambiais persistentes, a regressão de Fama (1984) falha ao produzir um coeficiente do *forward premium* igual a 1.

Ressalta-se que, apesar dos resultados das simulações para os coeficientes β médios estimados não serem inferiores a zero, o *forward premium* apresenta um viés significativamente negativo, conforme demonstrado pelas estatísticas t.

Adicionalmente, conforme apontado por Reed (2019), destaca-se que os resultados das simulações:

(i) indicam que a estimativa para o coeficiente do *forward premium* ser igual a 1 é possível quando a persistência dos regimes cambiais é absorvente ($p_{ii} = 1$) ou quase absorvente ($1 < p_{ii} \leq 0,99$) associado a alta persistência dos fundamentos monetários, visto que, as simulações que consideraram esses parâmetros não tiveram a hipótese nula rejeitada.

(ii) demonstram que não apenas a persistência serial dos fundamentos monetários, mas também a alta persistência dos regimes cambiais são fatores preponderantes para conduzir o viés negativo no coeficiente do *forward premium*, ao se considerar a expectativa não-razional dos agentes e o arcabouço teórico do aprendizado econométrico;

(iii) revelam que valores menores para o ganho de aprendizado (γ) performam melhor do que valores maiores. Tal fato que corrobora a ideia de que os agentes reagem a mudança de estados, dando menor ênfase aos erros de estimação mais recentes.

Diante do exposto e analisando os resultados das modelagens reportados nas tabelas 6, 7, 8 e 9 – referente às moedas dos países emergentes, pode-se constatar que o aprendizado econométrico pode fornecer uma explicação para a ocorrência do *forward premium puzzle* também no contexto macroeconômico de

⁵⁰ Fonte: Adaptado de Reed (2019).

países emergentes. Ou seja, os resultados indicam que a existência do puzzle não está restrita às moedas dos países desenvolvidos, uma vez que, são observados nas séries temporais dos emergentes uma alta persistência tanto dos fundamentos monetários quanto dos regimes cambiais.

Sendo assim, o aprendizado econométrico de ganho constante pode ser um fator que contribui consistentemente para os desvios das soluções baseadas nas expectativas racionais dos agentes, uma vez que, fornece aos agentes um método plausível para moderar seus erros de previsão ao estimar a taxa de câmbio *spot* futura.

5 Conclusão

A presente dissertação teve como objetivo principal analisar o *forward premium puzzle* considerando o contexto das moedas dos países emergentes e aplicar técnicas de aprendizado econométrico para tentar explicar a sua ocorrência. Dessa forma, o foco do estudo recaiu sobre a abordagem das expectativas não-rationais, que considera que essa anomalia surge em decorrência de erros sistemáticos de expectativas por parte dos agentes.

Esse enfoque é importante porque, enquanto a maioria das pesquisas acerca desse *puzzle* que consideram as moedas dos países emergentes se concentram na existência de uma variável de prêmio de risco, o presente trabalho concentra-se na persistência dos fundamentos monetários e nas expectativas não-rationais dos agentes para explicar o viés.

Para isso, aplicou-se duas metodologias que adotam a premissa de que os fundamentos monetários assumem um comportamento de *random-walk* ou quase *random-walk* e consideram um modelo monetário simples da taxa de câmbio baseado na paridade do poder de compra, neutralidade do risco e paridade coberta da taxa de juros. A primeira metodologia, proposta por Chakraborty e Evans (2008), considera a existência de um único estado enquanto a segunda metodologia, proposta por Reed (2019), considera a existência de dois estados, utilizando-se do modelo autoregressivo *Markov-switching* e o do MSS como critério de estabilidade para análise dos parâmetros dependentes de estado.

A análise empírica dessa dissertação contou com uma amostra composta por 15 países emergentes e o corte transversal contemplou o período de Janeiro de 2000 a Abril de 2020, conforme disponibilidade dos dados. Os dados foram coletados na base da Thomson Reuters através do *add-in* Datastream e foram tratados através de estimações de modelagens econométricas realizadas no software livre R e do Matlab.

Os resultados alcançados demonstram que, para a amostra analisada: a PDTJ não é observada para a maioria das moedas dos países emergentes frente ao Dólar americano; o coeficiente do *forward premium* apresenta viés significativo negativo para 7 taxas cambiais e; assume valores negativos para 6 delas, quando considerado a regressão OLS de um único regime.

Cumprido destacar que, a adoção de um regime cambial flutuante com âncora monetária de metas de inflação pelos países emergentes ajuda a criar um ambiente de inflação mais baixa e estável frente as demais economias emergentes. Tal fato conduz ao viés negativo do coeficiente do *forward premium* e ao enfraquecimento da PDTJ para as moedas dos países emergentes. (Coulibaly e Kempf, 2019)

Os resultados da regressão autoregressiva linear com mudança de regime markoviano demonstram a relevância de se considerar nas modelagens a existência de dois estados para a análise do *forward premium puzzle*, visto que, para a amostra analisada: as estimativas para os β dependentes de estado apresentaram comportamentos diferentes para cinco moedas emergentes (de forma que em um estado apresentam estimativas positivas e no outro estimativas negativas), a hipótese nula para o $\beta = 1$ não foi rejeitada para um dos estados para quatro moedas emergentes e os coeficientes de determinação (R^2) em ambos os estados foram bem maiores em comparação aos encontrados na regressão OLS de um único estado para todas as moedas.

As simulações realizadas com aprendizado econométrico foram capazes de reproduzir o viés negativo do coeficiente do *forward premium* encontrados empiricamente para as moedas dos países emergentes da amostra através de uma parametrização consistente com os dados observados. As simulações também demonstram que, tanto para o modelo com um único estado quanto para o modelo com dois estados, o aprendizado econométrico fornece uma possível explicação para a ocorrência do *forward premium puzzle* também para as moedas dos países emergentes, podendo ser utilizada para modelagem da formação de expectativas dos agentes no mercado cambial.

Como sugestões para futuras pesquisas acerca dessa temática pode-se destacar a estimação com modelos mais elaborados que permitem a aversão ao risco, informações incompletas e expectativas heterogêneas. Alternativas que considerem outros modelos monetários da taxa de câmbio que, por exemplo, flexibilizem as premissas da paridade do poder de compra, considerem preços flexíveis e de *sticky-price*, também são possibilidades de extensão do presente trabalho.

ABOUCHEID, S. C. **Política cambial nos países emergentes: uma perspectiva keynesiana-estruturalista**. Campinas, 2018. 142 p. Tese (Doutorado em Economia) – Instituto de Economia: Universidade Estadual de Campinas.

BACCHETA, P.; VANWINCOOP, E. Incomplete Information Processing: A Solution to the Forward Discount Puzzle. **Universite de Lausanne**. Working paper, Department of Economics, 2006.

BACKÉ, P.; SCHARDAX, F. European and non-European emerging market currencies: forward premium puzzle and fundamentals. **Focus on European economic integration**, Q2/2009.

BAI, J.; PERRON, P. Estimating and testing linear models with multiple structural changes. **Econometrica**, v.66, n.1., p.47-78, January/1998. DOI: <https://doi.org/10.2307/2998540>

BALL, L. Another look at the long-run money demand. **Journal of Monetary Economics**, v.47, p.31-44, 2001. DOI: [https://doi.org/10.1016/S0304-3932\(00\)00043-X](https://doi.org/10.1016/S0304-3932(00)00043-X)

BANSAL, R.; DAHLQUIST, M. The forward premium puzzle: different tales from developed and emerging economies. **Journal of International Economics**, v. 51, p. 115-144, 2000. DOI: [https://doi.org/10.1016/S0022-1996\(99\)00039-2](https://doi.org/10.1016/S0022-1996(99)00039-2)

BERGMAN, U.M.; HANSSON, J. Real exchange rates and switching regimes. **Journal of International Money and Finance**, v.24, p.121-138, 2005. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2004.10.002>

BOLLEN, N.P.B.; GRAY, S.F.; WHALEY, R.E. Regime switching in foreign exchange rates: evidence from currency options prices. **Journal of Econometrics**, v.94, p.239-276, 2000. DOI: [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(99\)00022-6](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(99)00022-6)

BRANCH, W.A.; EVANS, G.W. Asset return dynamics and learning. **The Review of Financial Studies**, v.23, n.4, p.1651-1680, January/2010. DOI: <https://doi.org/10.1093/rfs/hhp112>

BURNSIDE, C.; EICHENBAUM, M; KLESHCHELSKI, I; REBELO, S. Do peso Problems explain the returns to the carry trade? **The Review of Financial Studies**, v. 24, N. 3, pp. 853-891, March/2011.

CALVO, G.A.; REINHART, C.M. Fear of floating. **The Quarterly Journal of Economics**, v.CXVII, p.379-408, May/2002.

CANUTO, O. Regimes de política monetária em economias abertas. **Texto para Discussão**, Campinas: IE/UNICAMP, n. 92, dez. 1999.

CARCELES-POVEDA, E.; GIANNITSAROU, C. Adaptive learning in practice. **Journal of Economic Dynamics & Control**, v.39, p.2659-2697, 2007. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jedc.2006.09.004>

CHAKRABORTY, A. Learning, the forward premium puzzle and market efficiency. **Macroeconomic Dynamics**, v.13, p.31-57, 2009. DOI: <https://doi.org/10.1017/S1365100509080109>

CHAKRABORTY, A.; EVANS, G.W. Can perpetual learning explain the forward-premium puzzle? **Journal of Monetary Economics**, v.55, n.3, p. 477–490, 2008. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2008.03.002>

CHAKRABORTY, A.; HAYNES, S.E. Econometrics of the forward premium puzzle. **University of Oregon**. Working Paper n. 2005-18, October/2005.

CIEPLINSKI, A.; BRAGA, J.; SUMMA, R. Uma avaliação acerca da falha empírica do teorema da paridade descoberta da taxa de juros entre o Real e do Dólar. **Economia e Sociedade**, v.26, n.2 (60), p.401-426, agosto/2017. DOI: <https://doi.org/10.1590/1982-3533.2017v26n2art5>

CLARINDA, R.; DAVIS, J.; PEDERSEN, N. Currency carry trade regimes: beyond the Fama regression. **Journal of International Money and Finance**, v.28, n.8, p.1375-1389, 2009. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2009.08.010>

COULIBALY, D.; KEMPF, H. Inflation targeting and the forward bias puzzle in emerging countries. **Journal of International Money and Finance**, v.90, pp.19-22, 2019. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2018.09.003>

CUMBY, R.E.; OBSTFELD, M. International interest-rate and price level linkages under flexible exchange rates: a review of recent evidence. In: BILSON, J.F.O.; MARSTON, R.C. **Exchange rate theory and practice**. Chicago University Press, 1984.

DE LONG, J.B.; SHLEIFER, A.; SUMMERS, L.H.; WALDMANN, R.J. Noise trader risk in financial markets. **Journal of Political Economy**, v.98, n.4, p.703-738, August/1990.

DEVEREUX, M.B.; ENGEL, C. Expectations and exchange rate policy. **National Bureau of Economic Research**, Working Paper 12213, May/2006.

DU, J.; YU, R.; LI, J.; LAI, K.K. Do the Markov-switching hybrid models perform better in forecasting exchange rates? **Emerging Markets Finance and Trade**, v.55, p.1497-1515, 2019. DOI: <https://doi.org/10.1080/1540496X.2018.1557516>

DUEKER, M.; NEELY, C.J. Can Markov-switching models predict excess foreign exchange returns? **Journal of Banking and Finance**, v.31, p.279-296, 2007. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2006.03.002>

ENGEL, C. Can the Markov switching model forecast exchange rates? **Journal of International Economics**, v.36, p.151-165, 1994. DOI: [https://doi.org/10.1016/0022-1996\(94\)90062-0](https://doi.org/10.1016/0022-1996(94)90062-0)

ENGEL, C. The forward discount anomaly and the risk premium: A survey from recent evidence. **Journal of Empirical Finance**, v.3, p.123-192, 1996. DOI: [https://doi.org/10.1016/0927-5398\(95\)00016-X](https://doi.org/10.1016/0927-5398(95)00016-X)

ENGEL, C.; HAMILTON, J.D. Long swings in the Dollar: Are they in the data and do markets know it? **The American Economic Review**, v.80, n.4, p.689-713, September/1990.

EVANS, G.; HONKAPOHJA, S. Expectations, learning and monetary policy: an overview of recent research. **Bank of Finland Research**, discussion papers, 2007.

EVANS, G.; HONKAPOHJA, S. Learning as a rational foundation for macroeconomics and finance. In: FRIDMAN, R.; PHELPS, E.S. **Rethinking expectations: the way forward to macroeconomics**. Princeton University Press, 2013.

FAMA, E.F. Forward and spot exchange rates. **Journal of Monetary Economics**, 14, p. 319-338, 1984. DOI: [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(84\)90046-1](https://doi.org/10.1016/0304-3932(84)90046-1)

FISHER, I. **The Theory of Interest**. New York: Macmillan, 1930.

FLOOD, R.P.; TAYLOR, M.P. Exchange rate economics: what's wrong with the conventional macro approach? In: FRANKEL, J.A.; GALLI, G.; GIOVANNINI, A. **The Microstructure of Foreign Exchange Markets**. University of Chicago Press, 1996.

FRANKEL, J.A. On the mark: A theory of floating exchange rates based on real interest differentials. **The American Economic Review**, v.69, n.4, p.610-622, September/1979.

FRANKEL, J.A. Tests of rational expectations in the forward exchange market. **Southern Economic Journal**, v.46, p.1083-1101, Apr/1980. DOI: <https://doi.org/10.2307/1057243>

FRANKEL, J.A.; POONAWALA, J. The forward market in emerging currencies: less biased than in major currencies. **Journal of International Money and Finance**, v. 29, n. 3, p. 585-598, 2010. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2009.11.004>

FRÖMMEL, M.; MACDONALD, R.; MENKHOFF, L. Markov switching regimes in a monetary exchange rate model. **Economic Modelling**, v.22, p.485-502, 2005. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2004.07.001>

FROOT, K.A.; FRANKEL, J.A. Forward discount bias: is it an exchange risk premium? **The Quarterly Journal of Economics**, v. 104, n. 1, p. 139-161, 1989. DOI: <https://doi.org/10.2307/2937838>

GARCIA, M.; OLIVARES, G. O prêmio de risco da taxa de câmbio no Brasil durante o Plano Real. **Revista Brasileira de Economia**, v.55, n.2, p. 151-182, Abr/Jun 2001. DOI: <http://dx.doi.org/10.1590/S0034-71402001000200001>

GENBERG, H.; SWOBODA, A. Exchange rate regimes: Does what countries say matter? **IMF Econ Rev**, v.52, p.129–141, 2005. DOI: <https://doi.org/10.2307/30035986>

GOLDFELD, S.M.; QUANDT, R.E. The estimation of structural shifts by switching regressions. **Annals of Economic and Social Measurement**, v.2, n.4, p.475-485, October/1973.

GOURINCHAS, P.O.; TORNELL, A. Exchange rate puzzles and distorted beliefs. **Journal of International Economics**, v.64, p.303-333, 2004. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2003.11.002>

HABERMEIER, K.; KOKENYNE, A.; VEYRONE, R.; ANDERSON, H. Revised system for the classification on exchange rate arrangements. **IMF Working Paper**, January/2009. DOI:10.5089/9781451873580.001

HAMILTON, J.D. A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. **Econometrica**, v.57, n.2, p.357-384, March/1989. DOI: <https://doi.org/10.2307/1912559>

HAMILTON, J.D. Regime switching models. In: **The New Palgrave Dictionary of Economics Online**. Second Edition. Palgrave Macmillan, 2008.

HANSEN, L.P.; HODRICK, R.J. Forward exchange rates as optimal predictors of future spot rates: An econometric analysis. **Journal of Political Economy**, v.88, n.5, p.829-853, 1980.

HANSEN, B. E. The new econometrics of structural change: Dating breaks in U.S. labor productivity. **The Journal of Economic Perspectives**, v.15, n.4, p.117–128, 2001.

KEYNES, J.N. The theory of money and the exchanges. In: **A tract on monetary reform**. Macmillan and co. limited, 1923.

KIM, Y.S. Exchange rates and fundamentals under adaptive learning. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v.33, p.843-863, 2009. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jedc.2008.10.002>

KUMAH, F.Y. A Markov-switching approach to measuring exchange market pressure. **International Journal of Finance and Economics**, v.16, p.114-130, 2011.

KUMAR, S. Does risk premium help uncover the uncovered interest parity failure? **Journal of International Financial Markets, Institutions and Money**, v. 63, p.101-135, 2019.

LEE, H.Y.; CHEN, S.L. Why use Markov-switching models in exchange rate prediction? **Economic Modelling**, v.23, p.662-668, 2006. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2006.03.007>

LI, D.; GHOSHARAY, A.; MORLEY, B. Measuring the risk premium in uncovered interest parity using the component GARCH-M model. **International Review of Economics and Finance**, v.24, p.167-176, 2012. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.iref.2012.02.001>

LEWIS, K.K. Changing beliefs and systematic rational forecast errors with evidence from foreign exchange. **The American Economic Review**, v.79, n.4, pp.621-636, September/1989.

LEWIS, K.K. Was there a 'peso problem' in the US term structure of interest rates: 1979-1982? **International Economic Review**, v. 32, n.1, p.159-173, February/1991. DOI: <http://dx.doi.org/10.2307/2526938>

MAKA, A. Estratégias de combate à inflação: âncora cambial versus âncora monetária. **Texto para Discussão nº 520**, Brasília: IPEA – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, Outubro/1997.

MARCONI, M.A.; LAKATOS, E.M. **Fundamentos de metodologia científica**. 5.ed. São Paulo: Atlas, 2007.

MARK, N.C; WU, Y. Rethinking deviations from uncovered interest parity: The role of covariance risk and noise. **Economic Journal**, v.108, n.451, p.1686-1706, November/1998.

MCDONALD, R.; TAYLOR, M.P. Exchange rate economics. **Staff Papers (International Monetary Fund)**, v.39, n.1, p.1-57, March/1992.

MEESE, R.A.; ROGOFF, K. Empirical exchange rate models of the seventies: do they fit out-of-sample? **Journal of International Economics**, v.14, p.3-24, 1983. DOI: [https://doi.org/10.1016/0022-1996\(83\)90017-X](https://doi.org/10.1016/0022-1996(83)90017-X)

MISHKIN, F.S; SAVASTO, M.A. Monetary policy strategies for emerging market countries: lessons from Latin America. **Comparative Economic Studies**, n.2, p.45-82, 2002. DOI:10.1057/ces.2002.9

MORAN, K.; NONO, S.A. Gradual learning about shocks and the forward premium puzzle. **Journal of International Money and Finance**, 88, p. 79-100, 2018. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2018.07.003>

NEWAY, W.K; WEST, K.D. A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. **Econometrica**, v.55, n.3. p.703-708, May/1987. DOI: <https://doi.org/10.2307/1913610>

PERRON, P. The Great Crash the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis. **Econometrica**, n. 57, p.1361 – 1401, 1989. <https://doi.org/10.2307/1913712>

REED, J.R. **Essays in adaptive learning and mean-square stability in regime switching models**. Detroit, 2015. 106 p. Tese (Doutorado em Economia) – Department of Economics: Wayne State University.

REED, J.R. The forward premium puzzle and Markov-switching adaptive learning. **Journal of Macroeconomics**, v.59, p.1-17, 2019. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2018.10.005>

RICHARDSON, R. **Pesquisa social: métodos e técnicas**. 3 ed. São Paulo: Atlas, 2007.

ROSSI, P; MELLO, G. Choque recessivo e a maior crise da história: a economia brasileira em marcha à ré. **Nota do Cecon**, Centro de Estudos de Conjuntura e Política Econômica - IE/UNICAMP, n.1, Abril/2017.

SACCOL, A.Z. Um retorno ao básico: compreendendo os paradigmas de pesquisa e sua aplicação na pesquisa em Administração. **Rev. Adm. UFSM**, Santa Maria, v. 2, n. 2, p. 250-269, maio/agosto 2009. DOI: <https://doi.org/10.5902/198346591555>

SANTOS, M.B.C. **Evidências do prêmio de risco no mercado de câmbio brasileiro**. Rio de Janeiro, 2013. 59 p. Dissertação (Mestrado em Administração de Empresas) – IAG: Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro.

SANTOS, M.B.C.; KLOTZLE, M.C.; PINTO, A.C.F. Evidence of risk premiums in emerging market carry trade currencies. **Journal of International Financial Markets, Institutions and Money**, v.44, p.103-115, September/2016. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2016.04.012>

SANTOS SOUZA, G.R.; CURADO, M. Comportamento da taxa de câmbio no Brasil: Uma análise a partir da paridade descoberta da taxa de juros. **Análise Econômica (UFRGS)**, v.31, n.59, p.103-122, 2013. DOI: <https://doi.org/10.22456/2176-5456.17145>

SHIKIDA, C.; PAIVA, G.L.; ARAUJO JR., A.F. Análise de quebras estruturais na série do preço do boi gordo no estado de São Paulo. **Economia Aplicada**, v.20, n.2, p.265-286, 2016. DOI: <https://doi.org/10.11606/1413-8050/ea137759>

SIMON, H.A. A behavioral model of rational choice. **The Quarterly Journal of Economics**, v.69, p.99-118, February/1955. DOI: <https://doi.org/10.2307/1884852>

SNAITH, S.; COAKLEY, J.; KELLARD, N. Does the forward premium puzzle disappear over the horizon? **Journal of Banking and Finance**, v.37, p.3681-3693, 2013. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2013.06.001>

SPRONK, R.; VERSCHOOR, W.F.C.; ZWINKELS, R.C.J. Carry trade and foreign exchange rate puzzles. **European Economic Review**, v.60, p. 17-31, 2013. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.euroecorev.2013.01.007>

STOK, J.H.; WATSON, M.W. Business cycle fluctuations in U.S. macroeconomic time series. **National Bureau of Economic Research**, working paper nº 6528, April/1998.

STUENKEL, O. The financial crisis, contested legitimacy and the genesis of intra-BRICS cooperation. **Global Governance**, v.19, p. 611-630, 2013.

TAYLOR, M.P. Risk premia and foreign exchange: a multiple time series approach to testing uncovered interest-rate parity. **Weltwirtschaftliches Archiv**, v. 123, n. 4, p. 579-591, 1987.

VERGARA, S. C. **Projetos e relatórios de pesquisa em Administração**. São Paulo: Atlas, 2016.

YOSHINO, J.A.; MICHELOTO, S.R. A paridade descoberta das taxas de juros nos mercados de moedas estrangeiras (FX). **Revista Brasileira de Finanças**, v.2, n.2, p.137-157, 2004. DOI: <https://doi.org/10.12660/rbfin.v2n2.2004.1139>

YUAN, C. Forecasting exchange rates: the multi-state Markov-switching model with smoothing. **International Review of Economics and Finance**, v.20, p.342-362, 2011. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.iref.2010.09.002>

Apêndices

I. Descrição dos dados coletados

As séries temporais da demanda por moeda (M1) mensal possuem as seguintes características: *current prices* e *not seasonally adjusted*.

As séries temporais do PIB real trimestral possuem as seguintes características: *constant price* e *seasonally adjusted*, com exceção para a Índia, Peru, Polônia e Turquia que tinham dados disponíveis apenas *not seasonally adjusted*.

A tabela abaixo traz a descrição detalhada dos dados coletados para a demanda por moeda e para o PIB real de cada país considerado para as modelagens deste estudo.

País	Demanda por Moeda (M1)			PIB Real		
	Escala	Frequência	Período Abrangido	Escala	Frequência	Período Abrangido
África do Sul	Milhão	Mensal	Jan/2000 a Abr/2020	Milhão	Trimestral	Q1/2000 a Q2/2020
Brasil	Milhão	Mensal	Dez/2001 a Abril/2020	Milhão	Trimestral	Q1/2000 a Q2/2020
Chile	Bilhão	Mensal	Jan/2000 a Abr/2020	Bilhão	Trimestral	Q1/2013 a Q2/2020
Colômbia	Bilhão	Mensal	Jan/2000 a Abr/2020	Bilhão	Trimestral	Q1/2005 a Q2/2020
Índia	Bilhão	Mensal	Jan/2000 a Abr/2020	Bilhão	Trimestral	Q2/2011 a Q2/2020
México	Milhares	Mensal	Dez/2000 a Abr/2020	Milhares	Trimestral	Q1/2000 a Q2/2020
Peru	Milhão	Mensal	Jan/2000 a Abr/2020	Milhão	Trimestral	Q1/2000 a Q2/2020
Polônia	Milhão	Mensal	Jan/2000 a Abr/2020	Milhão	Trimestral	Q1/2000 a Q2/2020
Filipinas	Milhão	Mensal	Jan/2000 a Abr/2020	Milhão	Trimestral	Q1/2013 a Q2/2020
Hungria	Bilhão	Mensal	Jan/2000 a Abr/2020	Milhão	Trimestral	Q1/2000 a Q2/2020
Rep.Tcheca	Milhão	Mensal	Jan/2002 a Abr/2020	Bilhão	Trimestral	Q1/2000 a Q2/2020
Romênia	Milhão	Mensal	Dez/2004 a Abr/2020	Milhão	Trimestral	Q1/2000 a Q2/2020
Rússia	Bilhão	Mensal	Dez/2000 a Abr/2020	Bilhão	Trimestral	Q1/2003 a Q2/2020
Tailândia	Bilhão	Mensal	Jan/2000 a Abr/2020	Milhão	Trimestral	Q1/2000 a Q2/2020
Turquia	Milhares	Mensal	Dez/2005 a Abr/2020	Milhares	Trimestral	Q1/2000 a Q2/2020
E.U.A	Bilhão	Mensal	Jan/2000 a Abr/2020	Bilhão	Trimestral	Q1/2000 a Q2/2020

A tabela abaixo traz a descrição detalhada dos dados coletados referente a taxa cambial diária *spot* e a taxa cambial *forward* para 3 meses, entre as moedas dos países emergentes considerados na amostra desta dissertação frente ao Dólar americano.

Ressalta-se que, os dados referentes as taxas de câmbio nominal *spot* e *forward* para 3 meses foram coletados com frequência diária de forma que, as estimações mensais foram feitas através da média dessas cotações.

País	Taxa de Câmbio Nominal <i>Spot</i> frente ao Dólar Americano			Taxas de Câmbio Forward	
	Moeda	Frequência	Período Abrangido	Frequência	Período Abrangido
África do Sul	Rand Sul-Africano	Diária	01/01/2000 a 30/04/2020	Diária	03/01/2000 a 30/04/2020
Brasil	Real Brasileiro	Diária	01/01/2000 a 30/04/2020	Diária	29/03/2004 a 30/04/2020
Chile	Peso Chileno	Diária	01/01/2000 a 30/04/2020	Diária	29/03/2004 a 30/04/2020
Colômbia	Peso Colombiano	Diária	01/01/2000 a 30/04/2020	Diária	29/03/2004 a 30/04/2020
Índia	Rúpia Indiana	Diária	01/01/2000 a 30/04/2020	Diária	03/01/2000 a 30/04/2020
México	Peso Mexicano	Diária	01/01/2000 a 30/04/2020	Diária	03/01/2000 a 30/04/2020
Peru	Novo Sol Peruano	Diária	01/01/2000 a 30/04/2020	Diária	29/03/2004 a 30/04/2020
Polônia	Zloty Polonês	Diária	01/01/2000 a 30/04/2020	Diária	11/02/2002 a 18/09/2020
Filipinas	Peso Filipino	Diária	01/01/2000 a 30/04/2020	Diária	03/01/2000 a 30/04/2020
Hungria	Florim Húngaro	Diária	01/01/2000 a 30/04/2020	Diária	03/01/2000 a 30/04/2020
Rep.Tcheca	Coroa Tcheca	Diária	01/01/2000 a 30/04/2020	Diária	03/01/2000 a 30/04/2020
Romênia	Leu Romeno	Diária	01/01/2000 a 30/04/2020	Diária	29/03/2004 a 30/04/2020
Rússia	Rublo Russo	Diária	01/01/2000 a 30/04/2020	Diária	29/03/2004 a 30/04/2020
Tailândia	Baht Tailandês	Diária	01/01/2000 a 30/04/2020	Diária	03/01/2000 a 30/04/2020
Turquia	Lira Turca	Diária	01/01/2000 a 30/04/2020	Diária	03/01/2000 a 30/04/2020

II. Regimes cambiais dos países emergentes

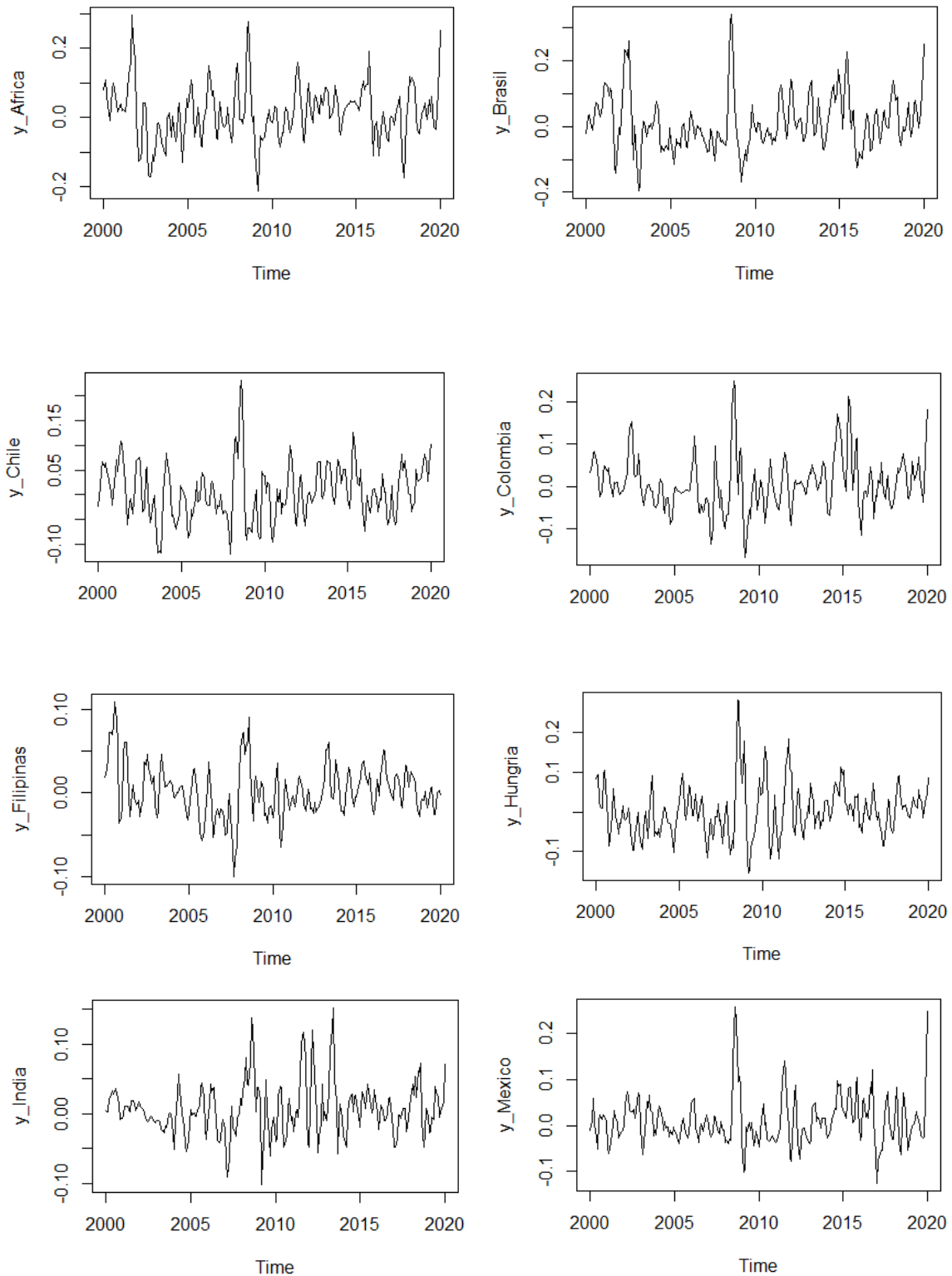
A tabela abaixo explicita, de acordo com o *Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions* emitido pelo FMI, os países emergentes que adotam regime de câmbio flutuante (onde, FF é o acrônimo para “Free Floating” ☑ e F é o acrônimo para “Floating” ✓) com metas de inflação (onde, ITF é o acrônimo para “Inflation-Targeting Framework”).

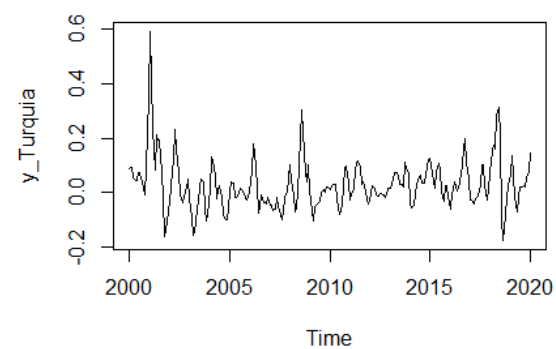
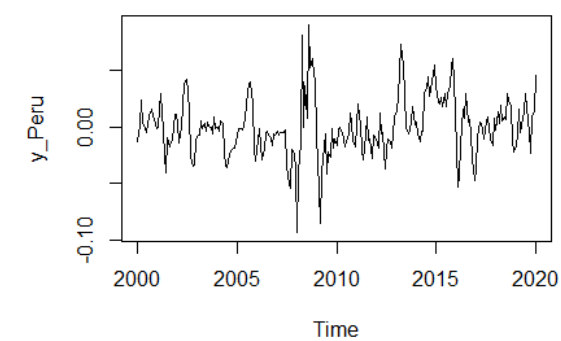
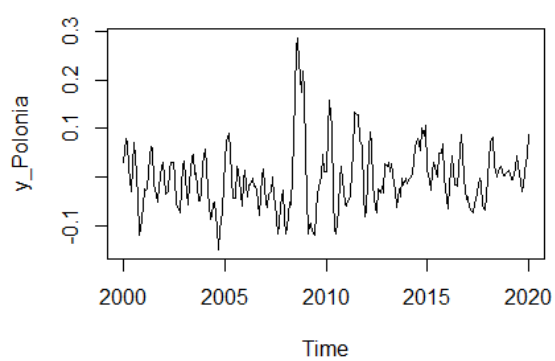
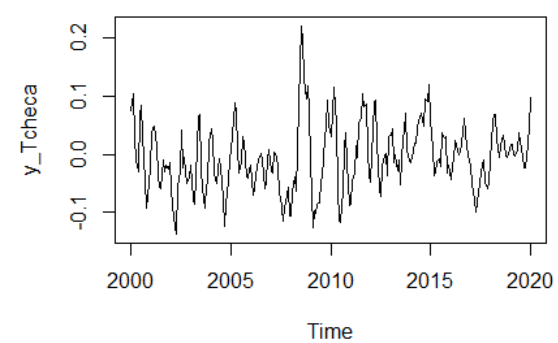
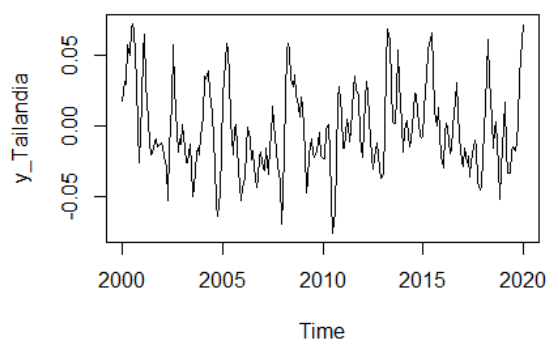
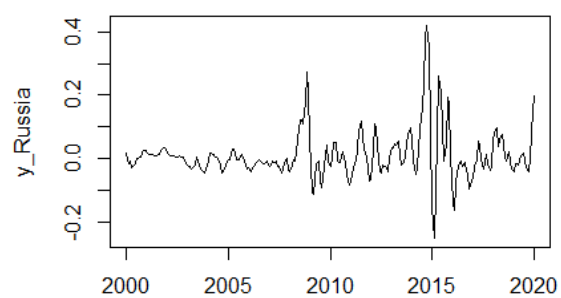
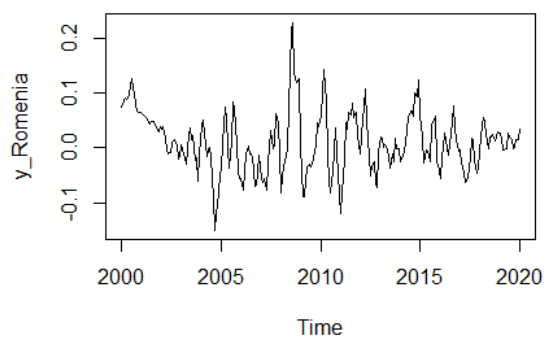
País/Ano	2001		2002		2003		2004		2005		2006		2007		2008		2009	
	FF or F	ITF	FF or F	ITF	FF or F	ITF	FF or F	ITF	FF or F	ITF	FF or F	ITF	FF or F	ITF	FF or F	ITF	FF or F	ITF
África do Sul	☑	✓	☑	✓	☑	✓	☑	✓	☑	✓	☑	✓	☑	✓	☑	✓	✓	✓
Argentina	✗	✗	✗	✗	✓	✗	✓	✗	✓	✗	✓	✗	✗	✗	✗	✗	✓	✗
Brasil	☑	✓	☑	✓	☑	✓	☑	✓	☑	✓	☑	✓	☑	✓	☑	✓	✓	✓
Chile	☑	✓	☑	✓	☑	✓	☑	✓	☑	✓	☑	✓	☑	✓	☑	✓	☑	✓
China	✗	✗	✗	✗	✗	✗	✗	✗	✗	✗	✗	✗	✗	✗	✗	✗	✗	✗
Colômbia	☑	✓	☑	✓	☑	✓	☑	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Filipinas	☑	✗	☑	✗	☑	✓	☑	✓	☑	✓	☑	✓	☑	✓	☑	✓	✓	✓
Hungria	✗	✗	✗	✗	✗	✓	✗	✓	✗	✓	✗	✓	✗	✗	☑	✓	✓	✓
Índia	✓	✗	✓	✗	✓	✗	✓	✗	✓	✗	✓	✗	✓	✗	✓	✗	✓	✗
Indonésia	☑	✗	✓	✗	✓	✗	✓	✗	✓	✗	✓	✗	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Malásia	✗	✗	✗	✗	✗	✗	✗	✗	✗	✗	✓	✗	✓	✗	✓	✗	✓	✗
México	☑	✗	☑	✓	☑	✓	☑	✓	☑	✓	☑	✓	☑	✓	☑	✓	✓	✓
Peru	☑	✗	☑	✗	☑	✓	☑	✓	☑	✓	☑	✓	☑	✓	☑	✓	✓	✓
Polônia	☑	✓	☑	✓	☑	✓	☑	✓	☑	✓	☑	✓	☑	✓	☑	✓	☑	✓
Rep.Dominicana	✓	✗	✓	✗	✓	✗	✗	✗	✗	✗	✓	✗	✓	✗	✗	✗	✗	✗
Rep.Tcheca	✓	✓	☑	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	☑	✓	☑	✓
Romênia	✓	✗	✗	✗	✗	✗	✗	✗	✓	✗	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Rússia	✓	✗	✓	✗	✓	✗	✓	✗	✓	✗	✓	✗	✓	✗	✗	✗	✗	✗
Tailândia	☑	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Turquia	☑	✗	☑	✓	☑	✓	☑	✓	☑	✓	☑	✓	☑	✓	☑	✓	✓	✓
Uruguai	✗	✗	✗	✗	☑	✗	☑	✗	☑	✗	✓	✗	✓	✗	✓	✓	✓	✓

País/Ano	2010		2011		2012		2013		2014		2015		2016		2017		2018	
	FF or F	ITF	FF or F	ITF	FF or F	ITF	FF or F	ITF	FF or F	ITF	FF or F	ITF	FF or F	ITF	FF or F	ITF	FF or F	ITF
África do Sul	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Argentina	✓	✗	✗	✗	✗	✗	✗	✗	✗	✗	✗	✗	✓	✗	✓	✓	✓	✗
Brasil	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Chile	☑	✓	☑	✓	☑	✓	☑	✓	☑	✓	☑	✓	☑	✓	☑	✓	☑	✓
China	✗	✗	✗	✗	✗	✗	✗	✗	✗	✗	✗	✗	✗	✗	✗	✗	✗	✗
Colômbia	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Filipinas	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Hungria	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Índia	✓	✗	✓	✗	✓	✗	✓	✗	✓	✗	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Indonésia	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✗	✗	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✗	✓
Malásia	✗	✗	✗	✗	✗	✗	✗	✗	✗	✗	✗	✗	✗	✗	✓	✗	✓	✗
México	✓	✓	✓	✓	☑	✓	☑	✓	☑	✓	☑	✓	☑	✓	☑	✓	☑	✓
Peru	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Polônia	☑	✓	☑	✓	☑	✓	☑	✓	☑	✓	☑	✓	☑	✓	☑	✓	☑	✓
Rep.Dominicana	✗	✗	✗	✗	✗	✗	✗	✗	✗	✗	✗	✗	✗	✓	✗	✓	✗	✓
Rep.Tcheca	☑	✓	☑	✓	☑	✓	☑	✓	✓	✓	✗	✓	✗	✓	✓	✓	✓	✓
Romênia	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Rússia	✗	✗	✗	✗	✗	✗	✗	✗	✓	✓	✓	✓	☑	✓	☑	✓	☑	✓
Tailândia	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Turquia	☑	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Uruguai	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✗	✓	✗	✓	✓	✓	✓	✓	✓

III. Gráficos dos testes de estacionaridade

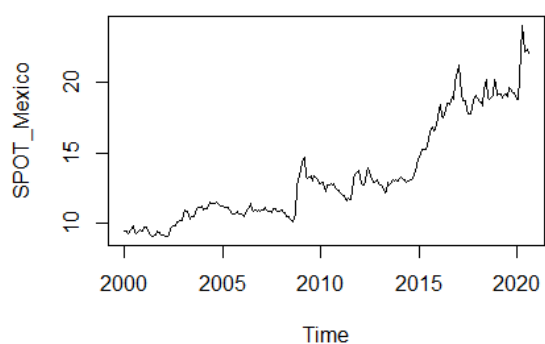
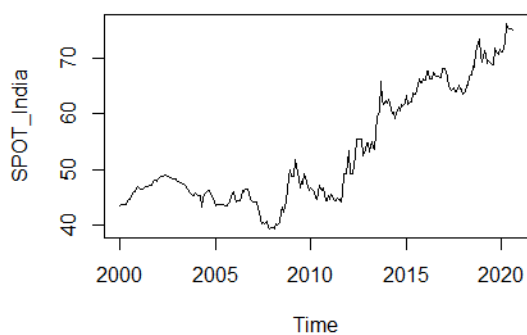
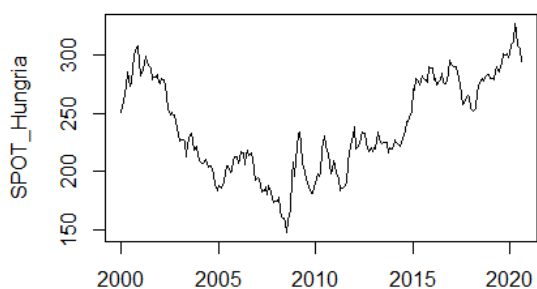
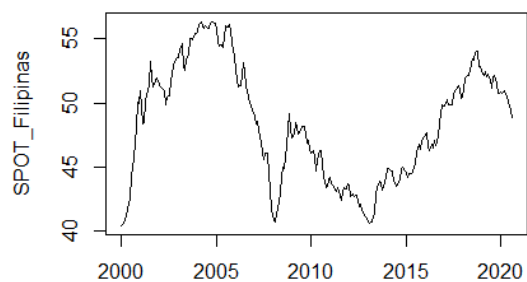
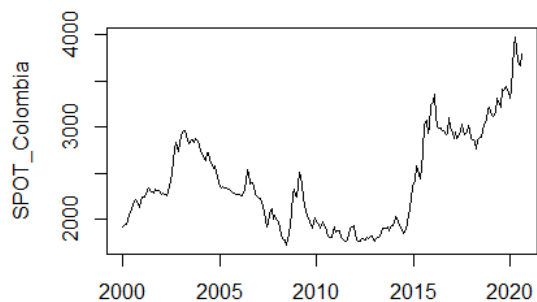
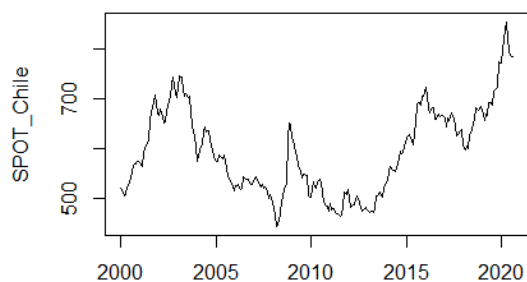
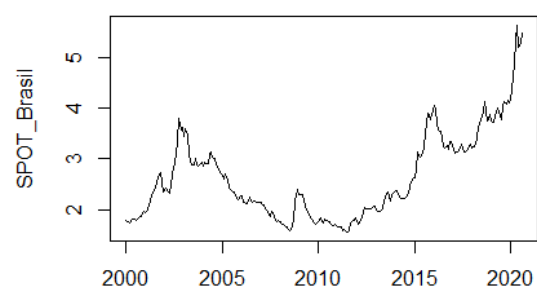
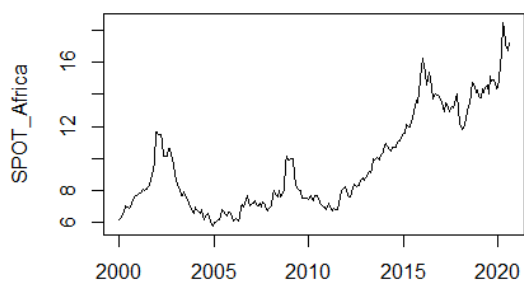
Os gráficos abaixo são referentes a diferença logarítmica da taxa de câmbio $spot(S_{t+k} - S_t)$ para cada moeda emergente frente ao Dólar americano.

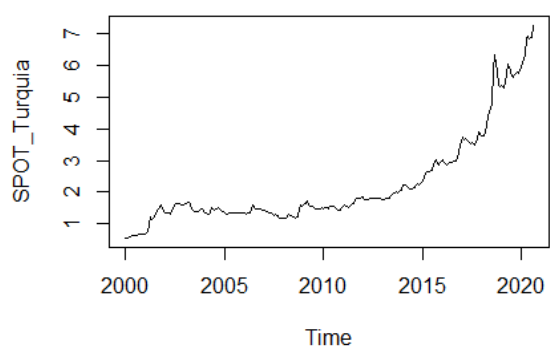
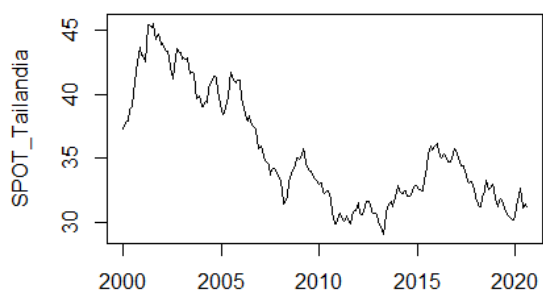
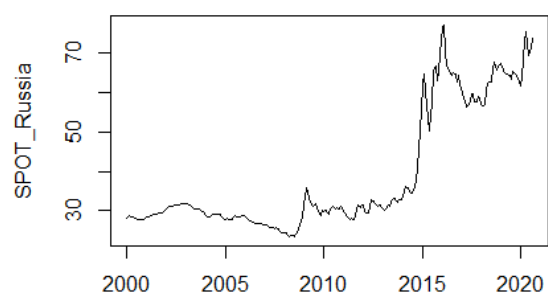
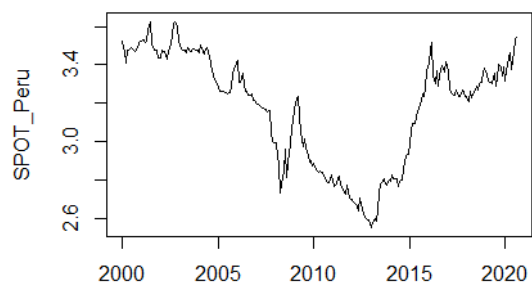




IV. Gráficos das taxas de câmbio *spot*

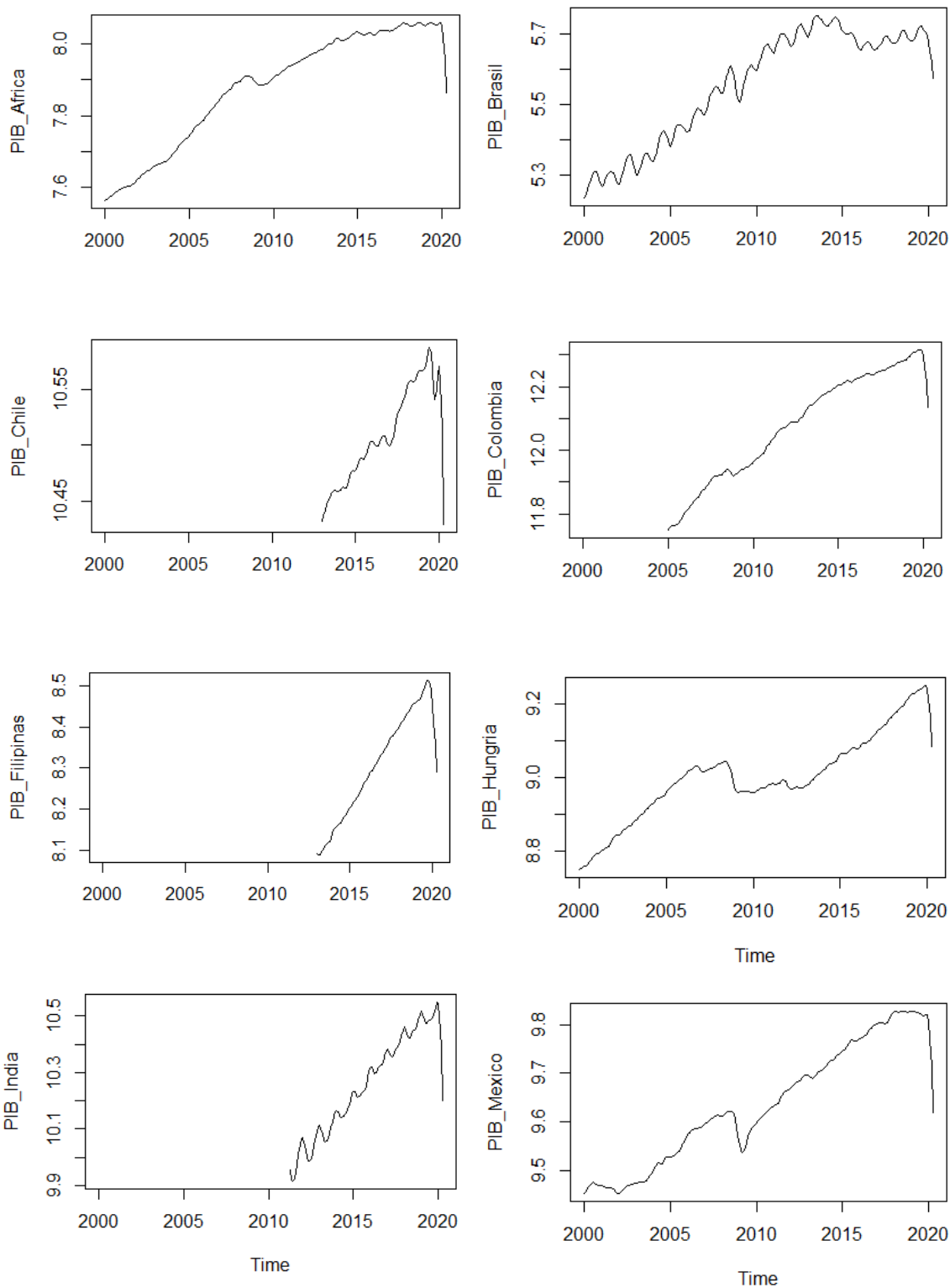
Os gráficos abaixo são referentes às médias mensais das séries temporais diárias da taxa de câmbio de cada moeda emergente frente ao Dólar americano.

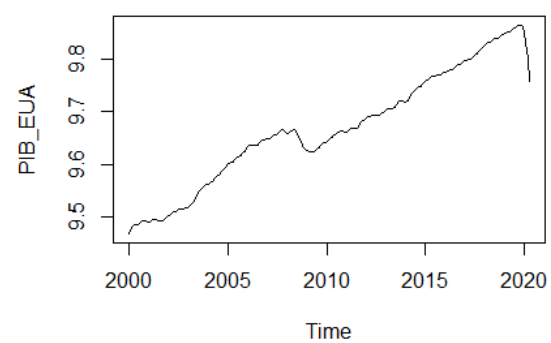
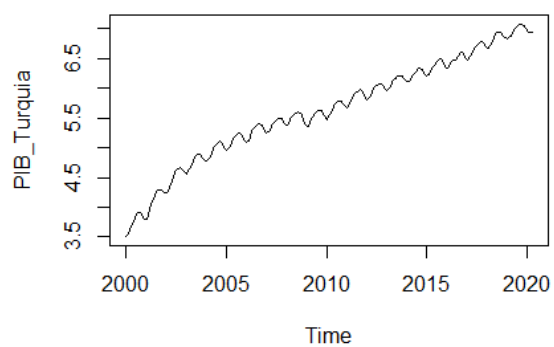
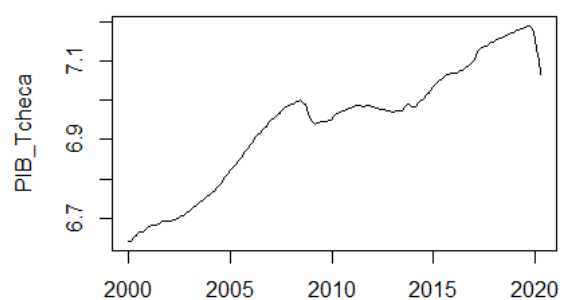
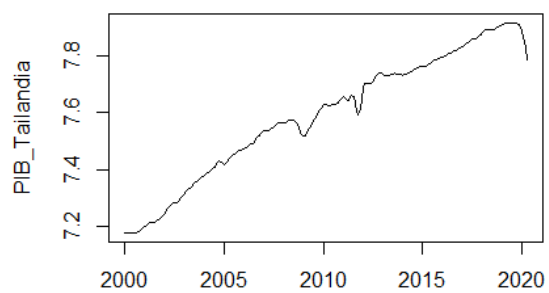
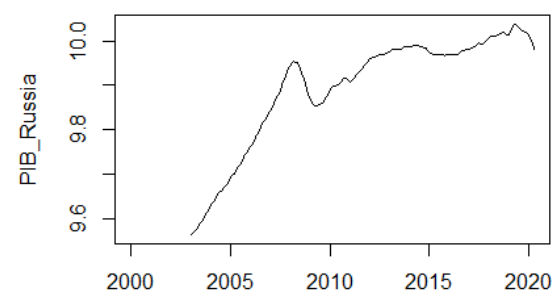
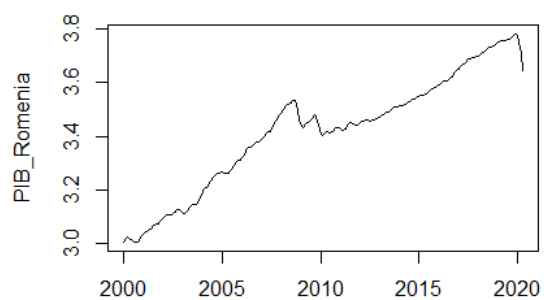
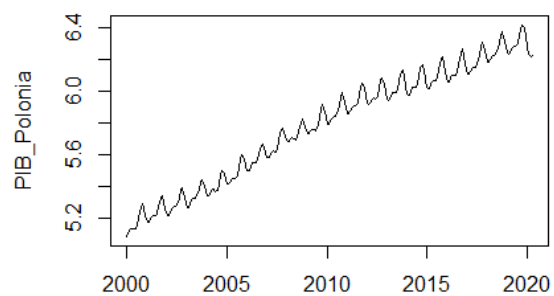
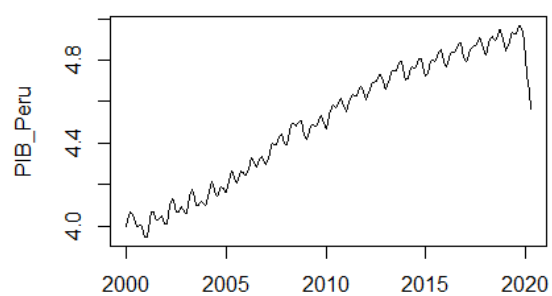




V. Gráficos da estimação mensal do PIB

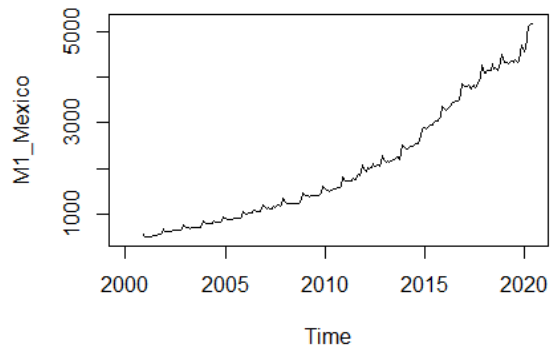
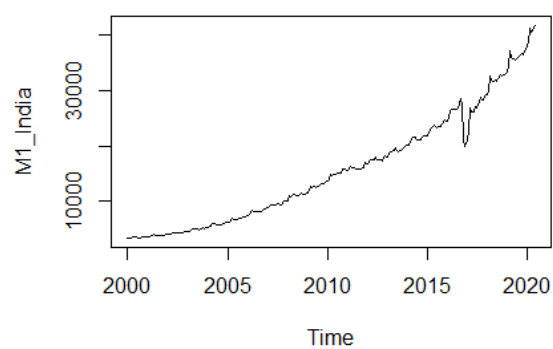
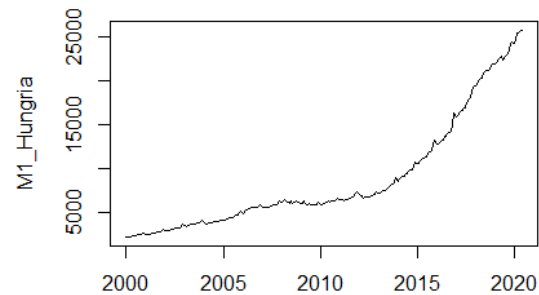
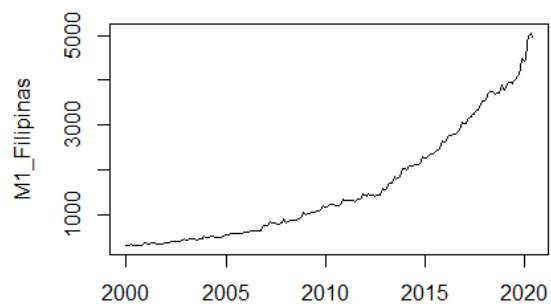
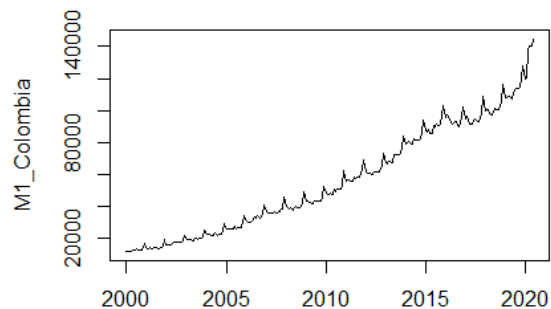
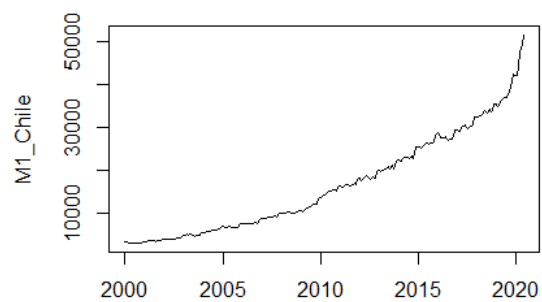
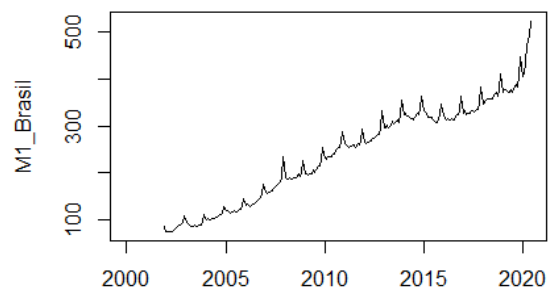
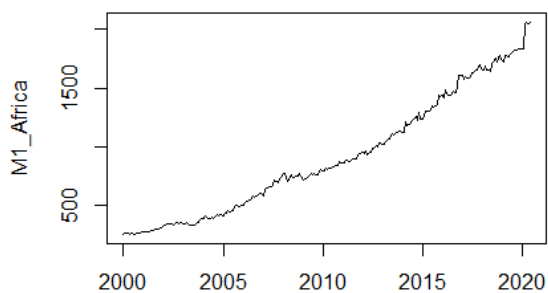
Os gráficos abaixo são referentes às estimações mensais das séries temporais trimestrais do PIB real de cada país emergente e dos E.U.A.

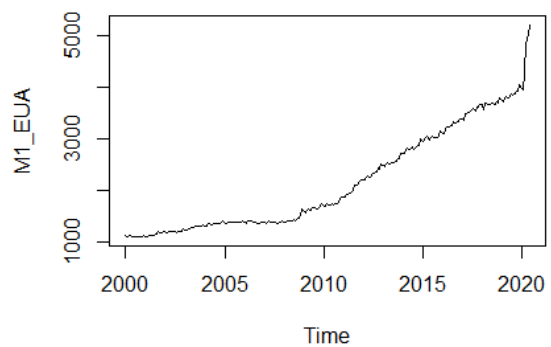
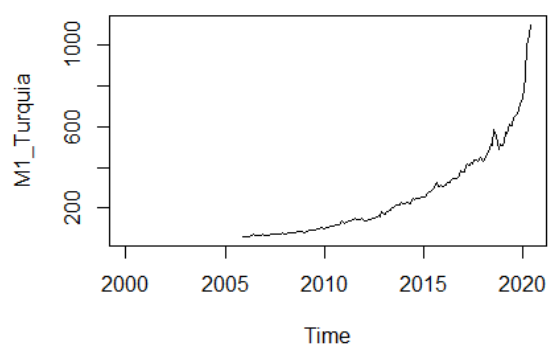
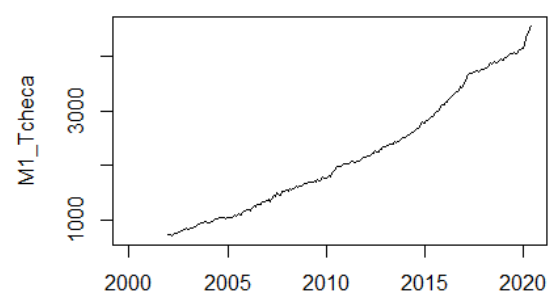
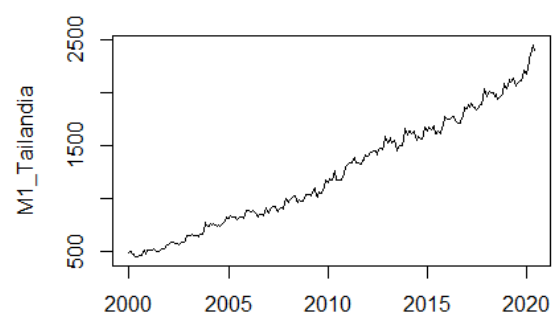
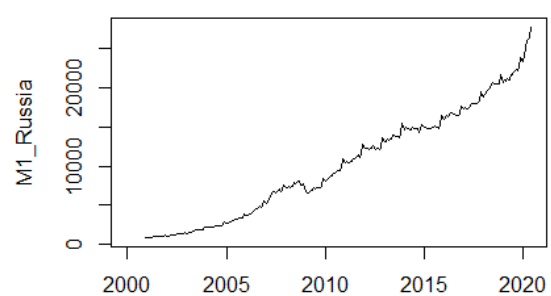
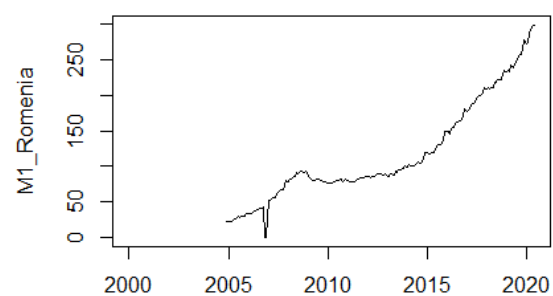
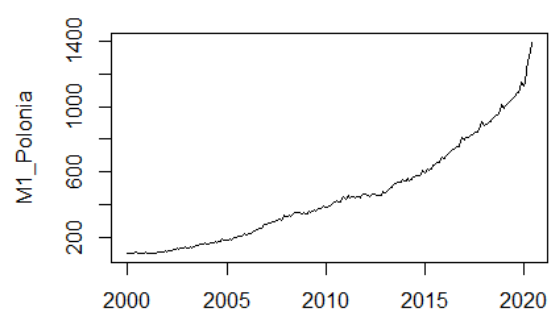
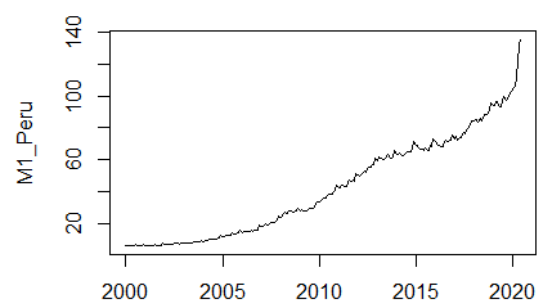




VI. Gráficos da demanda por moeda (M1)

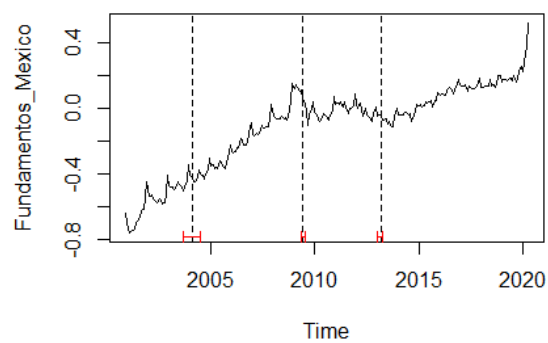
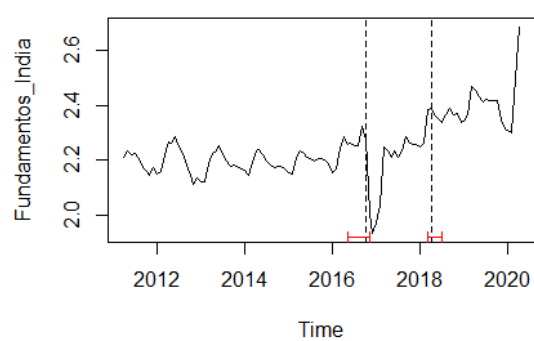
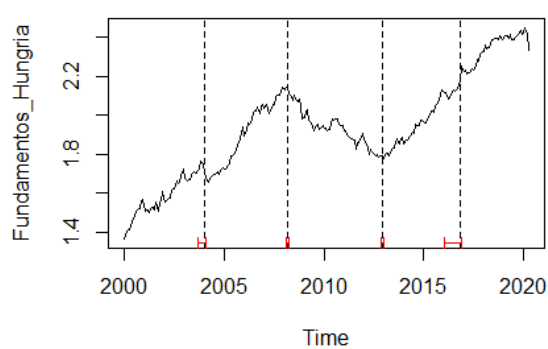
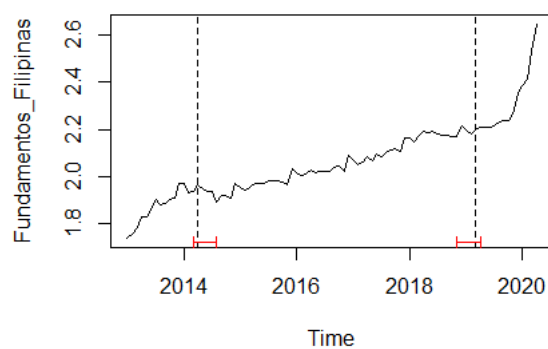
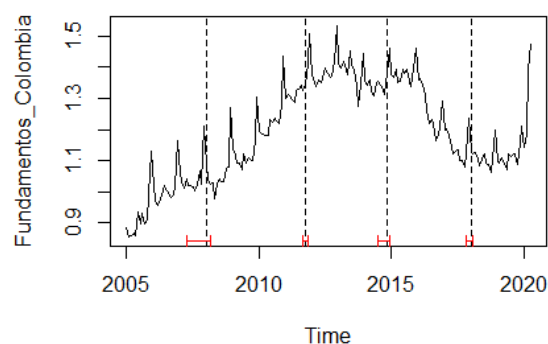
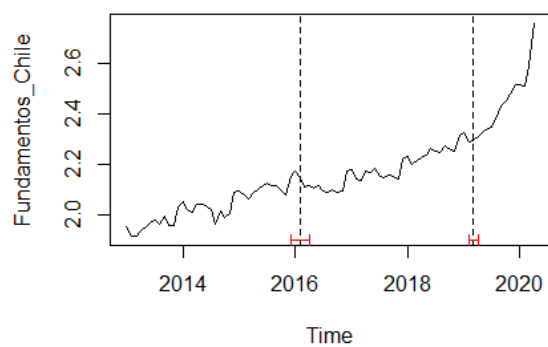
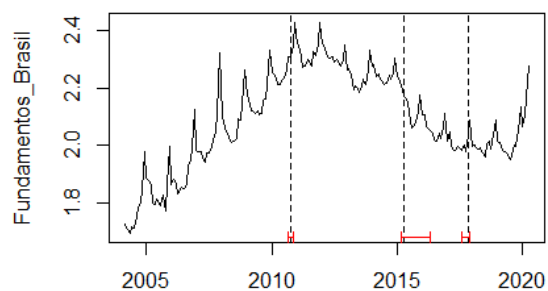
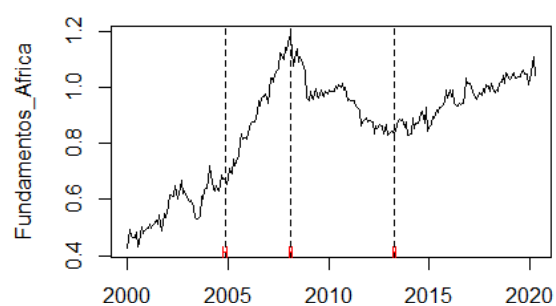
Os gráficos abaixo são referentes às séries temporais mensais do M1 (em bilhões) de cada país emergente e dos E.U.A.

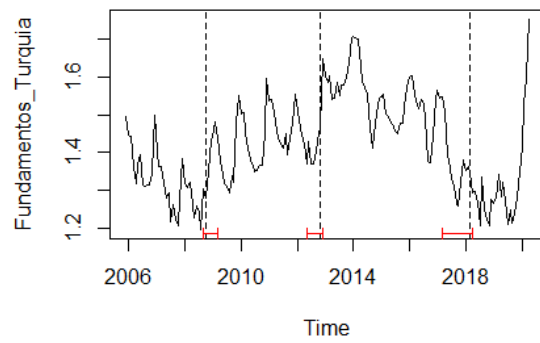
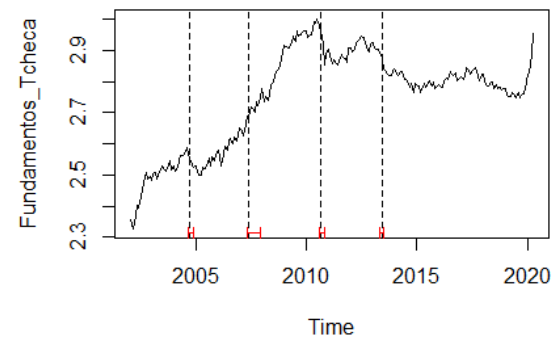
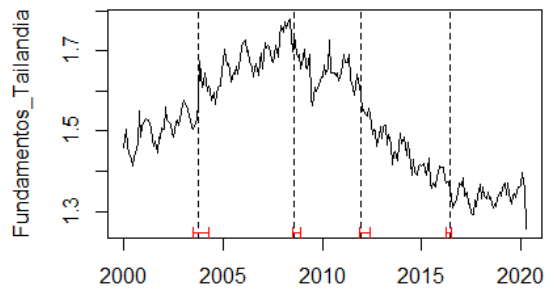
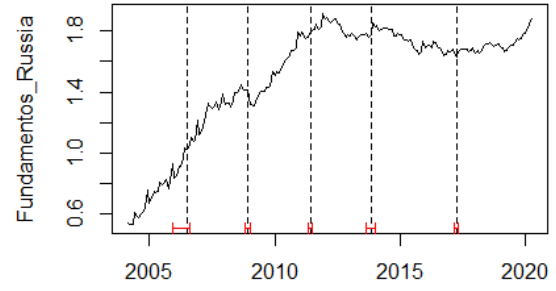
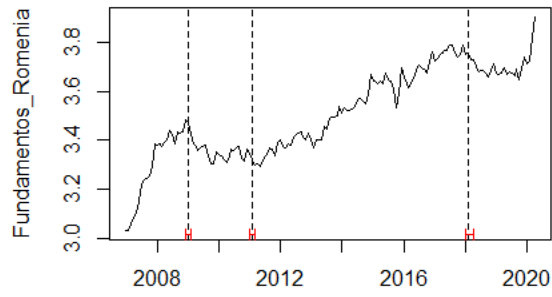
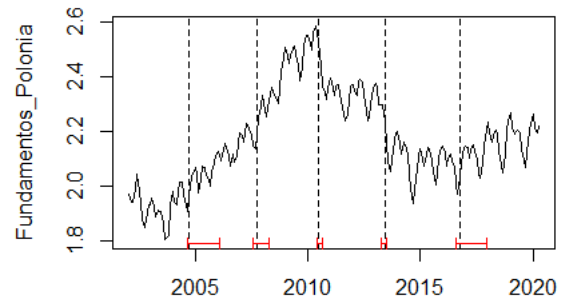
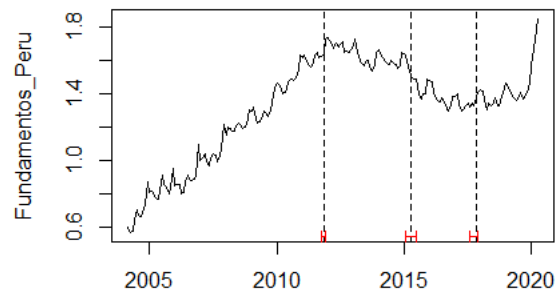




VII. Gráficos das quebras estruturais dos fundamentos monetários

Os gráficos abaixo representam os fundamentos monetários em termos logarítmicos e as suas respectivas quebras estruturais para cada país emergente frente aos E.U.A.





Anexos

I. Códigos no R

Spline Cúbico

```
library(zoo)
Log_PIB$quarter = as.yearqtr(Log_PIB$Trimestre, format="%Yq%q")
Log_PIB$qvar = as.Date(Log_PIB$quarter)
monthly = seq(Log_PIB$qvar[1], tail(Log_PIB$qvar,1), by="month")
PIB_EUA = Log_PIB[c("qvar", "EUA")]
PIB_Mensal_EUA = data.frame(qvar=monthly, PIB_Mensal_EUA=spline(PIB_EUA,
method="fmm", xout=monthly)$y)
Log_PIB_Mensal_EUA = merge(PIB_EUA, PIB_Mensal_EUA, by="qvar", all=TRUE)
```

Teste de Estacionariedade ADF e de PP

```
library(tseries)
library(urca)
y <- diff(Log_SPOT$Brasil, lag=3)
y_Brasil <- ts(y, start=c(2000,1), frequency=12)
plot(y_Brasil)
y_Brasil_none <- ur.df(y_Brasil, type="none", selectlags="AIC")
summary(y_Brasil_none)
y_Brasil_constant <- ur.pp(y_Brasil, type="Z-tau", model="constant", lags="short")
summary(y_Brasil_constant)
```

Teste de Quebras Estruturais de Bai-Perron

```
library(zoo)
library("strucchange")
library(tseries)
```

```

plot(Log_SPOT$Data, Log_SPOT$Brasil, type="l", col="blue", xlab="Data", ylab =
"SPOT Brasil")
SPOT_Brasil <- c(Log_SPOT$Brasil)
SPOT_Brasil <- ts(SPOT_Brasil, start=c(2000,1), end=c(2020,4), frequency=12)
SPOT_Brasil_BP <- breakpoints(SPOT_Brasil~Log_SPOT$Data)
ci_BP <- confint(SPOT_Brasil_BP)
breakdates(ci_BP)
ci_BP
plot(SPOT_Brasil)
lines(ci_BP)
F_SPOT_Brasil <- Fstats(SPOT_Brasil~Log_SPOT$Data)
plot(F_SPOT_Brasil)
Res_BP <- efp(SPOT_Brasil ~breakfactor(SPOT_Brasil_BP), type="OLS-CUSUM")
plot(Res_BP)

```

Regressão OLS de Fama (1984)

```

library(zoo)
library(tseries)
library(lmtest)
library(sandwich)
library(stargazer)
library(moments)
y_Turquia <- diff(Log_SPOT$Turquia, lag=3)
y_OLS_Turquia <- ts(y_Turquia, start=c(2000,1), end=c(2020,4), frequency=12)
plot(y_OLS_Turquia)
DF_SPOT <- data.frame(Log_SPOT$Turquia)
Log_SPOT_DF_Turquia <- DF_SPOT[c(-242:-244),]
Log_SPOT_Turquia <- ts(Log_SPOT_DF_Turquia, start=c(2000,1), end=c(2020,4),
frequency=12)
plot(Log_SPOT_Turquia)
DF_Forward <- data.frame(Log_Forward_3M$Turquia)
Log_Forward_DF_Turquia <- DF_Forward[c(-242:-244),]
Log_Forward_3M_Turquia <- ts(Log_Forward_DF_Turquia, start=c(2000,1),
end=c(2020,4), frequency=12)
plot(Log_Forward_3M_Turquia)

```

```

x_Turquia <- Log_Forward_3M_Turquia - Log_SPOT_Turquia
OLS_Turquia <- lm(y_OLS_Turquia ~ x_Turquia)
summary(OLS_Turquia)
stargazer(OLS_Turquia, coeftest(OLS_Turquia,vcov. = NeweyWest (OLS_Filipinas,
adjust = T, prewhite = F)), type="text")
bptest(formula(OLS_Turquia),studentize = F)
bptest(formula(OLS_Turquia),studentize = T)
dwtest(OLS_Turquia)
jarque.test(OLS_Turquia$residuals)
linearHypothesis(OLS_Turquia, c("(Intercept)=0", "x_Turquia=1"))
regTermTest(OLS_Turquia, test.terms = "x_Turquia", null=1, method=c("Wald"))

```

Persistência dos Fundamentos Monetários

```

library(stats)
library(sandwich)
library(MSwM)
library(stargazer)
library(lmtest)
M1_Africa <- as.ts(Log_M1[, "Africa"], end=c(2020,4))
M1_EUA <- as.ts(Log_M1[, "EUA"], end=c(2020,4))
PIB_Africa <- as.ts(Log_PIB_Mensal[, "Africa"], end=c(2020,4))
PIB_EUA <- as.ts(Log_PIB_Mensal[, "EUA"], end=c(2020,4))
Fundamentos <- as.ts(M1_Africa - M1_EUA - (PIB_Africa - PIB_EUA))
Fundamentos1 <- array(Fundamentos, dim=c(244,1,1))
AR <- arima(Fundamentos1,order=c(1,0,0))
ar_ols=ar.ols(Fundamentos1,order.max=1, demean=FALSE, intercept = TRUE)
DF_Fundamentos <- data.frame(Fundamentos)
Fundamentos_level <- DF_Fundamentos[c(-1),]
Fundamentos_lags <- lag(Fundamentos,1)
DF_lags <- data.frame(Fundamentos_lags)
Fundamentos1_lag <- DF_lags[c(-244),]
armod <- lm(Fundamentos_level~Fundamentos1_lag-1)
stargazer(armod, coeftest(armod,vcov. = NeweyWest(armod,adjust = T, prewhite =
F)), type="text")
armod <- lm(Fundamentos_level~Fundamentos1_lag)

```

```
stargazer(armod, coeftest(armod,vcov. = NeweyWest(armod,adjust = T, prewhite =
F)), type="text")
mod_MswM = msmFit(armod, k=2, sw=c(TRUE, TRUE, TRUE))
summary(mod_MswM)
```

Regressão Dinâmica Markoviana e Probabilidades de Transição

```
library(MSwM)
mod_MswM = msmFit(OLS_Turquia, k=2, sw=rep(TRUE, 4),p=1)
summary(mod_MswM)
plotProb(mod_MswM,which=1)
plotProb(mod_MswM,which=2)
plotReg(mod_MswM, expl="x_Turquia")
```

Simulação do β com o Algoritmo de Aprendizado, considerando-se 1 estado – Metodologia de Chakraborty e Evans (2008)

```
n=1000;
tsample=360;
burn=20000;
bvec=zeros(n,1);
betavec=zeros(n,1);
beta2vec=zeros(n,1);
tstatvec=zeros(n,1);
tstat2vec=zeros(n,1);
xvec=zeros(tsample,1);
yvec=zeros(tsample,1);
dxvec=zeros(tsample,1);
dyvec=zeros(tsample,1);
theta=0.88;
ro=0.99;
gamma=0.01;
bre=ro/(1-ro*theta);
matbigsre=1/(1-ro^2);
bsdtheory=(gamma*(1-ro^2)/(2*(1-ro*theta)^3))^0.5;
for ii=1:n
```

```

blag=bre+bsdtheory*randn(1,1);
vlag=(matbig sre^0.5)*randn(1,1);
matbigslag=matbig sre;
sforlag=bre*vlag;
slag=theta*sforlag+vlag;
xlag=sforlag-slag;
bre=ro/(1-ro*theta);
for ii=1:n
    blag=bre;
    vlag=1;
    matbigslag=1;
    sforlag=bre*vlag;
    slag=theta*sforlag+vlag;
    xlag=sforlag-slag;
    for jj=1:burn
        e=randn(1,1);
        v0=(ro*vlag)+(1*e);
        sfor=blag*v0;
        s0=theta*sfor+v0;
        b0=blag+gamma*vlag*(1/matbigslag)*(s0-blag*vlag);
        matbig s0=matbigslag+gamma*(v0^2-matbigslag);
        vlag=v0;
        blag=b0;
        slag=s0;
        matbigslag=matbig s0;
    end;
for t=1:tsample
    e=randn(1,1);
    v0=(ro*vlag)+(1*e);
    sfor=blag*v0;
    s0=theta*sfor+v0;
    b0=blag+gamma*vlag*(1/matbigslag)*(s0-blag*vlag);
    matbig s0=matbigslag+gamma*(v0^2-matbigslag);
    x=sfor-s0;
    y=s0-slag;
    xvec(t)=xlag;

```

```

yvec(t)=y;
vlag=v0;
blag=b0;
slag=s0;
matbigslag=matbig0;
sforlag=sfor;
xlag=x;
end;
beta=inv(xvec'*xvec)*(xvec'*yvec);
betavec(ii)=beta;
bvec(ii)=b0;
ee=yvec-beta*xvec;
se=((ee'*ee)/(tsample-1))^0.5;
seb=se/(xvec'*xvec)^0.5;
tstat=(beta-1)/seb;
tstatvec(ii)=tstat;
dxvec=xvec-mean(xvec);
dyvec=yvec-mean(yvec);
beta2=inv(dxvec'*dxvec)*(dxvec'*dyvec);
betavec2(ii)=beta2;
ee2=dyvec-beta2*dxvec;
se2=((ee2'*ee2)/(tsample-1))^0.5;
seb2=se2/(dxvec'*dxvec)^0.5;
tstat2=(beta2-1)/seb2;
tstatvec2(ii)=tstat2;
end;
median(betavec)
median(betavec2)
median(tstatvec)
median(tstatvec2)

```