



UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO DE JANEIRO
CENTRO DE CIÊNCIAS JURÍDICAS E ECONÔMICAS
FACULDADE DE ADMINISTRAÇÃO E CIÊNCIAS CONTÁBEIS
DEPARTAMENTO DE ADMINISTRAÇÃO

Bárbara Rocha Gonzaga

RETORNOS ACIONÁRIOS E CHOQUES MACROECONÔMICOS NOS PAÍSES
EMERGENTES: UMA ANÁLISE BASEADA NO MODELO SVAR

Rio de Janeiro

2022

Bárbara Rocha Gonzaga

RETORNOS ACIONÁRIOS E CHOQUES MACROECONÔMICOS NOS PAÍSES
EMERGENTES: UMA ANÁLISE BASEADA NO MODELO SVAR

Trabalho de Conclusão de Curso apresentado à Faculdade de Ciências Contábeis e Administração da Universidade Federal do Rio de Janeiro, como parte dos requisitos necessários à obtenção do grau de Bacharel em Administração.

Orientador: Prof. Dr. Carlos Cesar Trucios Maza

Rio de Janeiro

2022

CIP - CATALOGAÇÃO NA PUBLICAÇÃO

GG642r Gonzaga, Bárbara Rocha
Retornos acionários e choques macroeconômicos nos países emergentes: uma análise baseada no modelo SVAR / Bárbara Rocha Gonzaga. -- Rio de Janeiro, 2022.
70 f.

Orientador: Carlos Cesar Trucios Maza.
Trabalho de conclusão de curso (graduação) - Universidade Federal do Rio de Janeiro, Faculdade de Administração e Ciências Contábeis, Bacharel em Administração, 2022.

1. Retornos acionários. 2. Choques macroeconômicos. 3. Países emergentes. 4. SVAR. I. Maza, Carlos Cesar Trucios, orient. II. Título.

Bárbara Rocha Gonzaga

RETORNOS ACIONÁRIOS E CHOQUES MACROECONÔMICOS NOS PAÍSES
EMERGENTES: UMA ANÁLISE BASEADA NO MODELO SVAR

Trabalho de Conclusão de Curso apresentado à Faculdade de Ciências Contábeis e Administração da Universidade Federal do Rio de Janeiro, como parte dos requisitos necessários à obtenção do grau de Bacharel em Administração.

Rio de Janeiro, 19 de Março de 2022.

Prof. Dr. Carlos Cesar Trucios Maza - Orientador
Universidade Federal do Rio de Janeiro (UFRJ)

Prof^a. Dr^a. Cristina Pimenta De Mello Spinetti Luz (Leitora)
Universidade Federal do Rio de Janeiro (UFRJ)

AGRADECIMENTOS

Agradeço ao meu orientador, Carlos Cesar Trucios Maza, 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 monografia.

Agradeço também a professora leitora, Cristina Pimenta De Mello Spinetti Luz, pelas sugestões e correções propostas que contribuíram para o aperfeiçoamento do presente trabalho.

Aproveito para estender os meus agradecimentos aos demais professores da graduação da FACC por todo conhecimento transmitido e que, direta ou indiretamente, contribuíram para a minha formação.

Agradeço ao meu marido, Esaú Oliveira dos Santos, por ser o meu maior incentivador, pela paciência e suporte demandados durante o período de realização desta minha segunda graduação.

RESUMO

A relação entre o mercado acionário e as variáveis macroeconômicas é tema alvo de muita pesquisa ativa no contexto das economias abertas. Porém, como a maioria dos estudos empíricos se concentra nos mercados desenvolvidos, ainda há algumas lacunas a serem preenchidas acerca dessa temática para os mercados emergentes. Sendo assim, o objetivo principal deste trabalho é investigar se os choques macroeconômicos conseguem explicar, significativamente, os retornos acionários dos países emergentes. Para isso, foi utilizado o modelo SVAR não-Gaussiano proposto por Lanne, Meitz e Saikkonen (2017) e duas metodologias de identificação foram usadas e comparadas: as restrições propostas por Chatziantoniou, Duffy e Filis (2013) e a decomposição de Cholesky.

Palavras-chave: Retornos Acionários; Choques macroeconômicos; SVAR.

ABSTRACT

The relationship between the stock market and macroeconomic fundamentals is the subject of much active research in the context of open economies. However, as most empirical studies focus on the developed markets, there are still some gaps to be filled on this issue for emerging markets. Therefore, the main objective of this work is to investigate whether macroeconomic shocks can significantly explain stock returns in emerging markets. For this, the non-Gaussian SVAR model proposed by Lanne, Meitz and Saikkonen (2017) and two identification methodologies were used and compared: the restrictions proposed by Chatziantoni, Duffy and Filis (2013), and the Cholesky decomposition.

Keywords: Stocks returns; Macroeconomic shocks; SVAR.

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Descrição dos Dados.....	19
Tabela 2 - Teste de Correlação das Variáveis Macroeconômicas.....	21
Tabela 3 - Testes de Estacionariedade.....	24
Tabela 4 - Testes de Normalidade.....	26
Tabela 5 - Quantidade de <i>lags</i> ótima do VAR reduzido.....	28
Tabela 6 - Testes de Normalidade do Modelo VAR(p) reduzido.....	30
Tabela 7 - Teste ARCH do Modelo VAR(p) reduzido.....	30
Tabela 8 - Coeficientes Contemporâneos do SVAR(p) restrito.....	31
Tabela 8.1 - Coeficientes Contemporâneos do SVAR(p) restrito.....	32
Tabela 9 - Coeficientes Contemporâneos Padronizados do SVAR(p) restrito.....	33
Tabela 9.1 - Coeficientes Contemporâneos Padronizados do SVAR(p) restrito.....	35
Tabela 10 - Coeficientes Contemporâneos do SVAR(p) - Cholesky.....	37
Tabela 10.1 - Coeficientes Contemporâneos do SVAR(p) - Cholesky.....	38
Tabela 11 - Coeficientes Contemporâneos Padronizados do SVAR(p) - Cholesky.....	40
Tabela 11.1 - Coeficientes Contemporâneos Padronizados do SVAR(p) - Cholesky.....	42
Tabela A.1 - Índices Acionários.....	50
Tabela A.2 - Características dos Índices Acionários.....	50
Tabela A.3 - Características das Variáveis Macroeconômicas.....	51

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	10
1.1	PROBLEMA DE PESQUISA.....	10
1.2	OBJETIVO PRINCIPAL	10
1.3	OBJETIVOS INTERMEDIÁRIOS	11
1.4	JUSTIFICATIVA DO ESTUDO.....	11
1.5	CONTRIBUIÇÕES DO ESTUDO	11
1.5.1	Teórica	11
1.5.2	Prática	12
1.6	LIMITAÇÕES DA PESQUISA	12
2	FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA	13
2.1	CHOQUES MACROECONÔMICOS E RETORNOS ACIONÁRIOS	13
2.2	METODOLOGIA: ARCABOUÇO TEÓRICO.....	15
3	METODOLOGIA	18
3.1	DESENHO DA PESQUISA	18
3.1.1	Quanto aos Fins	18
3.1.2	Quanto aos Meios	18
3.2	UNIVERSO E AMOSTRA	18
3.3	PROCEDIMENTOS E INSTRUMENTOS DE COLETAS DE DADOS.....	19
3.4	TRATAMENTO DOS DADOS	20
3.4.1	Teste de correlação entre as variáveis macroeconômicas	20
4	ANÁLISE E INTERPRETAÇÃO DOS RESULTADOS	24
4.1	ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS	24
4.2	ESTIMAÇÃO DO MODELO SVAR	27
4.2.1	SVAR não-Gaussiano	27
4.2.1.1	Brasil	44
4.2.1.2	Chile	44
4.2.1.3	Colômbia	45
4.2.1.4	Índia	45
4.2.1.5	México	46

4.2.1.6. Rússia	46
5 CONCLUSÕES	47
REFERÊNCIAS.....	48
Apêndice A – DESCRIÇÃO DETALHADA DOS DADOS COLETADOS.....	50
Apêndice B – GRÁFICOS DAS SÉRIES TEMPORAIS	53
Apêndice C – GRÁFICOS TESTE OLS-CUSUM	67
Apêndice D – DETALHES COMPUTACIONAIS.....	70

1 INTRODUÇÃO

A relação entre o mercado acionário e as variáveis macroeconômicas é tema alvo de muita pesquisa ativa no contexto das economias abertas.

Blanchard (1981) destacou que tanto a política monetária quanto a fiscal podem ter efeitos importantes nos retornos acionários. Nesse sentido, Chatziantoniou, Duffy e Filis (2013) demonstraram empiricamente que para os países desenvolvidos ambas as políticas influenciam o mercado acionário e que a interação entre elas é essencial para explicar a variação dos retornos acionários.

O propósito deste estudo é analisar a relação entre os retornos acionários e os choques macroeconômicos no contexto dos países emergentes. Para isso, estimou-se o modelo SVAR não-Gaussiano proposto por Lanne, Meitz e Saikkonen (2017), devido as características econométricas das variáveis envolvidas, e comparou-se os resultados de duas metodologias de identificação dos choques: as restrições propostas por Chatziantoniou, Duffy e Filis (2013) e a decomposição de Cholesky.

Esse trabalho possui a seguinte estrutura: o restante deste capítulo contém o problema de pesquisa abordado, assim como, os objetivos, justificativas, contribuições e limitações do estudo. O capítulo 2 traz o referencial teórico utilizado; em seguida, a metodologia utilizada é apresentada; no capítulo 4 são discutidos os resultados obtidos; e, por fim, no último capítulo, são apresentadas as conclusões e sugestões para trabalhos futuros.

1.1 PROBLEMA DE PESQUISA

Diante do exposto, foi elaborada a seguinte questão de pesquisa: os choques macroeconômicos conseguem explicar, significativamente, os retornos das ações dos países emergentes?

1.2 OBJETIVO PRINCIPAL

Portanto, a presente monografia tem como objetivo principal investigar se os choques macroeconômicos conseguem explicar, significativamente, os retornos das ações dos países emergentes.

1.3 OBJETIVOS INTERMEDIÁRIOS

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

- a) Identificar, através de revisão da literatura, os principais indicadores macroeconômicos que podem exercer influência sobre os retornos acionários;
- b) Explicar o modelo SVAR, explicitando a sua adequação ao alcance do objetivo principal deste estudo;
- c) Conduzir a análise para cada país da amostra, buscando identificar as suas peculiaridades econômicas;
- d) Analisar os impactos dos indicadores macroeconômicos globais e a nível país.

1.4 JUSTIFICATIVA DO ESTUDO

Na literatura já existem diversos estudos que visam analisar a influência dos choques macroeconômicos nos retornos acionários. Contudo, os resultados encontrados são mistos e podem variar de acordo com os objetivos traçados pelos pesquisadores, as escolhas metodológicas, modelo empírico, amostra e indicadores macroeconômicos selecionados.

Apesar de algumas pesquisas já terem sido desenvolvidas considerando-se o cenário macroeconômico dos países emergentes, até onde é do conhecimento desta autora, ainda não foi realizado um estudo abrangente acerca do impacto dos choques macroeconômicos nos retornos acionários destes países.

Adicionalmente, a partir de 2008, as potências emergentes começaram a ganhar bastante espaço no cenário econômico global, com isso, se tornou essencial o entendimento das suas perspectivas relacionadas a questões de impacto econômico global (STUENKEL, 2013).

1.5 CONTRIBUIÇÕES DO ESTUDO

1.5.1 Teórica

Esta monografia estende o trabalho de Chatziantoniou, Duffy e Filis (2013) ao aplicar o modelo empírico elaborado pelos autores no cenário macroeconômico dos países emergentes

e ao realizar uma análise comparativa acerca dos resultados encontrados pelos autores para os países desenvolvidos com os achados do presente estudo.

Sendo assim, contribui para o avanço da ciência no que tange o conhecimento empírico acerca da influência dos choques macroeconômicos nos retornos acionários dos mercados emergentes e acerca da relevância da interação entre as políticas fiscal e monetária desses países.

1.5.2 Prática

Os resultados encontrados nesta monografia podem ser do interesse de investidores e *traders*, ao fornecer uma análise abrangente das influências das variáveis macroeconômicas nos retornos acionários dos mercados emergentes e um estudo aprofundado a respeito dessas dinâmicas, contribuindo assim para uma melhor tomada de decisão.

Adicionalmente, apresenta resultados que podem ser do interesse dos formuladores de políticas econômicas (em inglês, *policymakers*) dos países emergentes abrangidos por este estudo pois, analisa conjuntamente os efeitos das políticas fiscal e monetária sobre o mercado acionário.

1.6 LIMITAÇÕES DA PESQUISA

As principais limitações dessa pesquisa referem-se tanto ao período em análise e a escolha da amostra quanto as escolhas metodológicas.

2 FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA

Neste capítulo são discutidos aspectos teóricos e estudos relacionados ao tema de investigação. Esta seção está dividida em duas partes: a primeira aborda algumas pesquisas publicadas acerca da influência dos choques macroeconômicos nos retornos acionários e, a segunda parte explica o modelo econométrico utilizado neste estudo, assim como, explicita a sua adequação ao alcance dos objetivos traçados.

2.1 CHOQUES MACROECONÔMICOS E RETORNOS ACIONÁRIOS

Choques podem ser definidos, basicamente, como os distúrbios estruturais em um sistema de equações simultâneas. Nesse sentido, choques macroeconômicos são flutuações nas séries temporais das variáveis macroeconômicas e que geram impactos econômicos. Dentre os choques macroeconômicos, pode-se citar: choques monetários, choques fiscais, choques cambiais, etc.

Em relação aos choques macroeconômicos, Ramey (2016, página 5) destaca que:

“(...) os choques devem ter as seguintes características: (1) devem ser exógenos em relação às demais variáveis endógenas do modelo; (2) não devem ser correlacionados com outros choques exógenos; caso contrário, não podemos identificar os efeitos causais únicos de um choque exógeno em relação a outro; e (3) devem representar movimentos imprevistos em variáveis exógenas ou notícias sobre movimentos futuros em variáveis exógenas. Com relação à condição (2), pode-se contrapor situações em que as políticas fiscal e monetária respondem a algum evento e argumentar que, portanto, os choques fiscal e monetário estariam correlacionados”. (traduzido pela autora)

Na literatura existem diversos estudos que encontraram evidências empíricas que suportam a ideia da existência de uma relação entre os choques macroeconômicos e os retornos acionários, no curto e/ou no longo prazo. Cabe destacar que essa relação pode variar bastante em sua magnitude e depende das escolhas metodológicas do pesquisador. Adicionalmente, a

direção da causalidade também pode variar de acordo com o país analisado e o lapso temporal, por exemplo.

Flannery e Protopapadakis (2002) aplicaram um modelo de heterocedasticidade condicional autoregressiva generalizada (GARCH) com o intuito de identificar o impacto dos choques macroeconômicos sobre os retornos acionários. Para isso, consideraram 17 séries macroeconômicas. Os resultados indicaram que seis delas são fortes candidatas a fatores de risco: (i) duas medidas de inflação (o IPC e o IPP¹) afetam os retornos acionários, (ii) três variáveis expressas em valores reais (balança comercial, taxa de emprego/desemprego e a quantidade de novos projetos de construção residencial) afetam a volatilidade condicional dos retornos e (iii) o agregado monetário (M1) afeta tanto os retornos quanto a volatilidade condicional.

Abugri (2008) aplicou um modelo de vetor autorregressivo (VAR) considerando-se quatro variáveis macroeconômicas a nível país (taxa de câmbio, taxa de juros, produção industrial, demanda por dinheiro - M1) e duas variáveis a nível global (índice MSCI e rendimento da conta do Tesouro dos EUA de 3 meses). Os resultados encontrados indicam que os fatores globais são consistentemente significativos na explicação dos retornos acionários para toda a amostra de mercados emergentes analisada (Argentina, Brasil, Chile e México), de forma que as variáveis a nível país impactaram esses mercados em significâncias e magnitudes variadas.

Chatziantoniou, Duffy e Filis (2013) aplicaram um modelo estrutural autorregressivo vetorial (em inglês: *Structural Vector Autoregressive - SVAR*) para investigar os efeitos de choques de política monetária e fiscal sobre os retornos acionários da Alemanha, Reino Unido e EUA. Para isso, utilizaram dados trimestrais para o período de Janeiro/1991 a Abril/2010 e consideraram as seguintes variáveis macroeconômicas: atividade econômica global, PIB, inflação, gastos do governo, oferta de moeda, taxas de juros e retornos acionários. Os resultados sugeriram que tanto a política fiscal quanto a monetária afetam o mercado acionário, direta ou indiretamente.

Kang e Ratti (2013) investigaram a relação entre os choques estruturais do petróleo, a incerteza político-econômica e os retornos acionários através de um modelo SVAR. Os resultados indicam que os choques estruturais nos preços do petróleo exercem influência de

¹ IPC = Índice de Preços ao Consumidor. IPP = Índice de Preços ao Produtor.

longo prazo na incerteza político-econômica e, conseqüentemente, por meio dessa variável influenciam os retornos acionários.

Inci e Lee (2014) descobriram que os movimentos defasados da taxa de câmbio têm um impacto nos retornos acionários para a maioria dos países e setores da indústria considerados no estudo. Eles também encontraram evidências significativas de causalidade da taxa de câmbio para os retornos acionários e causalidade reversa, ou seja, dos retornos acionários para a taxa de câmbio. Os resultados alcançados sugerem que a relação dinâmica entre as variações cambiais e os retornos das ações é variável no tempo e sensível ao ciclo de negócios.

Yang et al. (2018) aplicaram um modelo SVAR com três variáveis: inflação, crescimento do PIB e retornos acionários para analisar o impacto dos choques macroeconômicos no mercado acionário da Coréia do Sul e um modelo com cinco variáveis, com as mesmas variáveis do modelo anterior acrescentando a variável de taxa de câmbio e de taxa de juros. Os resultados indicaram que: (i) os choques de demanda apresentam efeitos de curto-prazo positivos sobre os retornos acionários, mas esses efeitos tendem a desaparecer no longo-prazo; (ii) os choques de oferta, por outro lado, têm efeitos negativos sobre os retornos acionários no curto-prazo, mas esses efeitos tornam-se positivos a longo prazo; (iii) os choques de prêmio de risco têm uma relação negativa com a inflação e uma relação fortemente positiva com o crescimento real do PIB.

No presente estudo é analisado se os choques macroeconômicos podem explicar os retornos acionários. Porém, outros estudos analisam justamente o inverso dessa relação e encontraram evidências de que os retornos acionários podem ser usados para prever variações nos indicadores macroeconômicos.

2.2 METODOLOGIA: ARCABOUÇO TEÓRICO

Blanchard e Quah (1989) introduziu o modelo SVAR como uma ferramenta de análise entre o mercado acionário e os choques macroeconômicos. Desde então foram propostos na literatura diversos métodos estatísticos para estimar os modelos SVAR, que basicamente podem ser subdivididos em duas categorias: (i) métodos baseados em teoria que implementam restrições econômicas a priori e (ii) métodos baseados nas características específicas da série temporal, podendo considerar a suposição de heterocedasticidade dos choques estruturais ou na

não-normalidade dos componentes independentes. Sendo assim, o primeiro desafio é identificar o método estatístico mais adequado para o alcance dos objetivos propostos por esta monografia.

Dada a verificação da distribuição não-Gaussiana² dos retornos acionários, a estimação do modelo SVAR seguiu o proposto por Lanne, Meitz e Saikkonen (2017), que é baseado na suposição de não-normalidade dos termos de erros estruturais e é estimado através do método de máxima verossimilhança assumindo uma distribuição t de Student.

O modelo SVAR de ordem p segue a seguinte fórmula geral:

$$A_0 y_t = c_0 + \sum_{i=1}^p A_i y_{t-i} + \varepsilon_t$$

Onde, A_0 representa a matriz $K \times K$, y_t é um vetor $K \times 1$ de variáveis endógenas, ou seja, no presente estudo $K=7$ e $y_t = [MSCI_t; PIB_t; IPC_t; GOV_t; M1_t; TxJ_t; Rt_t]$,³ A_i são matrizes $K \times K$ de coeficientes autorregressivos e ε_t é um vetor $K \times 1$ de distúrbios estruturais, assumindo-se ter covariância zero.

Para obter a forma reduzida do modelo estrutural acima, multiplica-se ambos os lados da equação por A_0^{-1} , da seguinte forma:

$$y_t = a_0 + \sum_{i=1}^p B_i y_{t-i} + e_t$$

Onde, $a_0 = A_0^{-1}c_0$, $B_i = A_0^{-1}A_i$ e $e_t = A_0^{-1}\varepsilon_t$.

Para a correta estimação do modelo SVAR é importante que as restrições estejam bem definidas. Sendo assim, este estudo realiza a comparação de duas metodologias de identificação: as restrições propostas por Chatziantoniou, Duffy e Filis (2013)⁴ e a decomposição de Cholesky.

² Ou seja, distribuição não-normal.

³ Onde MSCI se refere ao índice MSCI Global, o PIB se refere a variável do PIB Real, o IPC se refere a variável de inflação, GOV se refere a variável de gastos do governo, M1 se refere a variável de oferta de moeda, TxJ se refere a variável de taxa de juros e Rt se refere aos retornos acionários.

⁴ Para mais detalhes acerca das restrições do modelo empírico, recomenda-se a leitura do artigo de Chatziantoniou, Duffy e Filis (2013).

As restrições estipuladas por Chatziantoniou, Duffy e Filis (2013) são as seguintes:

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t}^{CDG} \\ \varepsilon_{2,t}^{CR} \\ \varepsilon_{3,t}^{CP} \\ \varepsilon_{4,t}^{CGG} \\ \varepsilon_{5,t}^{COM} \\ \varepsilon_{6,t}^{CTxJ} \\ \varepsilon_{7,t}^{CMA} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & a_{22} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & a_{42} & a_{43} & a_{44} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & a_{52} & a_{53} & a_{54} & a_{55} & 0 & 0 \\ a_{61} & 0 & 0 & a_{64} & a_{65} & a_{66} & a_{67} \\ a_{71} & a_{72} & a_{73} & a_{74} & a_{75} & a_{76} & a_{77} \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} e_{1,t}^{MSCI} \\ e_{2,t}^{PIB} \\ e_{3,t}^{IPC} \\ e_{4,t}^{GOV} \\ e_{5,t}^{M1} \\ e_{6,t}^{TxJ} \\ e_{7,t}^{Rt} \end{bmatrix}$$

Onde, “CDG” representa os choques de demanda global, “CR” representa os choques de renda, “CP” representa os choques de preços, “CGG” representa os choques de gastos do governo, “COM” representa os choques de oferta de moeda, “CTxJ” representa os choques de taxas de juros e “CMA” representa os choques do mercado acionário.

3 METODOLOGIA

Este capítulo informa sobre as diversas decisões acerca de como este estudo foi realizado. Está dividido em quatro 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, o tratamento dos dados é abordado, assim como, é conduzido um teste de correlação das variáveis macroeconômicas consideradas neste estudo.

3.1 DESENHO DA PESQUISA

3.1.1 Quanto aos Fins

Este estudo se configura como uma pesquisa aplicada, pois se volta a resolver problemas concretos. O processo de pesquisa empregado, por sua vez, pode ser classificado como sendo descritivo, expondo então as características de determinado fenômeno e, explicativo, pois identifica os fatores determinantes e contributivos ao desencadeamento do fenômeno alvo deste estudo (VERGARA, 2016).

3.1.2 Quanto aos Meios

Este estudo pode ser classificado como sendo bibliográfico, posto que utiliza materiais publicados em artigos acadêmicos publicados em revistas internacionais classificados nos estratos mais elevados da CAPES/Qualis e, documental, pois explora os recursos de documentos disponíveis em órgãos públicos e privados, principalmente, no que se refere a coleta de dados para as modelagens econométricas (VERGARA, 2016).

3.2 UNIVERSO E AMOSTRA

Conforme mencionado no primeiro capítulo desta monografia, o presente estudo possui como objetivo principal investigar se os choques macroeconômicos conseguem explicar, significativamente, os retornos das ações dos países emergentes.

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 universo 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.

A amostra considerada para este estudo é composta pelos seguintes países: Brasil, Chile, Colômbia, Índia, México e Rússia.

3.3 PROCEDIMENTOS E INSTRUMENTOS DE COLETAS DE DADOS

Os dados foram coletados, conforme descrito abaixo:

- Pesquisa bibliográfica: realizou-se uma vasta revisão da literatura que, direta ou indiretamente, trata dos assuntos pertinentes ao presente estudo. Para isso, foram consultadas as bases da Elsevier, JSTOR e Web of Science, onde empregou-se os seguintes descritivos: “MS-SVAR” e “Stocks returns”; “Macroeconomics shocks” e “Stocks returns”; “Emerging markets” e “Stocks returns”.

- Pesquisa documental: esse estudo utiliza valores mensais para os indicadores macroeconômicos e índices de retornos acionários. Esses dados foram coletados na base da Eikon/Thomson Reuters através do *add-in* Datastream. No Apêndice A há mais informações a respeito dos dados coletados.

O período de coleta de dados contemplou o período de início da disponibilização destes até Julho/2021. Porém, o lapso temporal dos dados varia de acordo com a variável e o país. A Tabela 1 reporta o período analisado para cada país da amostra e a quantidade de observações consideradas.

Tabela 1 – Descrição dos Dados

País	Data Início	Data Fim	Qtde. Observações
Brasil	Dezembro/2001	Julho/2021	235
Chile	Janeiro/2013	Julho/2021	102
Colômbia	Janeiro/2008	Julho/2021	162
Índia	Abril/2011	Setembro/2020	113

México	Setembro/2005	Julho/2021	190
Rússia	Janeiro/2003	Janeiro/2020	204

Fonte: Elaborado pela Autora.

3.4 TRATAMENTO DOS DADOS

Os dados coletados foram tratados através de modelagens econométricas. As estimações foram realizadas no software livre R (R CORE TEAM, 2021). Os pacotes utilizados e os detalhes computacionais podem ser conferidos no Apêndice D desta monografia.

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 Teste de correlação entre as variáveis macroeconômicas

Inicialmente, selecionou-se e coletou-se dados referentes as variáveis macroeconômicas que são utilizadas neste estudo, tanto a nível global quanto a nível país. Utilizou-se o índice MSCI como medida para a atividade econômica global e para cada país da amostra deste estudo coletou-se dados referentes a: taxa de câmbio, taxa de juros, oferta de moeda (M1), produto interno bruto (PIB), gastos do governo e índice de preços ao consumidor (inflação). Todas as variáveis coletadas estão expressas em valores reais e ajustados sazonalmente⁵.

Ressalta-se que para a realização dos testes econométricos foi realizada a transformação logarítmica das séries temporais pois, além de ser comum na literatura quando tratamos de dados econômicos, essa transformação contribui para a suavização da variância e estabilização do padrão sazonal. No Apêndice B, apresentam-se graficamente as séries temporais.

Posteriormente, realizou-se o teste de correlação de Pearson, com o intuito de realizar uma análise preliminar quanto ao grau de relacionamento linear entre as variáveis, no que diz respeito a intensidade e direção. Os resultados são reportados na Tabela 2.

⁵ Para alguns dados não foi possível a coleta de dados expressos em termos reais. Sendo assim, foi necessário a transformação desses dados para adequação. O ajuste sazonal se refere a remoção dos componentes sazonais, isto é, das oscilações/flutuações periódicas de uma série temporal. Para maiores detalhes ir para o Apêndice A.

Tabela 2 - Teste de Correlação das Variáveis Macroeconômicas

País	Variáveis	MSCI	PIB	IPC	Gastos Governo	M1	Tx. Juros	Stock Index
Brasil	MSCI	1.0000	-	-	-	-	-	-
	PIB	0.7076***	1.0000	-	-	-	-	-
	IPC	0.8752***	0.8639***	1.0000	-	-	-	-
	G.Governo	0.6887***	0.9865***	0.8680***	1.0000	-	-	-
	M1	-0.0357	0.4789***	0.0201	0.4427***	1.0000	-	-
	Tx. Juros	-0.7426***	-0.6641***	-0.7531***	-0.5929***	-0.1143	1.0000	-
	Stock Index	0.8006***	0.8635***	0.8386***	0.8382***	0.4197***	-0.7947***	1.0000
Chile	MSCI	1.0000	-	-	-	-	-	-
	PIB	0.8060***	1.0000	-	-	-	-	-
	IPC	0.8977***	0.7600***	1.0000	-	-	-	-
	G.Governo	0.8339***	0.8946***	0.9168***	1.0000	-	-	-
	M1	0.8088***	0.5499***	0.6435***	0.5522***	1.0000	-	-
	Tx. Juros	-0.8146***	-0.4300***	-0.7981***	-0.5919***	-0.8567***	1.0000	-
	Stock Index	0.4493***	0.6778***	0.4636***	0.6729***	0.1984*	-0.0736	1.0000
Colômbia	MSCI	1.0000	-	-	-	-	-	-
	PIB	0.8839***	1.0000	-	-	-	-	-
	IPC	0.8993***	0.9206***	1.0000	-	-	-	-
	G.Governo	0.9235***	0.9494***	0.9761***	1.0000	-	-	-
	M1	0.1316	0.1971*	-0.0427	0.1231	1.0000	-	-
	Tx. Juros	-0.4667***	-0.4046***	-0.4017***	-0.4976***	-0.5122***	1.0000	-
	Stock Index	0.1157	0.2943***	0.0923	0.1710	0.7213***	-0.4323***	1.0000
Índia	MSCI	1.0000	-	-	-	-	-	-
	PIB	0.9267***	1.0000	-	-	-	-	-
	IPC	0.9429***	0.9471***	1.0000	-	-	-	-
	G.Governo	0.8411***	0.8877***	0.8566***	1.0000	-	-	-
	M1	0.1616	0.1506	0.0603	0.3142***	1.0000	-	-
	Tx. Juros	-0.7750***	-0.7591***	-0.8269***	-0.7768***	-0.3624***	1.0000	-
	Stock Index	0.9495***	0.9642***	0.9410***	0.8723***	0.1851	-0.7458***	1.0000

México	MSCI	1.0000	-	-	-	-	-	-
	PIB	0.8042***	1.0000	-	-	-	-	-
	IPC	0.7883***	0.8892***	1.0000	-	-	-	-
	G.Governo	0.7198***	0.9246***	0.9708***	1.0000	-	-	-
	M1	0.8177***	0.8646***	0.8480***	0.8594***	1.0000	-	-
	Tx. Juros	0.0108	-0.1484*	-0.1856**	-0.2764***	-0.3805***	1.0000	-
	Stock Index	0.6585***	0.8614***	0.8130***	0.8745***	0.8815***	-0.4268***	1.0000
Rússia	MSCI	1.0000	-	-	-	-	-	-
	PIB	0.7908***	1.0000	-	-	-	-	-
	IPC	0.7874***	0.9170***	1.0000	-	-	-	-
	G.Governo	0.6301***	0.8379***	0.7386***	1.0000	-	-	-
	M1	0.0411	0.4116***	0.05399	0.4275***	1.0000	-	-
	Tx. Juros	0.4619***	0.3089***	0.5586***	0.1401	-0.6139***	1.0000	-
	Stock Index	0.8587***	0.9076***	0.8274***	0.8345***	0.3203***	0.2959***	1.0000

A tabela reporta os resultados dos testes de correlação conduzidos, de acordo com a disponibilidade dos dados para cada país da amostra, conforme explicitado detalhadamente no Apêndice A. Os dados estão expressos em taxas de crescimento logarítmico. Foi utilizado o coeficiente de correlação de Pearson que varia de -1 a 1. O sinal indica direção negativa ou positiva do relacionamento entre as variáveis e o valor sugere a força da relação entre as variáveis. Uma correlação perfeita (-1 ou 1) indica que o valor de uma variável pode ser determinado exatamente ao se saber o valor da outra. No outro oposto, uma correlação de valor zero indica que não há relação linear entre as variáveis. Em cinza, destacou-se as correlações fortes com coeficiente igual ou maior que -0.8 e 0.8. O método de ajuste do p-valor dos testes de correlação é o proposto por Holm (1979). *** Indica significância estatística de 1%. ** Indica significância estatística de 5%. * Indica significância estatística de 10%.

Fonte: Elaborado pela Autora.

Os resultados reportados na Tabela 2 demonstram que:

- (i) A correlação entre a série temporal do MSCI Global e as demais variáveis macroeconômicas envolvidas no presente estudo variam bastante de magnitude entre os países da amostra. De maneira geral, percebe-se uma predominância de uma correlação positiva, assumindo uma relação negativa frente ao M1 (apenas Brasil) e/ou a taxa de juros (exceto México e Rússia).
- (ii) Observa-se uma correlação predominantemente positiva entre as séries temporais do PIB e as demais variáveis macroeconômicas envolvidas no presente estudo. Porém, frente as taxas de juros essa relação passa a ser negativa, com exceção da Rússia.

- (iii) Verifica-se uma relação predominantemente positiva entre as séries temporais da Inflação e as demais variáveis macroeconômicas envolvidas no presente estudo, assumindo uma relação negativa frente ao M1 (apenas Colômbia) e/ou a taxa de juros (exceto Rússia).
- (iv) A correlação entre as séries temporais dos Gastos do Governo e as demais variáveis macroeconômicas envolvidas no presente estudo são predominantemente positivas, porém assumem valores negativos frente as taxas de juros (exceto Rússia).
- (v) As séries temporais da oferta de moeda (M1) apresentam predominantemente uma relação positiva com as demais variáveis macroeconômicas envolvidas neste estudo. Com exceção da correlação negativa frente ao MSCI global para o Brasil e inflação para a Colômbia.
- (vi) A série temporal das taxas de juros para todos os países da amostra apresentam correlação negativa com as demais variáveis macroeconômicas envolvidas no presente estudo. Com exceção da correlação positiva frente ao MSCI global (apenas México) e todas as demais variáveis da Rússia (exceto M1).
- (vii) As séries temporais dos índices acionários apresentaram a mesma relação positiva frente todas as variáveis, exceto a taxa de juros que a relação passa a ser negativa para todos os países, exceto a Rússia – onde a relação é positiva para todas as variáveis.

De maneira geral, a partir dos resultados obtidos podemos inferir que há uma forte correlação positiva entre a inflação e o PIB, os gastos do governo e o PIB, os gastos do governo e a inflação, o MSCI Global e a inflação, o MSCI Global e o PIB, para todos os países emergentes considerados na amostra deste estudo.

Analisando o comportamento das variáveis por país emergente, pode-se perceber uma relação um pouco diferente entre eles, por exemplo, para o Brasil, Índia, México e Rússia, as correlações entre os índices acionários e as demais variáveis macroeconômicas são predominantemente mais fortes.

4 ANÁLISE E INTERPRETAÇÃO DOS RESULTADOS

4.1 ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS

Primeiramente, destaca-se que todas as análises feitas neste capítulo se basearam nas taxas de crescimento logarítmica⁶, visto que é uma medida discreta que fornece uma estimativa mais consistente dos valores da elasticidade das variáveis econômicas (CASLER, 2015).

Hansen (2001) destacou que 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). A partir da análise preliminar dos gráficos no Apêndice B, pode-se perceber uma aparente estacionariedade das séries temporais, com o intuito de averiguar essa questão aplicou-se os testes de estacionariedade mais usuais: o de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e o de Phillips-Perron (PP). O teste ADF utiliza um método linear que incorpora os próprios desvios defasados da variável na equação de teste, enquanto o teste PP utiliza um método não linear.

Os testes de Dickey-Fuller Aumentado (1996) e de Phillips-Perron (1989) tem como hipótese nula a presença de raiz unitária, ou seja, a série temporal não é estacionária, e como hipótese alternativa a estacionariedade. A partir dos resultados dos testes reportados na Tabela 3, as séries temporais analisadas são estacionárias para todos os países emergentes considerados na amostra, visto que a hipótese nula é rejeitada ao nível de 1%, conforme os valores críticos dos testes.

Tabela 3 – Testes de Estacionariedade

		Brasil	Chile	Colômbia	Índia	México	Rússia
PIB	ADF	-13.1269***	-10.0076***	-11.5394***	-11.7286***	-15.8176***	-6.0607***
	PP	-5.6936***	-3.8606***	-5.72***	-4.5962***	-5.5195***	-4.314***
IPC	ADF	-3.2989***	-3.9436***	-5.0068***	-4.5576***	-4.9923***	-3.7234***
	PP	-7.0508***	-8.8198***	-7.2113***	-6.6942***	-8.1397***	-7.0916***
Gov.	ADF	-15.4414***	-11.9678***	-13.7591***	-15.2624***	-9.1701***	-12.9706***
	PP	-6.4166***	-4.1103***	-5.7253***	-4.6306***	-5.8068***	-5.3825***
M	ADF	-8.9433***	-5.3253***	-11.9916***	-8.0189***	-10.298***	-7.4738***

⁶ Ressalta-se que esta autora fez o cálculo da taxa de crescimento logarítmica diretamente a partir dos dados da série temporal, e não a partir de uma prévia transformação logarítmica ou de diferença logarítmica.

	PP	-16.2115***	-10.9856***	-17.0335***	-9.1698***	-13.8788***	-9.2666***
Tx.	ADF	-5.4862***	-6.7947***	-6.2683***	-5.0128***	-5.3909***	-10.9304***
	PP	-10.9163***	-9.9126***	-10.9381***	-10.5499***	-9.1935***	-15.1468***
Retor	ADF	-10.2917***	-7.9923***	-9.5104***	-9.2596***	-9.4387***	-8.1804***
	PP	-13.567***	-10.4294***	-12.8411***	-11.805***	-13.575***	-11.5484***

A tabela apresenta os resultados dos testes de estacionariedade para cada uma das variáveis consideradas neste estudo, de acordo com os dados para cada país da amostra. “ADF” reporta os resultados do teste de estacionariedade de Dickey-Fuller aumentado. Para o teste ADF foi utilizado o critério de informação AIC e não se inclui intercepto e nem tendência. “PP” reporta os resultados do teste de Phillips-Perron. Para o teste PP foi utilizado o Z-tau e modelo constante, sem tendência. Valores críticos para o teste ADF: -2.62 (1%) -1.95 (5%) -1.61 (10%) e para o teste PP: -3.46 (1%) -2.87 (5%) -2.57 (10%). *** Indica significância estatística de 1%. ** Indica significância estatística de 5%. * Indica significância estatística de 10%.

Fonte: Elaborado pela Autora.

Adicionalmente, realizou-se testes de normalidade. Para isso, foram conduzidos os seguintes testes: D'Agostino (1970), Anscombe-Glynn (ANSCOMBE; GLYNN, 1983), Shapiro-Wilk (SHAPIRO; WILK, 1965) e Jarque-Bera (BERA; JARQUE, 1980).

O teste de D'Agostino (1970) testa a hipótese nula de simetria, ou seja, assimetria igual à zero, condição requerida pelas distribuições normais. Conforme resultados reportados na Tabela 4, a hipótese nula foi rejeitada ao nível de significância de 1% ou 5% para a maioria das variáveis, apontando então para a presença de caudas mais “gordas”.

O teste Anscombe-Glynn (ANSCOMBE; GLYNN, 1983) testa a hipótese nula de curtose igual à 3, requerida por distribuições normais. Conforme resultados reportados na Tabela 4, a hipótese nula foi rejeitada ao nível de significância de 1% para a maioria das variáveis, apontando então para um excesso de curtose.

Os testes de Shapiro-Wilk (SHAPIRO; WILK, 1965) e Jarque-Bera (BERA; JARQUE, 1980) consideram em sua hipótese nula que a série temporal segue uma distribuição gaussiana (normal), e possuem como hipótese alternativa a distribuição não-gaussiana dos dados. Sendo assim, conforme resultados reportados na Tabela 4, a maioria das séries temporais analisadas não seguem uma distribuição normal para todos os países emergentes considerados na amostra, visto que a hipótese nula é rejeitada ao nível de significância de 1%, 5% ou 10%.

Tabela 4 – Testes de Normalidade

	Brasil	Chile	Colômbia	Índia	México	Rússia	
PIB	Assime.	-1.2961****	-2.0742***	-2.7392***	-1.3212***	-2.3373***	-1.4979***
	Curtose	15.744***	12.8902***	30.7077***	13.7218***	28.9196***	6.9144***
	Shapiro	0.78775***	0.72436***	0.53357***	0.72917***	0.48455***	0.89266***
	Jarque	1663.2***	493.65***	8210***	630.02***	5520.5***	209.57***
IPC	Assime.	1.9609***	0.049961	0.70523***	-0.11602	-0.4599***	1.7376***
	Curtose	12.0018***	3.3279	3.4645	3.30315	4.5566***	8.3906***
	Shapiro	0.8738***	0.98905	0.96783***	0.996	0.96711***	0.87798***
	Jarque	948.05***	0.50441	22.695***	0.75301	26.017***	354.79***
Gov.	Assime.	-0.39356**	-0.6534***	-0.6802***	-0.18705	-0.8830***	0.36154**
	Curtose	5.5804***	4.6438***	11.5090***	3.23617	6.8657***	5.4831***
	Shapiro	0.95627***	0.95649***	0.83863***	0.98932	0.94589***	0.89058***
	Jarque	71.567***	18.926***	764.2***	1.0112	143.75***	57.689***
M1	Assime.	-0.57012***	0.4246*	-0.25787*	-1.3142***	-0.8456***	-1.7566***
	Curtose	4.8857***	3.6818	3.3395	13.6999***	6.1248***	9.0554***
	Shapiro	0.97075***	0.97941*	0.98498***	0.86241***	0.95123***	0.86139***
	Jarque	47.749***	5.0899*	3.9237	627.21***	100.47***	422.72***
Tx. Juros	Assime.	0.48701***	-8.5025***	-0.7388***	-2.0625***	-0.39659**	-2.1071***
	Curtose	13.6505***	80.912***	4.9907***	14.0759***	7.8502***	29.5333***
	Shapiro	0.76933***	0.23366***	0.94912***	0.62154***	0.703***	0.56691***
	Jarque	1124.7***	27293***	63.253***	721.73***	192.22***	6225.3***
Retornos	Assime.	-0.90272***	-0.14173	-1.4933***	-0.88542***	-0.86153***	-0.95154***
	Curtose	6.2167***	4.7814***	9.9970***	7.5574***	6.6779***	6.3436***
	Shapiro	0.95486***	0.97019**	0.90844***	0.94419***	0.94713***	0.94941***
	Jarque	133.23***	13.828***	479.9***	123.51***	131.28***	127.66***

A tabela apresenta os resultados dos testes de normalidade para cada uma das variáveis consideradas neste estudo, de acordo com os dados para cada país da amostra. “Assimetria” reporta os resultados do teste de D’Agostino, “Curtose” reporta os resultados do teste Anscombe-Glynn, “Shapiro” reporta os resultados do teste de Shapiro-Wilk e “Jarque” reporta os resultados do teste de Jarque-Bera. Em cinza se destaca os resultados dos testes onde a hipótese nula não foi rejeitada. *** Indica significância estatística de 1%. ** Indica significância estatística de 5%. * Indica significância estatística de 10%.

Fonte: Elaborado pela Autora.

De maneira geral, a partir dos resultados obtidos podemos inferir que para os países emergentes considerados na amostra deste estudo, o PIB não segue uma distribuição normal e

possui uma cauda esquerda “gorda”, os gastos do governo (exceto Índia), o M1 e as taxas de juros também não seguem uma distribuição normal, possuindo excesso de curtose e caudas “gordas”. Porém, para a inflação essa característica não é tão unânime para todos os países da amostra, visto que, para o Chile e a Índia, não se rejeita a hipótese de normalidade da distribuição.

Cumprido destacar que, apesar de alguns estudos empíricos considerarem em suas modelagens a distribuição Gaussiana para as variáveis macroeconômicas, diversos outros estudos recentes apontam para uma não-normalidade das variáveis macroeconômicas em determinados cenários. Fagiolo, Napoletano e Roventini (2008), por exemplo, descobriram que as taxas de crescimento do PIB nos EUA e em muitos países da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE) não seguem a distribuição Gaussiana, de forma que, as distribuições exibem caudas significativamente mais “gordas” em relação à distribuição normal.

Adicionalmente, os resultados empíricos corroboram a característica bem documentada da distribuição não-Gaussiana dos retornos acionários, onde há a presença de uma cauda esquerda “gorda”⁷ na distribuição, que pode ser verificada pelos resultados dos testes de D'Agostino na Tabela 3.

4.2 ESTIMAÇÃO DO MODELO SVAR

4.2.1 SVAR não-Gaussiano

Estimou-se o modelo SVAR proposto por Lanne, Meitz e Saikkonen (2017) e utilizou-se duas metodologias de identificação das restrições: o modelo empírico proposto por Chatziantoniou, Duffy e Filis (2013) e a decomposição de Cholesky. Para isso, foi usado o pacote “svars” (LANGE ET AL., 2021) do software livre R (R CORE TEAM, 2021).

Primeiramente, antes de estimarmos o modelo SVAR(p), é necessário estimar o modelo VAR(p) reduzido, sem as restrições referentes aos choques macroeconômicos, com o intuito de obter a matriz de variância e covariância dos resíduos. Para isso, foram utilizados os critérios de seleção de Akaike (1970), Hannan-Quinn (HANNAN; QUINN, 1979), Schwarz

⁷ As caudas esquerdas “gordas” significam que eventos extremos ocorrem com mais frequência do que uma distribuição normal poderia prever.

(1978) e o erro de previsão final (AKAIKE, 1974), que tiveram resultados divergentes entre si, conforme resultados reportados na Tabela 5. Destaca-se que se optou pela seleção tanto do modelo mais parcimonioso, ou seja, com o menor número de *lags* apontados pelos critérios considerados quanto pelo modelo com maior número de *lags*.

Tabela 5 – Quantidade de *lags* ótimo do VAR reduzido

<i>Lags</i>	Critério	Brasil	Chile	Colômbia	Índia	México	Rússia
1	AIC	-3.4073	-0.6814	-2.5678	1.5784	-4.7000	-3.3800
	HQC	-3.1071	-0.1393	-2.0586	2.0861	-4.2972	-2.9994
	BIC	-2.6633	0.6617	-1.3145	2.8318	-3.7066	-2.4401
	FPE	0.0331	0.5069	0.0767	4.8545	0.0090	0.0340
2	AIC	-6.1971	-2.9344	-4.9806	-1.0185	-7.0898	-4.9507
	HQC	-5.5965	-1.8502	-4.0755	-0.0031	-6.3346	-4.2372
	BIC	-4.7092	-0.2482	-2.7525	1.4883	-5.2272	3.1884
	FPE	0.0020	0.0541	0.0069	0.3654	0.0008	0.0070
3	AIC	-7.0884	-3.9873	-5.8702	-1.3802	-7.6404	-5.4917
	HQC	-6.1876	-2.3611	-4.5690	0.1427	-6.5328	-4.4452
	BIC	-4.8566	0.0420	-2.6672	2.3799	-4.9086	-2.9069
	FPE	0.0008	0.0196	0.0029	0.2619	0.0004	0.0041
4	AIC	-6.9234	-4.2794	-5.8279	-1.2327	-7.7471	-5.4258
	HQC	-5.7223	-2.1109	-4.1307	0.7980	-6.2871	-4.0462
	BIC	-3.9476	1.0931	-1.6502	3.7809	-4.1462	-2.0185
	FPE	0.0010	0.0159	0.0030	0.3215	0.0004	0.0044
5	AIC	-7.1958	-5.2129	-6.1180	-1.4169	-8.1591	-5.8875
	HQC	-5.6945	-2.5024	-4.0249	1.1213	-6.3467	-4.1749
	BIC	-3.4760	1.5027	-0.9655	4.8500	-3.6890	-1.6578
	FPE	0.0008	0.0072	0.0023	0.2952	0.0003	0.0028
6	AIC	-7.3048	-5.7454	-6.3626	-1.1277	-8.2018	-6.0102
	HQC	-5.5032	-2.4928	-3.8734	1.9183	-6.0369	-3.9646
	BIC	-2.8411	2.3134	-0.2352	6.3927	-2.8624	-0.9580
	FPE	0.0007	0.0053	0.0019	0.4605	0.0002	0.0025
7	AIC	-7.1686	-5.9373	-6.0987	-0.9719	-8.0555	-5.9446
	HQC	-5.0668	-2.1426	-3.2135	2.5818	-5.5382	-3.5660
	BIC	-1.9610	3.4645	1.0034	7.8019	-1.8470	-0.0699
	FPE	0.0008	0.0062	0.0027	0.6785	0.0003	0.0028
8	AIC	-7.3787	-6.6603	-6.0743	-1.0646	-7.9666	-5.9568
	HQC	-4.9766	-2.3235	-2.7932	2.9967	-5.0969	-3.2452
	BIC	-1.4270	4.0846	2.0025	8.9627	-0.8889	0.7402

	FPE	0.0007	0.0051	0.0030	0.8650	0.0004	0.0029
	AIC	-7.4570	-8.5215	-6.0835	-1.6461	-7.7114	-5.9054
9	HQC	-4.7546	-3.6427	-2.4064	2.9229	-4.4893	-2.8609
	BIC	-0.7614	3.5666	2.9682	9.6345	0.2354	1.6140
	FPE	0.0006	0.0017	0.0034	0.7807	0.0006	0.0032
	AIC	-7.5079	-9.5147	-6.1293	-2.1604	-7.7605	-5.9289
	HQC	-4.5052	-4.0937	-2.0562	2.9162	-4.1859	-2.5513
10	BIC	-4.5052	3.9165	3.8972	10.3736	1.0555	2.4130
	FPE	0.0006	0.0020	0.0038	0.9253	0.0006	0.0034

A tabela reporta os resultados dos testes de escolha ótima da quantidade dos *lags* do modelo VAR reduzido. “AIC” reporta os resultados dos testes de Akaike (1970). “HQC” reporta os resultados dos testes de Hannan-Quinn (HANNAN; QUINN1979). “BIC” reporta os resultados dos testes de Schwartz (1978). “FPE” reporta os resultados dos testes de erro de previsão final de Akaike (1974). Em cinza de destaca a escolha ótima de acordo com cada teste.

Fonte: Elaborado pela Autora

Posteriormente, realizou-se testes para analisar os resíduos, ou seja, para investigar se o modelo VAR estimado na forma reduzida é estável, se há presença de autocorrelação, de homocedasticidade e se os resíduos são normalmente distribuídos. Ressalta-se que, como os resíduos do modelo SVAR são obtidos a partir dos resíduos estimados no modelo de forma reduzida, portanto, as propriedades estatísticas do resíduo estrutural serão as mesmas das observadas na forma reduzida.

Sendo assim, realizou-se os testes de Portmanteau assintótico e de Breusch-Godfrey (BREUSCH, 1978; GODFREY, 1978) para analisar se há autocorrelação nos resíduos estimados pelo modelo, os testes de D'Agostino (1970), Anscombe-Glynn (ANSCOMBE; GLYNN, 1983), Shapiro-Wilk (SHAPIRO; WILK, 1965) e Jarque-Bera (BERA; JARQUE, 1980) para analisar se os resíduos são normalmente distribuídos, o teste ARCH (ENGLE, 1982) para analisar se os resíduos são homocedásticos ou heterocedásticos e o teste de estabilidade de OLS-CUSUM para analisar se os resíduos são estáveis ou se há presença de quebras estruturais.

Os resultados do teste de Portmanteau assintótico e de Breusch-Godfrey (BREUSCH, 1978; GODFREY, 1978) indicam que não há autocorrelação nos resíduos a partir de determinado *lag*.

Tabela 6 – Testes de Normalidade do Modelo VAR(p) reduzido

Teste	Brasil VAR(3)	Chile VAR(2)	Colômbia VAR(2)	Índia VAR(2)	México VAR(2)	Rússia VAR(2)
Assime.	115.39***	151.71***	148.4***	143.78***	305.45***	151.51***
Curtose	2444.8***	679.72***	1424.3***	1290.8***	4488.6***	4354***
Jarque	2560.2***	831.43***	1572.7***	1434.6***	4794.1***	4505.5***
Teste	Brasil VAR(10)	Chile VAR(10)	Colômbia VAR(6)	Índia VAR(10)	México VAR(6)	Rússia VAR(6)
Assime.	36.616***	8.9291	45.911***	13.13*	88.125***	336.9***
Curtose	338.1***	21.913***	517.34***	9.8224	1054***	10137***
Jarque	374.71***	30.842***	563.25***	22.953*	1142.1***	10474***

A tabela apresenta os resultados dos testes de normalidade para o modelo VAR(p) reduzido estimado para cada país da amostra. “Assimetria” reporta os resultados do teste de D’Agostino, “Curtose” reporta os resultados do teste Anscombe-Glynn, “Shapiro” reporta os resultados do teste de Shapiro-Wilk e “Jarque” reporta os resultados do teste de Jarque-Bera. Em cinza se destaca os resultados dos testes onde a hipótese nula não foi rejeitada. *** Indica significância estatística de 1%. ** Indica significância estatística de 5%. * Indica significância estatística de 10%.

Fonte: Elaborado pela Autora

Os resultados reportados na Tabela 6 indicam que a hipótese nula de normalidade dos resíduos para os modelos VAR(p) reduzidos pode ser rejeitada, ou seja, observa-se a característica de uma distribuição não-Gaussiana.

Tabela 7 – Teste ARCH do Modelo VAR(p) reduzido

	Brasil VAR(3)	Chile VAR(2)	Colômbia VAR(2)	Índia VAR(2)	México VAR(2)	Rússia VAR(2)
Q-stat	6216	2520	4312	7840	4984	4857.8
Prob.	1	1	1	1	1	0.06
	Brasil VAR(10)	Chile VAR(10)	Colômbia VAR(6)	Índia VAR(10)	México VAR(6)	Rússia VAR(6)
Q-stat	6020	2296	4200	2604	4872	4822.7
Prob.	1	1	1	1	1	0.1112

A tabela reporta os resultados dos testes ARCH para o modelo VAR(p) reduzido estimado para cada país da amostra. “Q-stat” reporta a estatística chi-quadrada do teste. “Prob.” reporta o valor do p-valor do teste. A quantidade de lags utilizada para o teste foi a mesma da seleção ótima do VAR(p) de cada país.

Fonte: Elaborado pela Autora

Os resultados reportados na Tabela 7 indicam que a hipótese nula de ausência de heterocedasticidade condicional não pode ser rejeitada, ou seja, os resíduos são homocedásticos. Por fim, os resultados do teste OLS-CUSUM indicam que os resíduos são estáveis. No Apêndice C, verifica-se a representação gráfica do teste para cada país da amostra.

Na Tabela 8 e 8.1 é reportado os resultados da estimação dos coeficientes contemporâneos dos modelos SVAR(p) não-Gaussiano de acordo com as restrições propostas por Chatziantoniou, Duffy e Filis (2013). A partir do teste de razão de verossimilhança⁸, pode-se perceber que esse modelo empírico se mostrou aderente para todos os países da amostra (exceto para a Rússia no modelo SVAR com menos *lags* e, para o Chile e a Rússia no modelo SVAR com mais *lags*), uma vez que, a hipótese nula não foi rejeitada.

Tabela 8 – Coeficientes Contemporâneos do SVAR(p) restrito

Coef.	Brasil SVAR(3)	Chile SVAR(2)	Colômbia SVAR(2)	Índia SVAR(2)	México SVAR(2)	Rússia SVAR(3)
α_{11}	3.3828	3.1013	3.9679	3.0441	3.2322	3.5309
α_{21}	-0.0010	0.0292	-0.0160	0.0007	0.0391	-0.0180
α_{22}	0.2553	0.7582	1.6139	0.6744	1.0707	0.1164
α_{31}	0.0393	0.0166	0.0148	-0.0235	0.0297	-0.0204
α_{32}	0.0074	0.0336	-0.1532	0.1147	-0.0184	-0.0285
α_{33}	0.2679	0.2572	0.2226	0.5916	0.3004	0.3666
α_{42}	0.0991	0.5840	0.0769	0.0150	0.1733	0.0282
α_{43}	-0.0127	0.0284	-0.0097	0.0050	0.0034	0.0096
α_{44}	0.1435	0.2768	1.4045	1.1861	0.1127	0.1034
α_{52}	0.4147	0.2812	0.8859	-0.0109	1.7199	0.4362
α_{53}	-0.5741	-0.0850	-0.1804	-0.7351	-0.2134	-0.9960
α_{54}	-0.1678	1.1122	1.7583	-0.4346	-0.3598	0.3843
α_{55}	4.7243	3.1197	3.7753	3.4843	2.9952	4.1121
α_{61}	0.2018	0.9388	0.0427	-0.0331	0.0439	0.0381
α_{64}	0.2708	-0.1829	1.3455	-0.2094	-0.1319	-1.464
α_{65}	0.0256	-1.0162	0.0309	0.1015	0.1335	-0.0906
α_{66}	3.8242	8.2662	3.8672	3.0685	12.9652	6.1354

⁸ O teste de razão de verossimilhança é um teste de hipótese que objetiva comparar a qualidade do ajuste de um modelo restrito frente a um modelo irrestrito. Para isso, testa-se a hipótese nula do modelo restrito ser apropriado aos dados/séries temporais analisados, frente a hipótese alternativa desse modelo restrito não ser apropriado, ou seja, indicando uma superioridade do modelo irrestrito. Sendo assim, caso a hipótese nula seja rejeitada, pode-se concluir que o modelo restrito não possui um bom ajuste aos dados.

α_{67}	0.0163	0.0071	0.0019	-0.0133	-0.1979	-1.1237
α_{71}	-0.0007	-0.0118	-0.0005	-0.0080	-0.0015	-0.0629
α_{72}	-0.0036	0.0058	-0.0227	0.0064	0.0246	-1.9923
α_{73}	-0.0002	0.0037	-0.0006	0.0058	0.0033	0.2545
α_{74}	-0.0017	0.0083	-0.0278	-0.0024	-0.0081	-0.0012
α_{75}	0.0386	0.0079	0.0226	0.0150	0.0181	0.19932
α_{76}	-0.0068	-0.0030	0.0023	-0.0055	0.0168	0.2595
α_{77}	0.0504	0.0385	0.0391	0.0400	0.0403	1.7349
Estat.	-90.218	22.35	17.127	25.259	9.0379	1313.3
P-valor	1	0.5584	0.8432	0.3918	0.9975	< 2.2e-16

A tabela reporta as estimativas para os coeficientes do modelo SVAR(p) não-Gaussiano para cada país da amostra. “Estat.” reporta a estatística do teste de razão de verossimilhança. “P-valor.” reporta o p-valor do teste de razão de verossimilhança, onde a aceitação da hipótese nula indica a superioridade do modelo com as restrições propostas por Chatziantoniou, Duffy e Filis (2013) e a sua rejeição indica uma superioridade do modelo sem restrições.

Fonte: Elaborado pela Autora

Tabela 8.1 – Coeficientes Contemporâneos do SVAR(p) restrito

Coef.	Brasil	Chile	Colômbia	Índia	México	Rússia
	SVAR(10)	SVAR(10)	SVAR(6)	SVAR(10)	SVAR(6)	SVAR(6)
α_{11}	3.1017	1.551	3.4662	1.7737	2.9080	3.4269
α_{21}	0.0022	-0.0221	-0.0034	-0.0588	0.0268	-0.0169
α_{22}	0.1287	0.1028	1.0373	0.2404	0.2203	0.1080
α_{31}	0.0259	0.0313	-0.0049	-0.0535	0.0183	-0.0219
α_{32}	0.0096	-0.0385	-0.0277	-0.1117	0.0091	0.0028
α_{33}	0.2006	0.1012	0.1725	0.3134	0.2492	0.3683
α_{42}	0.0601	0.0271	0.0658	0.0103	0.0357	0.0266
α_{43}	-0.0117	-0.1355	0.0091	-0.0629	0.0002	0.0104
α_{44}	0.0825	0.1542	0.5337	0.4155	0.0778	0.0639
α_{52}	-0.0234	-0.3489	0.3683	0.0739	0.2189	0.3017
α_{53}	-0.6155	-0.5725	-0.0884	-0.2145	0.0694	-1.2984
α_{54}	-0.2048	0.2102	0.3791	0.3408	-0.2430	0.1468
α_{55}	3.6899	1.2932	3.1403	1.9070	2.8336	3.8448
α_{61}	0.1969	0.1420	0.2233	-0.0547	-0.0349	0.8039
α_{64}	0.3415	2.0737	1.2773	-0.6530	-0.2329	-1.2572
α_{65}	0.1482	0.3025	-0.0881	0.0986	0.1234	0.0508
α_{66}	2.9384	3.1217	2.8385	1.7511	3.3613	5.6649
α_{67}	-0.0006	-0.0009	0.0222	-0.0146	-0.1647	-1.0803

α_{71}	-0.0011	0.0388	0.0016	-0.0049	0.0006	0.0155
α_{72}	-0.0037	-0.0132	-0.0165	-0.0032	0.0073	-2.0228
α_{73}	-0.0042	0.2119	0.0030	0.0079	0.0026	0.8408
α_{74}	-0.0058	-0.1183	-0.0098	0.0022	-0.0067	-0.0005
α_{75}	0.0295	0.0013	0.0188	0.0095	0.0141	0.0900
α_{76}	-0.0057	0.0664	0.0039	0.0085	0.0018	-0.0008
α_{77}	0.0421	0.0852	0.0332	0.0282	0.0375	2.1064
Estat.	-69.629	593.36	17.387	30.601	13.261	1407.2
P-valor	1	< 2.2e-16	0.8317	0.1656	0.9616	< 2.2e-16

A tabela reporta as estimativas para os coeficientes do modelo SVAR(p) não-Gaussiano para cada país da amostra. “Estat.” reporta a estatística do teste de razão de verossimilhança. “P-valor.” reporta o p-valor do teste de razão de verossimilhança, onde a aceitação da hipótese nula indica a superioridade do modelo com as restrições propostas por Chatziantoniou, Duffy e Filis (2013) e a sua rejeição indica uma superioridade do modelo sem restrições.

Fonte: Elaborado pela Autora

Na Tabela 9 e 9.1 é reportado os resultados da estimação dos coeficientes contemporâneos padronizados dos modelos SVAR(p) não-Gaussiano de acordo com as restrições propostas por Chatziantoniou, Duffy e Filis (2013). Através do coeficiente α_{64} , que expressa a interrelação entre as políticas monetária e fiscal, evidenciou-se que apenas para o modelo SVAR com mais *lags* há uma interação contemporânea estatisticamente significativa entre ambas as políticas para todos os países da amostra.

Tabela 9 – Coeficientes Contemporâneos Padronizados do SVAR(p) restrito

Coef.	Brasil SVAR(3)	Chile SVAR(2)	Colômbia SVAR(2)	Índia SVAR(2)	México SVAR(2)	Rússia SVAR(3)
α_{11}	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
α_{21}	-0.0003 (0.0019)	0.0094 (0.0058)	-0.0040 (0.0033)	0.0002 (0.0122)	0.0121*** (0.0044)	-0.0051** (0.0023)
<i>t-stat</i>	-0,1578	1,6206	-1,2121	0,0163	2,7500	-2,2173
α_{22}	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
α_{31}	0.0116*** (0.0047)	0.0053 (0.0077)	0.0037 (0.0043)	-0.0077 (0.0155)	0.0091 (0.0066)	-0.0058 (0.0071)
<i>t-stat</i>	2,4681	0,6883	0,8604	-0,4967	1,3787	-0,8169
α_{32}	0.0291 (0.1150)	0.0443 (0.0668)	-0.0949* (0.0517)	0.1702* (0.0962)	-0.0172 (0.0590)	-0.2449 (0.3121)
<i>t-stat</i>	0,2530	0,6631	-1,8355	1,7692	-0,2915	-0,7846

α_{33}	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
α_{42}	0.3882*** (0.0573)	0.7703*** (0.0687)	0.0476 (0.0518)	0.0223 (0.1863)	0.1618*** (0.0211)	0.2421** (0.1005)
<i>t-stat</i>	6,7748	11,2125	0,9189	0,1196	7,6682	2,4089
α_{43}	-0.0474 (0.0341)	0.1107 (0.1080)	-0.0434 (0.0774)	0.0084 (0.1677)	0.0115 (0.0265)	0.0262 (0.0161)
<i>t-stat</i>	-1,3900	1,6113	-0,5607	0,0500	0,4339	1,6273
α_{44}	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
α_{52}	1.6246 (1.9434)	0.3709 (0.8881)	0.5489 (0.8872)	-0.0161 (0.4786)	1.6062** (0.7191)	3.7456 (3.2995)
<i>t-stat</i>	0,8359	0,4176	0,6187	-0,0336	2,2336	1,1352
α_{53}	-2.1425** (1.0897)	-0.3307 (1.2398)	-0.8104 (1.3812)	-1.2425*** (0.4626)	-0.7106 (0.6822)	-2.7169*** (0.7666)
<i>t-stat</i>	-1,9656	-0,2667	-0,5867	-2,6859	-1,0416	-3,5440
α_{54}	-1.1694 (1.9824)	4.0179*** (1.0974)	1.2519 (1.0560)	-0.3664 (0.2611)	-3.1916* (1.7520)	3.7166 (2.6895)
<i>t-stat</i>	-0,5899	3,6612	1,1855	-1,4032	-1,8216	1,3818
α_{55}	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
α_{61}	0.0596 (0.0592)	0.3027 (0.2710)	0.0108 (0.0749)	-0.0109 (0.0477)	0.0135 (0.0435)	0.0108 (0.1178)
<i>t-stat</i>	1,0067	1,1169	0,1442	-0,2285	0,3103	0,0916
α_{64}	1.8872 (1.5501)	-0.6609 (2.5911)	0.9579 (1.0591)	-0.1765 (0.1528)	-1.1706 (1.2978)	-14.1596*** (3.7378)
<i>t-stat</i>	1,2174	-0,2550	0,9044	-1,1551	-0,9019	-3,7882
α_{65}	0.0054 (0.0471)	-0.3257 (0.2435)	0.0082 (0.0820)	0.0291 (0.0432)	0.0445 (0.0441)	-0.0220 (0.1089)
<i>t-stat</i>	0,1146	-1,3375	0,1000	0,6736	1,0090	-0,2020
α_{66}	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
α_{67}	0.3232 (5.5737)	0.1863 (27.0599)	0.0491 (16.8346)	-0.3320 (10.2074)	-4.9056 (4.0047)	-0.6477** (0.2701)
<i>t-stat</i>	0,0579	0,0068	0,0029	-0,0325	-1,2249	-2,3980
α_{71}	-0.0002 (0.0009)	-0.0038*** (0.0012)	-0.0001 (0.0007)	-0.0026** (0.0012)	-0.0004 (0.0009)	-0.0178 (0.0561)
<i>t-stat</i>	-0,2222	-3,1667	-0,1428	-2,1667	-0,4444	-0,3172
α_{72}	-0.0141 (0.0264)	0.0077 (0.0110)	-0.0141 (0.0109)	0.0095 (0.0067)	0.0230** (0.0094)	-17.1048*** (1.1811)
<i>t-stat</i>	-0,5340	0,7000	-1,2935	1,4179	2,4468	-14,4820
α_{73}	-0.0009 (0.0151)	0.0146 (0.0155)	-0.0027 (0.0160)	0.0098 (0.0069)	0.0110 (0.0111)	0.6942* (0.3753)

<i>t-stat</i>	-0,0596	0,9419	-0,1687	1,4202	0,9909	1,8497
α_{74}	-0.0118 (0.0277)	0.0301** (0.0144)	-0.0197* (0.0119)	-0.0020 (0.0033)	-0.0720*** (0.0275)	-14.1596*** (2.4338)
<i>t-stat</i>	-0,4259	2,0902	-1,6554	-0,6061	-2,6181	-5,8178
α_{75}	0.0082*** (0.0007)	0.0025*** (0.0011)	0.0060*** (0.0008)	0.0043*** (0.0010)	0.0060*** (0.0010)	0.0484 (0.0500)
<i>t-stat</i>	11,7142	2,2727	7,5000	4,3000	6,0000	0,9680
α_{76}	-0.0017 (0.0012)	-0.0004 (0.0006)	0.0006 (0.0017)	-0.0017 (0.0049)	0.0013 (0.0010)	0.0423 (0.0260)
<i>t-stat</i>	-1,4166	-0,6667	0,3529	-0,3469	1,3000	1,6269
α_{77}	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
GL	234	101	161	112	189	203

A tabela reporta as estimativas para os coeficientes padronizados do modelo SVAR(p) não-Gaussiano para cada país da amostra. Em parênteses são reportados os erros padrão. “*t-stat*” reporta os valores da estatística t. “GL” reporta os graus de liberdade. Os valores críticos para os graus de liberdade superiores a 120 são: 1,645 (10%), 1,960 (5%) e 2,576 (1%). *** Indica significância estatística de 1%. ** Indica significância estatística de 5%. * Indica significância estatística de 10%.

Fonte: Elaborado pela Autora

Tabela 9.1 – Coeficientes Contemporâneos Padronizados do SVAR(p) restrito

Coef.	Brasil SVAR(10)	Chile SVAR(10)	Colômbia SVAR(6)	Índia SVAR(10)	México SVAR(6)	Rússia SVAR(6)
α_{11}	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
α_{21}	0.0007 (0.0018)	-0.0143 (0.0108)	-0.0010 (0.0035)	-0.0332** (0.0134)	0.0092** (0.0041)	-0.0049* (0.0026)
<i>t-stat</i>	0,3889	-1,3241	-0,2857	-2,4776	2,2439	-1,8846
α_{22}	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
α_{31}	0.0084* (0.0044)	0.0202*** (0.0070)	-0.0014 (0.0039)	-0.0302 (0.0187)	0.0062 (0.0052)	-0.0064 (0.0104)
<i>t-stat</i>	1,9091	2,8857	-0,3590	-1,6149	1,1923	-0,6154
α_{32}	0.0750 (0.1207)	-0.3739 (0.4024)	-0.0267 (0.0589)	-0.4645*** (0.1272)	0.0417 (0.0637)	0.0264 (0.3442)
<i>t-stat</i>	0,6214	-0,9292	-0,4533	-3,6518	0,6546	0,0767
α_{33}	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
α_{42}	0.4667*** (0.0456)	0.2633 (0.4286)	0.0635 (0.0503)	0.0428 (0.1433)	0.1623*** (0.0238)	0.2460** (0.1001)
<i>t-stat</i>	10,2346	0,6143	1,2624	0,2987	6,8193	2,4575
α_{43}	-0.0585**	-1.3391***	0.0525	-0.2009*	0.0010	0.0282*

	(0.0282)	(0.1036)	(0.0628)	(0.1053)	(0.0234)	(0.0165)
<i>t-stat</i>	-2,0745	-12,9257	0,8360	-1,9079	0,0427	1,7090
α_{44}	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
α_{52}	-0.1819	-3.3914	0.3551	0.3076	0.9935	2.7929
	(2.1415)	(3.1283)	(1.0664)	(0.8687)	(1.0070)	(4.9678)
<i>t-stat</i>	-0,0849	-1,0841	0,3330	0,3541	0,9865	0,5622
α_{53}	-3.0685**	-5.6592	-0.5126	-0.6845	0.2784	-3.5258*
	(1.2137)	(29.6421)	(1.4941)	(0.6361)	(0.8316)	(1.9814)
<i>t-stat</i>	-2,5282	-0,1909	-0,3431	-1,0761	0,3347	-1,7794
α_{54}	-2.4847	1.3636	0.7103	0.8203*	-3.1207	2.2955
	(3.0601)	(11.8633)	(1.5240)	(0.4827)	(2.5384)	(6.0881)
<i>t-stat</i>	-0,8119	0,1149	0,4661	1,6994	-1,2293	0,3770
α_{55}	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
α_{61}	0.0635	0.0916	0.0644	-0.0308	-0.0120	0.2346*
	(0.0640)	(1.6482)	(0.0641)	(0.0518)	(0.0424)	(0.1426)
<i>t-stat</i>	0,9922	0,0556	1,0047	-0,5946	-0,2830	1,6452
α_{64}	4.1428*	13.4496*	2.3933*	-1.5718***	-2.9922*	-19.6640**
	(2.5202)	(7.6703)	(1.3670)	(0.2358)	(1.7292)	(8.0402)
<i>t-stat</i>	1,6438	1,7534	1,7507	-6,6658	-1,7303	-2,4457
α_{65}	0.0402	0.2339	-0.0280	0.0517	0.0435	0.0132
	(0.0518)	(1.0416)	(0.0739)	(0.0448)	(0.0438)	(0.1633)
<i>t-stat</i>	0,7761	0,2246	-0,3789	1,1540	0,9931	0,0808
α_{66}	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
α_{67}	-0.0152	-0.0104***	0.6696	-0.5158	-4.3864	-0.5129
	(11.5594)	(18.4349)	(25.7054)	(14.8286)	(5.7900)	(0.4559)
<i>t-stat</i>	-0,0013	-5,6415	0,0260	-0,0348	-0,7575	-1,1250
α_{71}	-0.0004	0.0250	0.0005	-0.0028*	0.0002	0.0045
	(0.0009)	(0.0347)	(0.0008)	(0.0015)	(0.0010)	(0.0948)
<i>t-stat</i>	0,4444	0,7205	0,6250	-1,8667	0,2000	0,0475
α_{72}	-0.0284	-0.1284	-0.0159	-0.0134	0.0335**	-18.7275***
	(0.0306)	(0.6935)	(0.0133)	(0.0127)	(0.0140)	(1.1477)
<i>t-stat</i>	-0,9281	-0,1851	-1,1955	-1,0551	2,3928	-16,3174
α_{73}	-0.0210	2.0948***	0.0174	0.0254***	0.0105	2.2833***
	(0.0170)	(0.1761)	(0.0173)	(0.0099)	(0.0127)	(0.4495)
<i>t-stat</i>	-1,2353	11,8955	1,0058	2,5656	0,8267	5,0796
α_{74}	-0.0702*	-0.7674***	-0.0183	0.0053	-0.0872**	-0.0075
	(0.0423)	(0.1391)	(0.0174)	(0.0073)	(0.0365)	(5.9476)
<i>t-stat</i>	-1,6596	-5,5169	-1,0517	0,7260	-2,3890	-0,0013
α_{75}	0.0080***	0.0010	0.0060***	0.0050***	0.0049***	0.0234

	(0.0007)	(0.0725)	(0.0008)	(0.0015)	(0.0010)	(0.1203)
<i>t-stat</i>	11,4286	0,0138	7,5000	3,3333	4,9000	0,1945
α_{76}	-0.0019	0.0213***	0.0014	0.0048	0.0005	-0.0001
	(0.0024)	(0.0061)	(0.0035)	(0.0098)	(0.0016)	(0.0569)
<i>t-stat</i>	-0,7917	3,4918	0,4000	0,4898	0,3125	-0,0018
α_{77}	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
GL	234	101	161	112	189	203

A tabela reporta as estimativas para os coeficientes padronizados do modelo SVAR(p) não-Gaussiano para cada país da amostra. Em parênteses são reportados os erros padrão. “*t-stat*” reporta os valores da estatística t. “GL” reporta os graus de liberdade. Os valores críticos para os graus de liberdade superiores a 120 são: 1,645 (10%), 1,960 (5%) e 2,576 (1%). *** Indica significância estatística de 1%. ** Indica significância estatística de 5%. * Indica significância estatística de 10%.

Fonte: Elaborado pela Autora

Na Tabela 10 e 10.1 é reportado os resultados da estimação dos coeficientes contemporâneos dos modelos SVAR(p) não-Gaussiano de acordo com a decomposição de Cholesky. A partir do teste de razão de razão de verossimilhança, pode-se perceber que esse modelo empírico se mostrou aderente a amostra, uma vez que, a hipótese nula não foi rejeitada para todos os países da amostra.

Ressalta-se que, embora as restrições propostas por Chatziantoniou, Duffy e Filis (2013) não tenham sido rejeitadas para o Brasil, Chile e Índia, as estatísticas de verossimilhança se mostraram mais fortes para o modelo com a decomposição de Cholesky, ao passo que, para a Colômbia e para o México o primeiro modelo de restrições teve uma melhor aderência aos dados.

Tabela 10 – Coeficientes Contemporâneos do SVAR(p) - Cholesky

Coef.	Brasil SVAR(3)	Chile SVAR(2)	Colômbia SVAR(2)	Índia SVAR(2)	México SVAR(2)	Rússia SVAR(3)
α_{11}	3.4525	2.9780	4.1583	3.0481	3.2919	3.3986
α_{21}	-0.0004	0.0270	-0.0171	0.0007	0.0376	-0.0213
α_{22}	0.3010	1.3550	2.2530	0.6689	0.5518	0.1125
α_{31}	0.0402	0.0166	0.0158	-0.0171	0.0278	-0.0049
α_{32}	0.0100	0.0643	-0.1985	0.1154	-0.0111	0.0228
α_{33}	0.2688	0.2507	0.2213	0.5927	0.3043	0.3563
α_{41}	0.0040	-0.0150	0.0065	-0.1390	-0.0036	-0.0047
α_{42}	0.1167	1.0474	0.0869	0.0371	0.0897	0.0332
α_{43}	-0.0108	0.0280	-0.0068	0.0080	0.0029	0.0072

α_{44}	0.1440	0.2667	0.7543	1.1833	0.1141	0.1039
α_{51}	-0.0867	-0.5665	-0.1892	-0.1622	-0.0918	-0.6429
α_{52}	0.4813	0.6960	1.8587	-0.0654	0.9018	0.4252
α_{53}	-0.6082	0.0344	-0.1294	-0.7777	-0.2084	-1.0359
α_{54}	-0.1737	1.0014	0.9387	-0.4587	-0.3681	0.3855
α_{55}	4.7418	2.9747	3.7700	3.4530	3.0417	3.9225
α_{61}	0.2074	0.9918	-0.0445	-0.0190	0.0694	0.0733
α_{62}	0.1620	0.4445	0.0189	-0.1605	0.4085	-2.0209
α_{63}	0.5633	-1.2219	-0.1294	-0.2237	0.2037	0.6767
α_{64}	0.3028	-0.1192	0.5005	-0.2105	-0.2656	-1.4726
α_{65}	0.0731	-0.8772	-0.0181	0.0940	0.1249	-0.3383
α_{66}	3.6198	9.2097	3.7891	2.6599	13.6610	6.1294
α_{71}	-0.0014	-0.0129	-0.0014	-0.0086	-0.0024	0.0020
α_{72}	-0.0045	0.0111	-0.0264	0.0064	0.0127	0.0108
α_{73}	-0.0016	0.0042	0.0001	0.0060	0.0031	-0.0006
α_{74}	-0.0019	0.0077	-0.0141	-0.0025	-0.0082	0.0025
α_{75}	0.0386	0.0073	0.0226	0.0149	0.0185	0.0150
α_{76}	-0.0063	-0.0034	0.0022	-0.0052	0.0073	0.0032
α_{77}	0.0508	0.0372	0.0397	0.0401	0.0410	0.0630
Estat.	-95.813	13.501	17.936	20.74	8.8744	-101.42
P-valor	1	0.8901	0.653	0.4749	0.9902	1

A tabela reporta as estimativas para os coeficientes do modelo SVAR(p) não-Gaussiano para cada país da amostra. “Estat.” reporta a estatística do teste de razão de verossimilhança. “P-valor.” reporta o p-valor do teste de razão de verossimilhança, onde a aceitação da hipótese nula indica a superioridade do modelo com as restrições da matriz de decomposição de Cholesky e a sua rejeição indica uma superioridade do modelo sem restrições.

Fonte: Elaborado pela Autora

Tabela 10.1 – Coeficientes Contemporâneos do SVAR(p) - Cholesky

Coef.	Brasil	Chile	Colômbia	Índia	México	Rússia
	SVAR(10)	SVAR(10)	SVAR(6)	SVAR(10)	SVAR(6)	SVAR(6)
α_{11}	3.0821	1.3234	3.4463	1.7474	2.8890	3.2399
α_{21}	0.0079	-0.0110	-0.0039	-0.0594	0.0271	-0.0185
α_{22}	0.1286	0.1035	1.4922	0.2384	0.2443	0.1087
α_{31}	0.0232	0.0166	-0.0044	-0.0475	0.0186	-0.0124
α_{32}	0.0072	-0.0108	-0.0436	-0.1111	0.0100	0.0557
α_{33}	0.2001	0.0924	0.1716	0.3090	0.2452	0.3528
α_{41}	0.0132	0.0034	-0.0135	-0.0159	0.0008	-0.0095

α_{42}	0.0598	0.0507	0.1199	-0.0359	0.0385	0.0307
α_{43}	-0.0097	0.0186	0.0101	0.0060	-0.0006	0.0099
α_{44}	0.0816	0.0806	0.1657	0.4021	0.0777	0.0630
α_{51}	-0.0698	-0.1380	-0.4144	-0.3504	0.0314	-1.0153
α_{52}	0.0411	-0.2797	1.6599	0.0511	0.1999	0.3092
α_{53}	-0.7206	-0.6206	-0.0346	-0.2126	0.0378	-1.2787
α_{54}	-0.1991	0.0909	0.0454	0.3221	-0.2391	0.1471
α_{55}	3.7416	1.6786	3.1284	1.8889	2.8671	3.5321
α_{61}	0.2143	-0.9569	0.1691	-0.0754	-0.0177	0.5976
α_{62}	0.1673	1.3794	0.4044	0.3042	0.1871	-2.0715
α_{63}	0.6056	0.5649	0.2324	-0.3654	0.1602	1.0283
α_{64}	0.3183	1.0973	0.5045	-0.5278	-0.2004	-1.2378
α_{65}	0.1752	0.6863	-0.0887	0.0590	0.1217	-0.6138
α_{66}	2.8591	1.8060	2.8058	1.0959	4.3568	6.2326
α_{71}	-0.002	0.0023	-0.0006	-0.0062	0.0005	-0.0017
α_{72}	-0.0035	0.0048	-0.0174	-0.0025	0.0074	0.0106
α_{73}	-0.0063	0.0018	0.0036	0.0068	0.0019	-0.0014
α_{74}	-0.0056	-0.0038	-0.0033	0.0025	-0.0068	-0.0004
α_{75}	0.0299	0.0020	0.0187	0.0092	0.0143	0.0113
α_{76}	-0.0055	-0.0005	0.0042	0.0046	-0.0018	-0.0006
α_{77}	0.0420	0.0144	0.0331	0.0280	0.0376	0.0577
Estat.	-84.963	11.566	9.563	9.0416	11.533	-80.351
P-valor	1	0.9506	0.984	0.9889	0.9514	1

A tabela reporta as estimativas para os coeficientes do modelo SVAR(p) não-Gaussiano para cada país da amostra. “Estat.” reporta a estatística do teste de razão de verossimilhança. “P-valor.” reporta o p-valor do teste de razão de verossimilhança, onde a aceitação da hipótese nula indica a superioridade do modelo com as restrições da matriz de decomposição de Cholesky e a sua rejeição indica uma superioridade do modelo sem restrições.

Fonte: Elaborado pela Autora

Na Tabela 11 e 11.1 é reportado os resultados da estimação dos coeficientes contemporâneos padronizados dos modelos SVAR(p) não-Gaussiano de acordo com a decomposição de Cholesky. Os coeficientes α_{64} estimados possuem significâncias estatísticas diferentes ao do primeiro modelo, de forma que, evidenciou-se uma interrelação contemporânea entre as políticas monetária e fiscal apenas o Chile, a Colômbia e a Índia para o modelo SVAR com mais *lags* e para o México e Rússia no modelo SVAR com menos *lags*.

α_{61}	0.0601 (0.0579)	0.3330 (0.2748)	-0.0107 (0.0726)	-0.0062 (0.0476)	0.0210 (0.0434)	0.0215 (0.1500)
<i>t-stat</i>	1,0379	1,2008	-0,1473	-0,1302	0,4838	0,1433
α_{62}	0.5383 (1.5098)	0.3281 (1.9192)	0.0084 (0.8620)	-0.2399 (0.2635)	0.7402 (0.7497)	-17.9519*** (4.3174)
<i>t-stat</i>	0,3565	0,1709	0,0097	-0,9104	0,9873	-4,1580
α_{63}	2.0953*** (0.7884)	-4.8731* (2.8882)	0.7777 (1.2699)	-0.3775 (0.3011)	0.6694 (0.4552)	1.8992* (1.0218)
<i>t-stat</i>	2,6576	-1,6872	0,6124	-1,2537	1,4705	1,8586
α_{64}	2.1021 (1.4915)	-0.4471 (2.7239)	0.6635 (1.0513)	-0.1779 (0.1531)	-2.3274* (1.3237)	-14.1617*** (4.4857)
<i>t-stat</i>	1,4093	-0,1641	0,6311	-1,1619	-1,7582	-3,1570
α_{65}	0.0154 (0.0446)	-0.2949 (0.2427)	-0.0048 (0.0798)	0.0272 (0.0432)	0.0410 (0.0424)	-0.0862 (0.1097)
<i>t-stat</i>	0,3452	-1,2150	-0,0601	0,6296	0,9669	-0,7857
α_{66}	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
α_{71}	-0.0004 (0.0012)	-0.0043*** (0.0013)	-0.0004 (0.0009)	-0.0028** (0.0012)	-0.0007 (0.0010)	0.0006 (0.0013)
<i>t-stat</i>	-0,3333	-3,3076	-0,4444	-2,3333	-0,7000	0,4615
α_{72}	-0.0149 (0.0264)	0.0082 (0.0110)	-0.0117 (0.0109)	0.0096 (0.0067)	0.0231** (0.0096)	0.0962*** (0.0257)
<i>t-stat</i>	-0,5643	0,7454	-1,0733	1,4328	2,4062	3,7431
α_{73}	-0.0060 (0.0150)	0.0168 (0.0153)	0.0006 (0.0161)	0.0102 (0.0068)	0.0104 (0.0111)	-0.0017 (0.0110)
<i>t-stat</i>	-0,4000	1,0980	0,0372	1,5000	0,9369	-0,1545
α_{74}	-0.0132 (0.0275)	0.0289** (0.0142)	-0.0186 (0.0119)	-0.0021 (0.0033)	-0.0723*** (0.0273)	0.0247 (0.0402)
<i>t-stat</i>	-0,4800	2,0352	-1,5630	-0,6363	-2,6483	0,6144
α_{75}	0.0081*** (0.0007)	0.0024** (0.0012)	0.0059*** (0.0008)	0.0043*** (0.0010)	0.0060*** (0.0010)	0.0038*** (0.0011)
<i>t-stat</i>	11,5714	2,0000	7,3750	4,3000	6,0000	3,4545
α_{76}	-0.0017** (0.0008)	-0.0004 (0.0004)	0.0006 (0.0008)	-0.0019 (0.0020)	0.0005 (0.0009)	0.0005 (0.0007)
<i>t-stat</i>	2,1250	-1,0000	0,7500	-0,9500	0,5555	0,7142
α_{77}	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
GL	234	101	161	112	189	203

A tabela reporta as estimativas para os coeficientes padronizados do modelo SVAR(p) não-Gaussiano para cada país da amostra. Em parênteses são reportados os erros padrão. “*t-stat*” reporta os valores da estatística t. “GL” reporta os graus de liberdade. Os valores críticos para os graus de liberdade superiores a 120 são: 1,645 (10%),

1,960 (5%) e 2,576 (1%). *** Indica significância estatística de 1%. ** Indica significância estatística de 5%. * Indica significância estatística de 10%.

Fonte: Elaborado pela Autora

Tabela 11.1 – Coeficientes Contemporâneos Padronizados do SVAR(p) - Cholesky

Coef.	Brasil SVAR(10)	Chile SVAR(10)	Colômbia SVAR(6)	Índia SVAR(10)	México SVAR(6)	Rússia SVAR(6)
α_{11}	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
α_{21}	0.0026 (0.0020)	-0.0083 (0.0081)	-0.0012 (0.0035)	-0.0339*** (0.0125)	0.0094** (0.0043)	-0.0057** (0.0023)
<i>t-stat</i>	1,3000	-1,0247	-0,3429	-2,7120	2,1860	-2,4782
α_{22}	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
α_{31}	0.0075* (0.0044)	0.0126* (0.0066)	-0.0013 (0.0039)	-0.0272 (0.0184)	0.0064 (0.0053)	-0.0038 (0.0078)
<i>t-stat</i>	1,7045	1,9091	-0,3333	-1,4783	1,2075	-0,4872
α_{32}	0.0562 (0.1204)	-0.1042 (0.0846)	-0.0292 (0.0590)	-0.4660*** (0.1270)	0.0410 (0.0641)	0.5121*** (0.1352)
<i>t-stat</i>	0,4668	-1,2317	-0,4949	-3,6693	0,6396	3,7877
α_{33}	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
α_{41}	0.0042** (0.0020)	0.0026 (0.0074)	-0.0039 (0.0032)	-0.0091 (0.0228)	0.0003 (0.0020)	-0.0029* (0.0015)
<i>t-stat</i>	2,1000	0,3514	-1,2187	-0,3991	0,1500	-1,9333
α_{42}	0.4652*** (0.0454)	0.4905*** (0.0856)	0.0804 (0.0525)	-0.1508 (0.1647)	0.1576*** (0.0237)	0.2820*** (0.0361)
<i>t-stat</i>	10,2467	5,7301	1,5314	-0,9156	6,6497	7,8116
α_{43}	-0.0488* (0.0274)	0.2008** (0.0858)	0.0591 (0.0669)	0.0195 (0.1274)	-0.0026 (0.0236)	0.0283*** (0.0105)
<i>t-stat</i>	-1,7810	2,3403	0,8834	0,1531	-0,1101	2,6952
α_{44}	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
α_{51}	-0.0227 (0.0842)	-0.1043 (0.1313)	-0.1203* (0.0729)	-0.2005* (0.1043)	0.0108 (0.0713)	-0.3134*** (0.0866)
<i>t-stat</i>	-0,2696	-0,7944	-1,6502	-1,9223	0,1514	-3,6189
α_{52}	0.3198 (2.1865)	-2.7030 (1.8640)	1.1125 (1.0695)	0.2143 (0.8179)	0.8183 (0.9982)	2.8438* (1.4857)
<i>t-stat</i>	0,1463	-1,4501	1,0402	0,2620	0,8197	1,9141
α_{53}	-3.6004*** (1.2080)	-6.7163*** (1.7949)	-0.2019 (1.4752)	-0.6880 (0.5810)	0.1542 (0.8367)	-3.6243*** (0.6647)
<i>t-stat</i>	-2,9805	-3,7419	-0,1369	-1,1842	0,1842	-5,4525

GL	234	101	161	112	189	203
-----------	-----	-----	-----	-----	-----	-----

A tabela reporta as estimativas para os coeficientes padronizados do modelo SVAR(p) não-Gaussiano para cada país da amostra. Em parênteses são reportados os erros padrão. “*t-stat*” reporta os valores da estatística t. “GL” reporta os graus de liberdade. Os valores críticos para os graus de liberdade superiores a 120 são: 1,645 (10%), 1,960 (5%) e 2,576 (1%). *** Indica significância estatística de 1%. ** Indica significância estatística de 5%. * Indica significância estatística de 10%.

Fonte: Elaborado pela Autora

4.2.1.1. Brasil

As estatísticas do teste de razão de verossimilhança reportados nas tabelas 8, 8.1, 10 e 10.1 indicam que a hipótese nula não é rejeitada, ou seja, os dois métodos de identificação das restrições estruturais do modelo SVAR não-Gaussiano tiveram um bom ajuste aos dados, tanto para o modelo com três *lags* quanto para o modelo com dez *lags*.

Os resultados da Tabela 9 e 9.1 indicam que, conforme as restrições propostas por Chatziantoniou, Duffy e Filis (2013), os retornos acionários do mercado brasileiro são contemporaneamente influenciados pelos choques da oferta de moeda. De forma que, no modelo SVAR(10) também há influência dos choques de gastos do governo.

Já os resultados da Tabela 11 e 11.1 indicam que, conforme as restrições da decomposição de Cholesky, os retornos acionários do mercado brasileiro são contemporaneamente influenciados pelos choques da oferta de moeda e pelos choques de taxa de juros. De forma que, no modelo SVAR(10) há evidência de influência significativa também dos choques de preço.

4.2.1.2. Chile

As estatísticas do teste de razão de verossimilhança reportados nas tabelas 8, 8.1, 10 e 10.1 indicam que a hipótese nula não é rejeitada, ou seja, os dois métodos de identificação das restrições estruturais do modelo SVAR não-Gaussiano tiveram um bom ajuste aos dados.

Os resultados da Tabela 9 e 9.1 indicam que, conforme as restrições propostas por Chatziantoniou, Duffy e Filis (2013), os retornos acionários do mercado chileno são contemporaneamente influenciados pelos choques de gastos do governo. De forma que, no modelo SVAR(3) há evidência de influência significativa também dos choques de demanda

global e oferta de moeda. Ao passo que, no modelo SVAR(10) há evidência de influência significativa também dos choques de preços e dos choques de renda.

Os resultados da Tabela 11 e 11.1 indicam que, conforme as restrições da decomposição de Cholesky, os retornos acionários do mercado chileno são contemporaneamente influenciados apenas pelos choques de gastos do governo. De forma que, no modelo SVAR(3) há evidência de influência significativa também dos choques de demanda global e oferta de moeda. Ao passo que, no modelo SVAR(10) há evidência de influência significativa também dos choques de renda.

4.2.1.3. Colômbia

As estatísticas do teste de razão de verossimilhança reportados nas tabelas 8, 8.1, 10 e 10.1 indicam que a hipótese nula não é rejeitada, ou seja, os dois métodos de identificação das restrições estruturais do modelo SVAR não-Gaussiano tiveram um bom ajuste aos dados.

Os resultados da Tabela 9, 9.1, 11 e 11.1 indicam que, tanto para as restrições propostas por Chatziantoniou, Duffy e Filis (2013) quanto para as da decomposição de Cholesky, os retornos acionários do mercado colombiano são contemporaneamente influenciados pelos choques da oferta de moeda. De forma que para o modelo SVAR(3) com as restrições propostas por Chatziantoniou, Duffy e Filis (2013) há evidência de influência significativa também dos choques de gastos do governo.

4.2.1.4. Índia

As estatísticas do teste de razão de verossimilhança reportados nas tabelas 8, 8.1, 10 e 10.1 indicam que a hipótese nula não é rejeitada, ou seja, os dois métodos de identificação das restrições estruturais do modelo SVAR não-Gaussiano tiveram um bom ajuste aos dados.

Os resultados da Tabela 9, 9.1, 11 e 11.1 indicam que, tanto para as restrições propostas por Chatziantoniou, Duffy e Filis (2013) quanto para as da decomposição de Cholesky, os retornos acionários do mercado indiano são contemporaneamente influenciados pelos choques de demanda global e pelos choques da oferta de moeda. De forma que para o modelo SVAR(10) há evidência de influência significativa também dos choques de preços.

4.2.1.5. México

As estatísticas do teste de razão de verossimilhança reportados nas tabelas 8, 8.1, 10 e 10.1 indicam que a hipótese nula não é rejeitada, ou seja, os dois métodos de identificação das restrições estruturais do modelo SVAR não-Gaussiano tiveram um bom ajuste aos dados.

Os resultados da Tabela 9, 9.1, 11 e 11.1 indicam que, tanto para as restrições propostas por Chatziantoniou, Duffy e Filis (2013) quanto para as da decomposição de Cholesky, os retornos acionários do mercado mexicano são contemporaneamente influenciados pelos choques de renda, pelos choques dos gastos do governo e pelos choques da oferta de moeda.

4.2.1.6. Rússia

As estatísticas do teste de razão de verossimilhança reportados nas tabelas 8 e 8.1 indicam que o método de identificação das restrições estruturais propostas por Chatziantoniou, Duffy e Filis (2013), considerando o modelo SVAR não-Gaussiano, não tiveram um bom ajuste aos dados, visto que, a hipótese nula foi rejeitada. Porém, os resultados reportados nas tabelas 10 e 10.1 indicam que hipótese nula não é rejeitada para o método de identificação estruturais da decomposição de Cholesky.

Os resultados da Tabela 11 e 11.1 indicam que, conforme as restrições da decomposição de Cholesky, os retornos acionários do mercado russo são contemporaneamente influenciados pelos choques de renda e pelos choques de oferta de moeda.

5 CONCLUSÕES

O objetivo do presente estudo foi investigar se os choques macroeconômicos conseguem explicar, significativamente, os retornos das ações dos países emergentes. Para isso, o modelo SVAR(p) não-Gaussiano foi estimado de acordo com duas metodologias de identificação das restrições estruturais, a saber: o proposto por Chatziantoniou, Duffy e Filis (2013) e a decomposição de Cholesky.

Os resultados deste estudo: (i) indicam que os choques macroeconômicos influenciam significativamente os retornos acionários dos mercados emergentes. Porém, a influência desses choques pode variar de acordo com cada país e com a quantidade de *lags* utilizados; (ii) evidenciaram uma interrelação entre as políticas monetária e fiscal para a maioria dos países da amostra, porém, apenas para o modelo SVAR com uma maior quantidade de *lags* e, (iii) indicam que a correta escolha das restrições é de suma importância em uma análise SVAR, visto que, podem indicar interpretações diferentes.

Apesar de haver algumas críticas na literatura acerca da utilização da decomposição de Cholesky para identificação dos choques estruturais, devido a premissa de que o triângulo matricial superior ou inferior pode não permitir que as restrições sejam necessariamente consistentes com uma teoria econômica, os resultados encontrados nessa monografia demonstram que, dado o cenário macroeconômico dos países emergentes, e o modelo SVAR(p) não-Gaussiano, a decomposição de Cholesky se mostrou superior as restrições propostas por Chatziantoniou, Duffy e Filis (2013) e ao modelo sem restrições.

Como sugestões para extensão dessa pesquisa, alguns caminhos se mostram interessantes: primeiro, a metodologia usada neste trabalho pode ser aplicada a mais países emergentes; segundo, os resultados encontrados neste trabalho podem ser comparados com as estimações realizadas através de outras escolhas metodológicas, como outros métodos de identificação das restrições estruturais; terceiro, uma investigação acerca da superioridade da decomposição de Cholesky frente as restrições de Chatziantoniou, Duffy e Filis (2013) para as estimativas do SVAR não-Gaussiano; quarto, uma investigação mais abrangente acerca da influência da quantidade de *lags* na análise do impacto dos choques macroeconômicos nos retornos acionários.

REFERÊNCIAS

- ABUGRI, B.A. Empirical relationship between macroeconomic volatility and stock returns: Evidence from Latin American markets. **International Review of Financial Analysis**, v.17, p.396-410, 2008. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2006.09.002>
- AKAIKE, H. Statistical predictor identification. **Ann. Inst. Statist. Math.**, v. 22, p. 203–217, 1970.
- AKAIKE, H. A new look at the statistical model identification. **IEEE Transactions on Automatic Control**, Boston, v.19, n.6, p.716-723, 1974.
- ANSCOMBE, F.J.; GLYNN, W.J. Distribution of kurtosis statistic for normal statistics. **Biometrika**, v.70, n.1, p.227-234, 1983.
- BERA, A.; JARQUE, C. Efficient test for normality, heterocedasticity and serial independence of regression residuals. **Econometrics Letters**, v.6, p.255–259, 1980.
- BLANCHARD, O.J. Output, the stock market and, interest rates. **The American Economic Review**, v.71, p.132-143, 1981.
- BLANCHARD, O.J.; QUAH, D. The dynamics effects of aggregate demand and supply disturbances. **The American Economic Review**, v.79, p.655-673, 1989.
- BREUSCH, T. Testing for Autocorrelation in Dynamic Linear Models. **Australian Economic Papers**, v.17, p.334-355, 1978.
- CASLER, S.D. Why growth rates? Which growth rate? Specification and measurement issues in estimating elasticity values. **The American Economist**, v.60, n.2, p.142-161, 2015.
- CHATZIANTONIOU, I.; DUFFY, D.; FILIS, G. Stock market response to monetary and fiscal policy shocks: Multi-country evidence. **Economic Modelling**, v.30, p.754-769, 2013.
- D'AGOSTINO, R.B. Transformation to normality of the null distribution of g_1 . **Biometrika**, v.57, n.3, p.679-681, 1970.
- ENGLE, R. Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. **Econometrica**, v. 50, n. 4, p. 987–1007, 1982.
- FAGIOLO, G.; NAPOLETANO, M.; ROVENTINI, A. Are Output Growth-Rate Distributions Fat-Tailed? Some Evidence from Oecd Countries. **Journal of Applied Econometrics**, v. 23, n.5, p.639-669, 2008.
- FLANNERY, M.J.; PROTOPAPADAKIS, A.A. Macroeconomic factors do influence aggregate stock returns. **The Review of Financial Studies**, v.15, n.3, p.751-782, 2002.
- GODFREY, L.G. Testing for higher order serial correlation in regression equations when the regressors include lagged dependent variables. **Econometrica**, v.46, n.6, p.1303-1310, 1978.

HANNAN, E.J.; QUINN, B.G. The determination of the order of an autoregression. **Journal of the Royal Statistical Society. Series B**, v.41, n.2, p.190–195, 1979.

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.

INCI, A.C.; LEE, B.S. Dynamic relations between stock returns and exchange rate changes. **European Financial Management**, v. 20, n. 1, p.71-106, 2014.

KANG, W.; RATTI, R.A. Oil shocks, policy uncertainty and stock market return. **Journal Of International Financial Markets, Institutions and Money**, v.26, p.305-318, 2013. DOI: <https://doi.org/doi: 10.1016/j.intfin.2013.07.001>

LANGE, A.; DALHEIMER, B.; HERWARTZ, H.; MAXAND, S. svars: An R package for data-driven identification in multivariate time series analysis. **Journal of Statistical Software**, v.97, i.5, p.1-34, 2021. DOI: <https://doi.org/10.18637/jss.v097.i05>

LANNE, M.; MEITZ, M.; SAIKKONEN, P. Identification and estimation of non-Gaussian structural vector autoregressions. **Journal of Econometrics**, v.196, p.288-304, 2017. DOI: <http://dx.doi.org/10.1016/j.jeconom.2016.06.002>

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

R Core Team. **R: A language and environment for statistical computing**. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria, 2021.

RAMEY, V.A. Macroeconomic shocks and their propagation. **NBER Working Paper Series**, Working Paper 21978, 2016.

SCHWARZ, G. Estimating the dimension of a model. **Annals of Statistics**, n.6, p.461-464, 1978.

SHAPIRO, S.S.; WILK, M. An analysis of variance test for normality (complete samples). **Biometrika**, v.52, p.591–611, 1965.

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

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

YANG, E.; KIM, S.H.; KIM, M.H.; RYU, D. Macroeconomics shocks and stock market returns: the case of Korea. **Applied Economics**, v.50, n.7, p.757-773, 2018. DOI: <https://doi.org/10.1080/00036846.2017.1340574>

APÊNDICE A – DESCRIÇÃO DETALHADA DOS DADOS COLETADOS

Os dados dos índices acionários para os países da amostra foram coletados na Datastream através do seguinte caminho: *Economics >> Key Indicators by Economic Category >> Money & Finance >> Stock Price Index*. A Tabela A.1 traz informações detalhadas acerca da coleta de dados na base da Eikon - Thomson Reuters.

Tabela A.1 - Índices Acionários.

País	Símbolo	Dados Desde	Frequência	Fonte
Brasil	BRSHRPRCF	Janeiro/1982	Mensal	BM&FBOVESPA
Chile	CLSHRPRCF	Janeiro/1990	Mensal	S&P Dow Jones Indices
China	CHSHRPRCF	Janeiro/1997	Mensal	National Bureau of Statistics of China
Colômbia	CBSHRPRCF	Janeiro/2008	Mensal	Bolsa de Valores da Colômbia
Índia	INSHRPRCF	Janeiro/1987	Mensal	S&P Dow Jones Indices
México	MXSHRPRCF	Janeiro/1981	Mensal	Bolsa Mexicana de Valores
Rússia	RSSHPRCF	Setembro/1997	Mensal	Moscow Exchange

Fonte: Elaborado pela Autora.

A Tabela A.2 traz informações acerca das características dos índices acionários da amostra utilizada neste estudo.

Tabela A.2 - Características dos Índices Acionários.

País	Índice	Ajuste	Conversão	Moeda
Brasil	Bovespa Index	Not Seasonally Adjusted	End of Period	Brazilian Real
Chile	CLX IGPA Index	Not Seasonally Adjusted	End of Period	Chilean Peso
China	Shanghai SE Composite Index	Not Seasonally Adjusted	Average	Chinese Yuan Renminbi
Colômbia	COLCAP Index	Not Seasonally Adjusted	Average	Colombian Peso
Índia	BSE-100 Index	Not Seasonally Adjusted	End of Period	Indian Rupee
México	MXSE Mexico Index	Not Seasonally Adjusted	End of Period	Mexican Peso
Rússia	MICEX Index	Not Seasonally Adjusted	End of Period	Russian Ruble

Fonte: Elaborado pela Autora.

A maioria dos dados referentes aos indicadores macroeconômicos para os países da amostra foram coletados na Datastream através dos seguintes caminhos: *Economics >> Refinitiv Comparable Economics >> Money & Finance: Money Supply M1 / National Accounts: GDP (Real) / Price: CPI (Seasonally adj) / Government Consumption (Real); Interest Rates >> National Interest Rates.*

A Tabela A.3 traz informações detalhadas acerca da coleta de dados na base da Eikon - Thomson Reuters e acerca das demais características das variáveis macroeconômicas dos países da amostra utilizada neste estudo. Para todas as séries temporais os dados foram coletados com a frequência mensal, exceto pelo PIB real e pela variável de Gastos do Governo que são indicadores trimestrais.

Tabela A.3 – Características das Variáveis Macroeconômicas.

País	Nome	Símbolo	Dados Desde	Preços	Ajuste	Conversão	Escala
Brasil	Tx. Juros	BRSELIC	Jul/1996	Index	-	-	Index
	Gastos do Governo	BRCGCE..D	Q1/1996	Constant	Seasonally Adjusted	Sum	Billions
	M1	BRCMS1..B	Dez/2001	Current	Seasonally Adjusted	End of Period	Billions
	PIB Real	BRCGDP..D	Q1/1996	Constant	Seasonally Adjusted	Sum	Billions
	IPC	BRCCPI..E	Abr/1990	Index	Seasonally Adjusted	Average	Index
Chile	Tx. Juros	CLMONPR	Fev/1997	Index	-	-	Index
	Gastos do Governo	CLCGCE..D	Q1/2013	Constant	Seasonally Adjusted	Sum	Billions
	M1	CLCMS1..B	Dez/1965	Current	Seasonally Adjusted	End of Period	Billions
	PIB Real	CLCGDP..D	Q1/1996	Constant	Seasonally Adjusted	Sum	Billions
	IPC	CLCCPI..E	Mar/1928	Index	Seasonally Adjusted	Average	Index
China	Tx. Juros	CHLPR1Y	Out/2013	Index	-	-	Index
	Gastos do Governo	CHCGCE..D	1952	Constant	Seasonally Adjusted	Sum	Billions
	M1	CHCMS1..B	Jan/1978	Current	Seasonally Adjusted	End of Period	Billions
	PIB Real	CHCGDP..D	Q1/1992	Constant	Seasonally Adjusted	Sum	Billions
	IPC	CHCCPI..E	Jan/1993	Index	Seasonally Adjusted	Average	Index
Colômbia	Tx. Juros	CBFTDEP	Jan/2001	Index	-	-	Index
	Gastos do Governo	CBCGCE..D	Q1/2000	Constant	Seasonally Adjusted	Sum	Billions
	M1	CBCMS1..B	Jan/1980	Current	Seasonally Adjusted	End of Period	Billions
	PIB Real	CBCGDP..D	Q1/2005	Constant	Seasonally Adjusted	Sum	Billions

	IPC	CBCCP1..E	Jan/1954	Index	Seasonally Adjusted	Average	Index
	Tx. Juros	INREPO.	Fev/1996	Index	-	-	Index
Índia	Gastos do Governo	INCGCE..D	Q2/2011	Constant	Seasonally Adjusted	Sum	Billions
	M1	INCMS1..B	Mar/1995	Current	Seasonally Adjusted	End of Period	Billions
	PIB Real	INCGDP..D	Q2/1996	Constant	Seasonally Adjusted	Sum	Billions
	IPC	INCCPI..E	Mar/1960	Index	Seasonally Adjusted	Average	Index
	Tx. Juros	MXOVERN	Mar/1995	Index	-	-	Index
México	Gastos do Governo	MXCGCE..D	Q1/1993	Constant	Seasonally Adjusted	Average	Billions
	M1	MXCMS1..B	Dez/2000	Current	Seasonally Adjusted	End of Period	Billions
	PIB Real	MXCGDP..D	Q1/1993	Constant	Seasonally Adjusted	Sum	Billions
	IPC	MXCCPI..E	Jan/1969	Index	Seasonally Adjusted	Average	Index
	Tx. Juros	RSREPOR	Nov/2002	Index	-	-	Index
Rússia	Gastos do Governo	RSCGCE..D	Q1/2011	Constant	Seasonally Adjusted	Sum	Billions
	M1	RSCMS1..B	Dez/2000	Current	Seasonally Adjusted	End of Period	Billions
	PIB Real	RSCGDP..D	Q1/2003	Constant	Seasonally Adjusted	Sum	Billions
	IPC	RSCCPI..E	Jan/1992	Index	Seasonally Adjusted	Average	Index

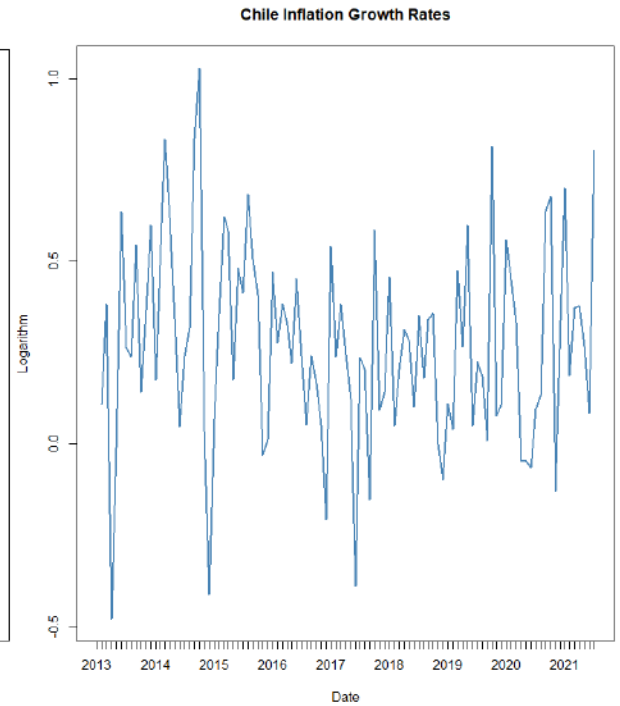
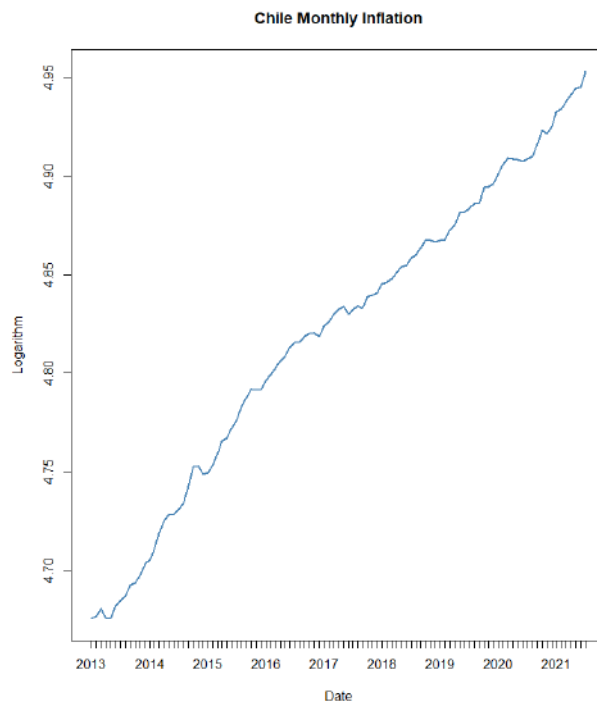
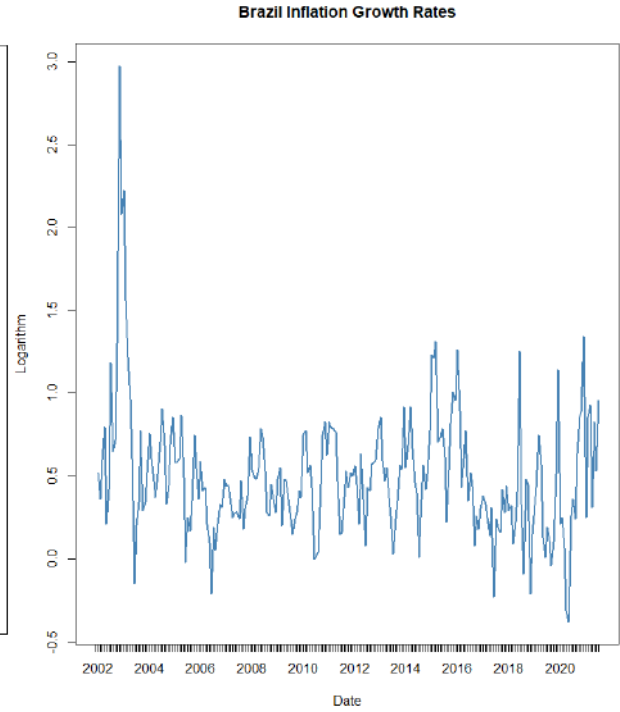
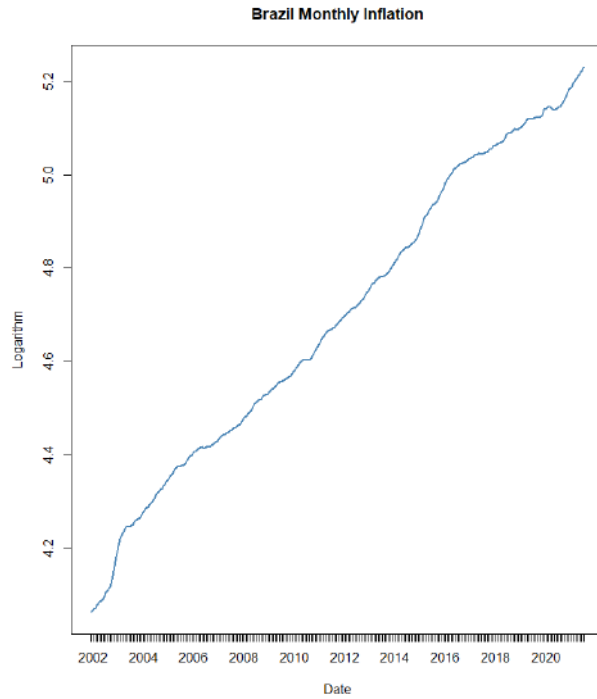
Fonte: Elaborado pela Autora.

Como as modelagens realizadas dependem de variáveis expressas em valores reais e ajustados sazonalmente, para os dados em que não foi possível a sua coleta, foram realizadas as respectivas transformações, da seguinte forma:

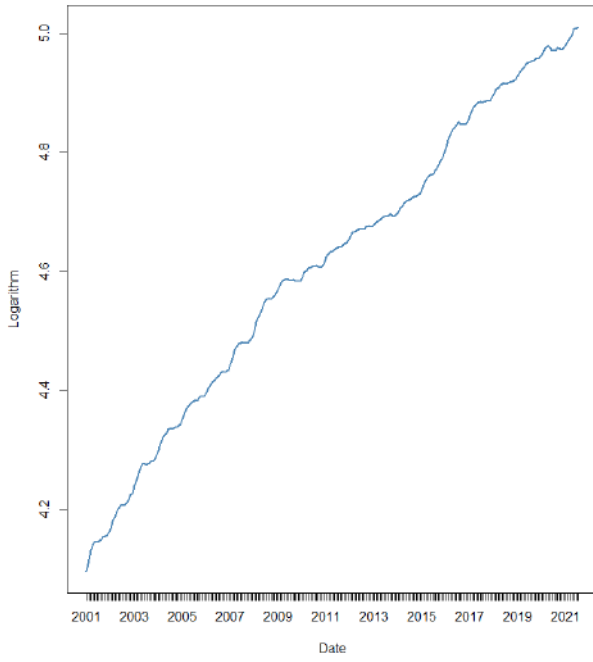
- Para transformar um dado expresso em “*current price*” em um dado expresso em “*constant price*” foi utilizado o índice de preços ao consumidor como deflator.
- Ressalta-se que, apesar dos índices acionários estarem expressos em valores não sazonalmente ajustados, o pacote “seasonal” (Sax e Eddelbuettel, 2021) do R, indicou a não necessidade de transformação da série temporal para dados ajustados sazonalmente por não conterem picos sazonais visualmente relevantes, com exceção para o índice acionário da Colômbia e do México.

APÊNDICE B – GRÁFICOS DAS SÉRIES TEMPORAIS

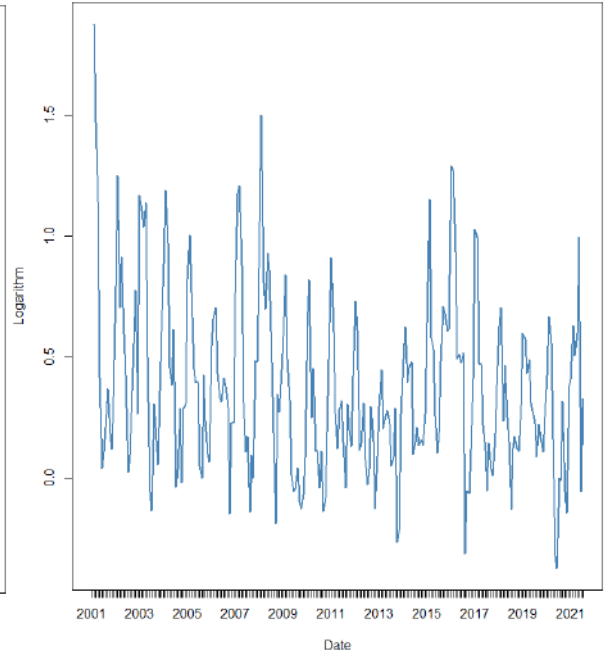
B.1. Inflação



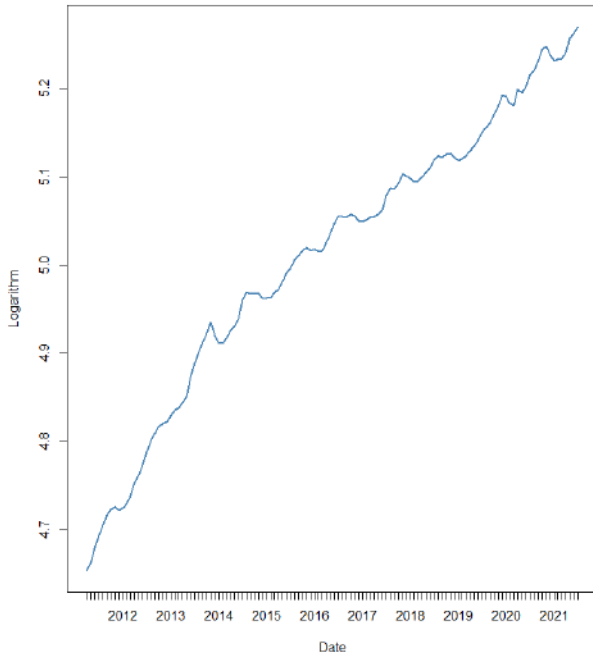
Colombia Monthly Inflation



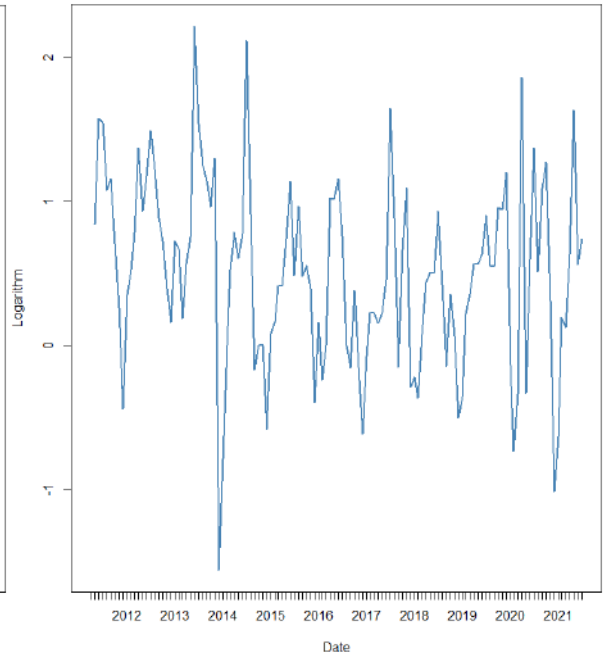
Colombia Inflation Growth Rates



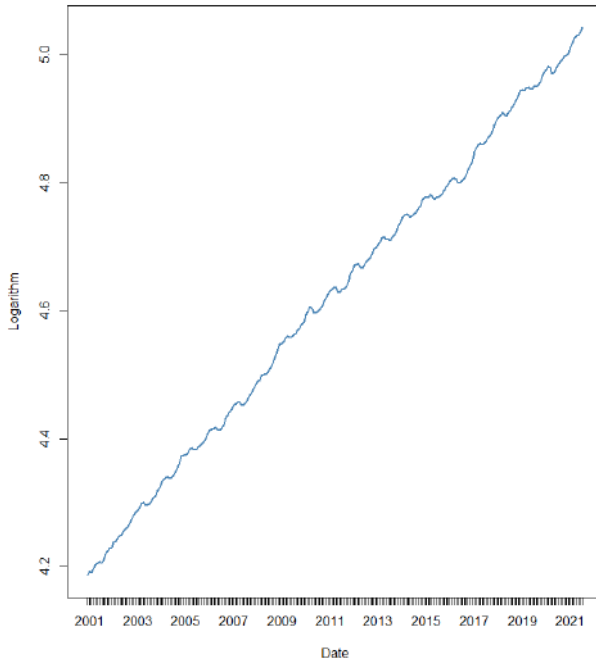
India Monthly Inflation



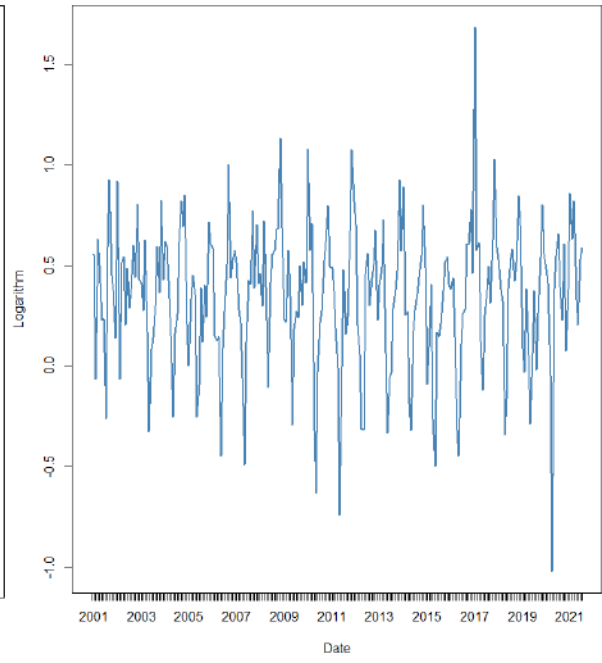
India Inflation Growth Rates



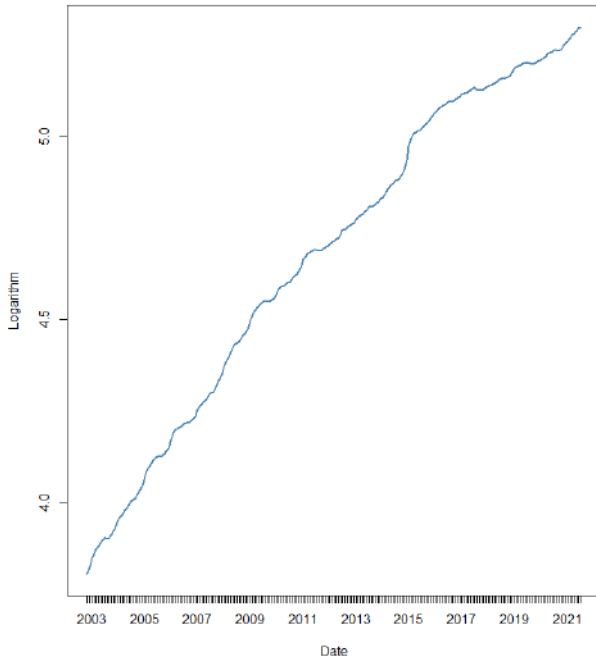
Mexico Monthly Inflation



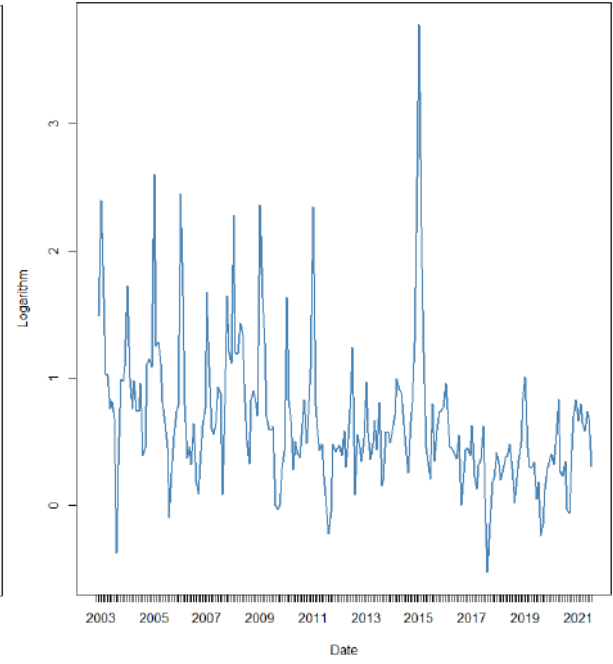
Mexico Inflation Growth Rates



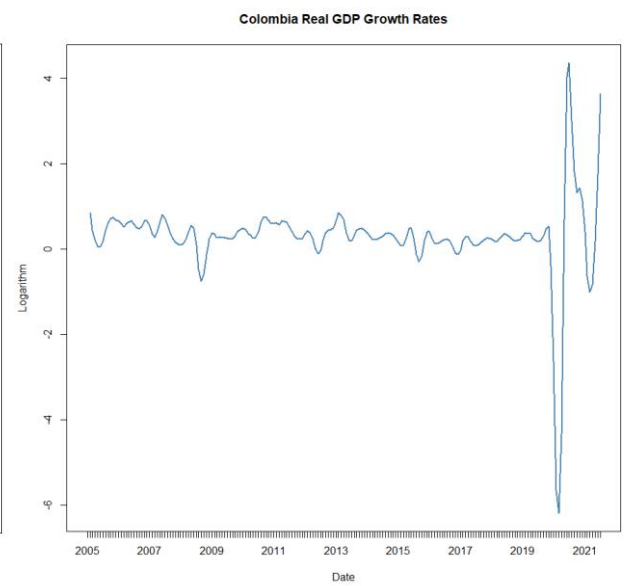
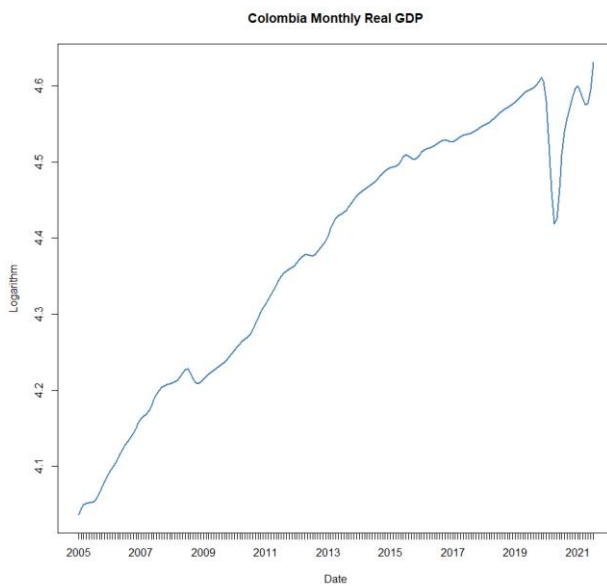
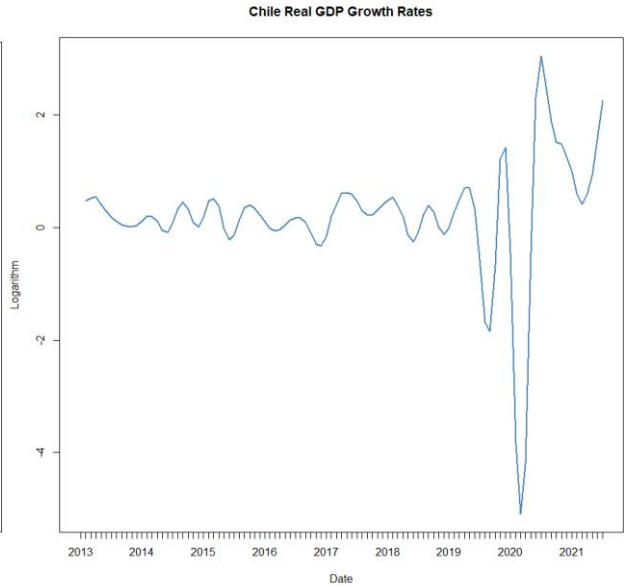
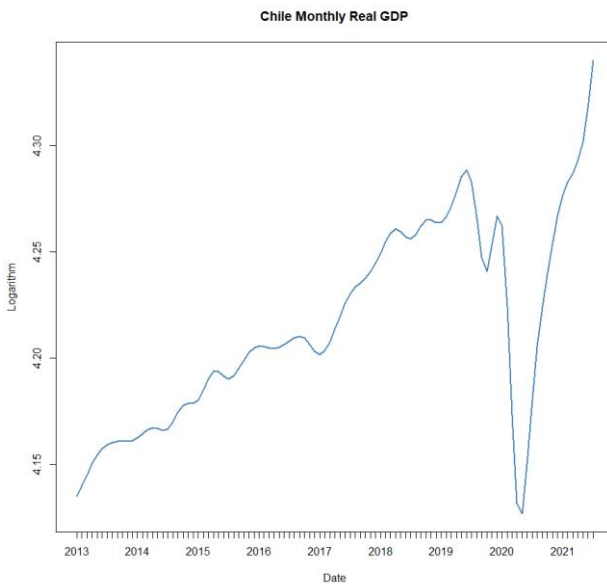
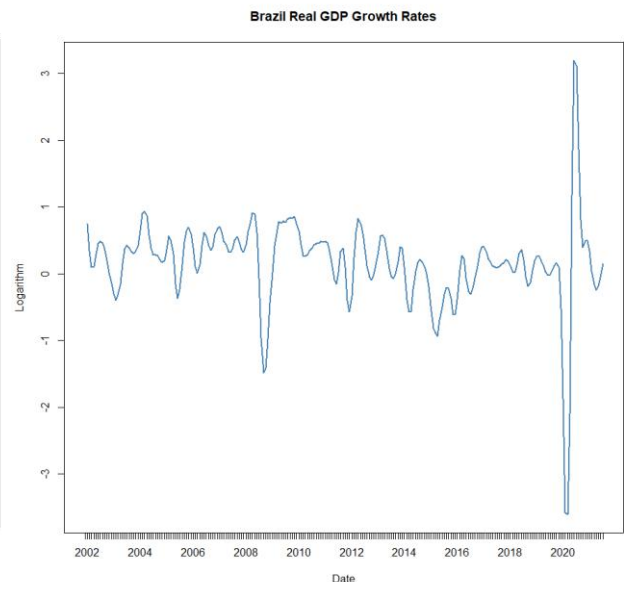
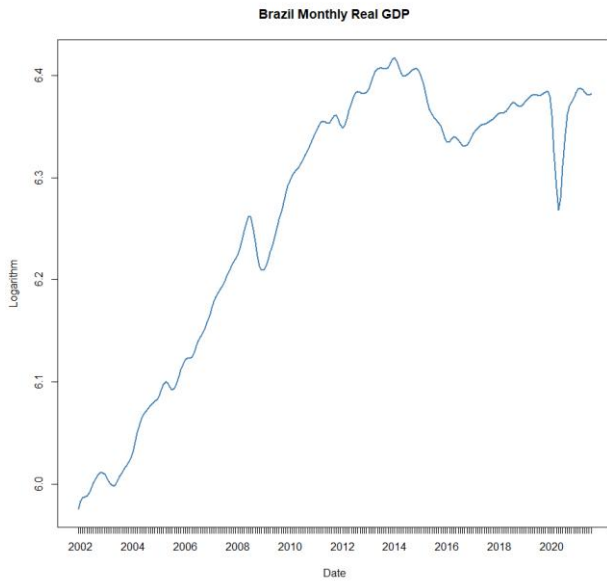
Russia Monthly Inflation



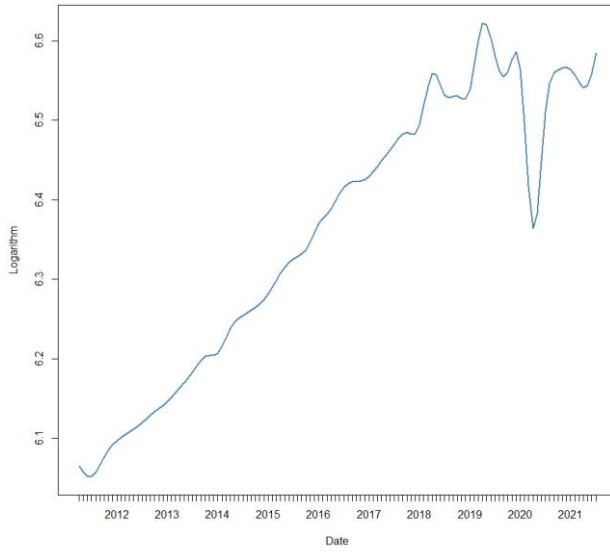
Russia Inflation Growth Rates



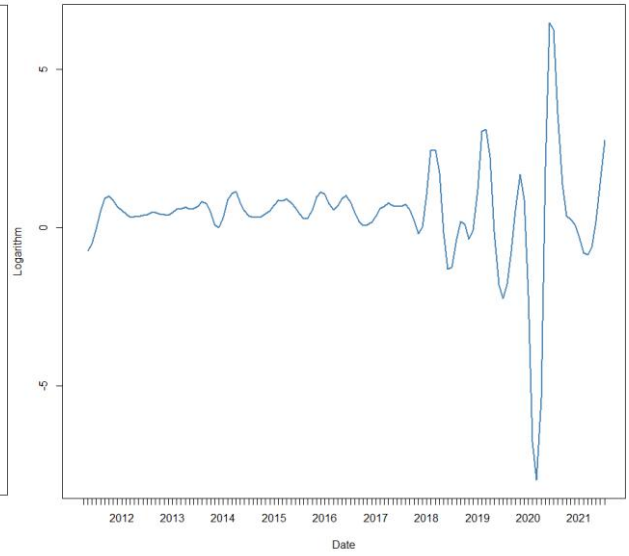
B.2. PIB



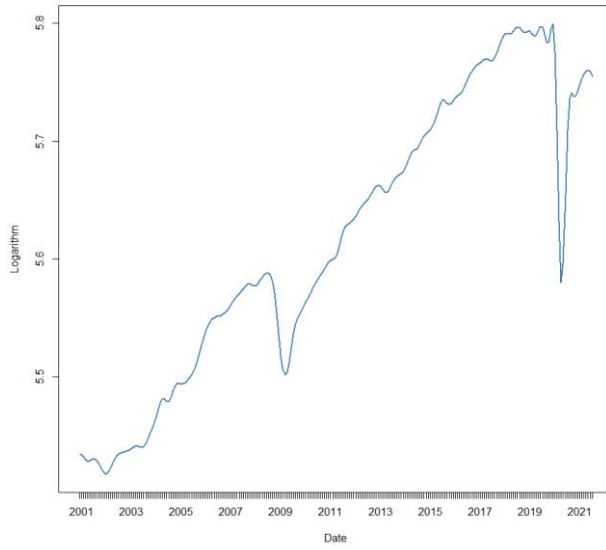
India Monthly Real GDP



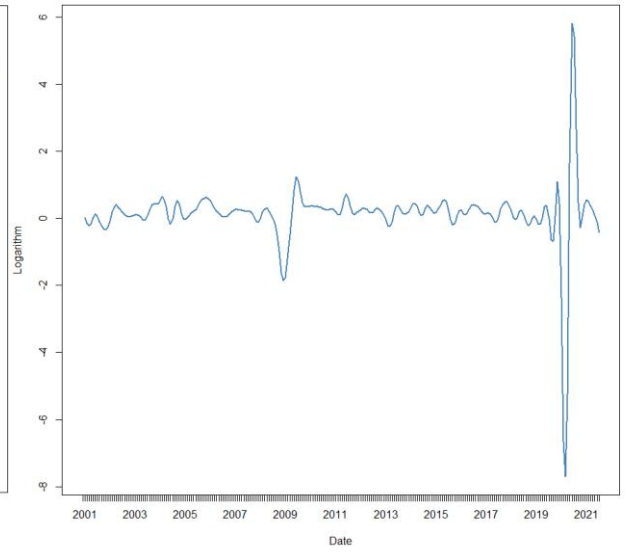
India Real GDP Growth Rates



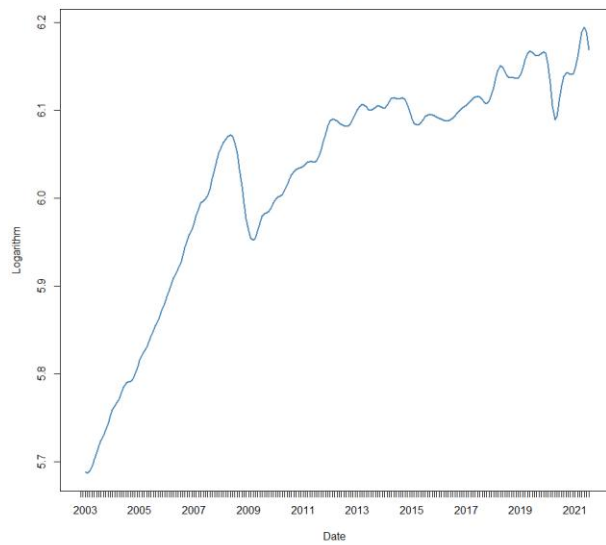
Mexico Monthly Real GDP



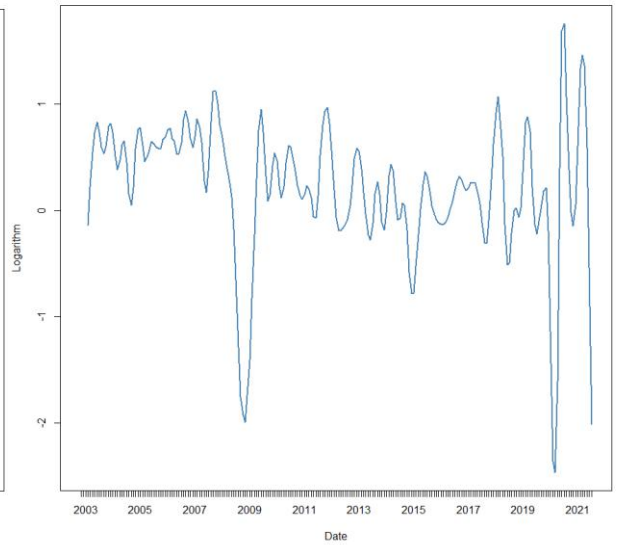
Mexico Real GDP Growth Rates



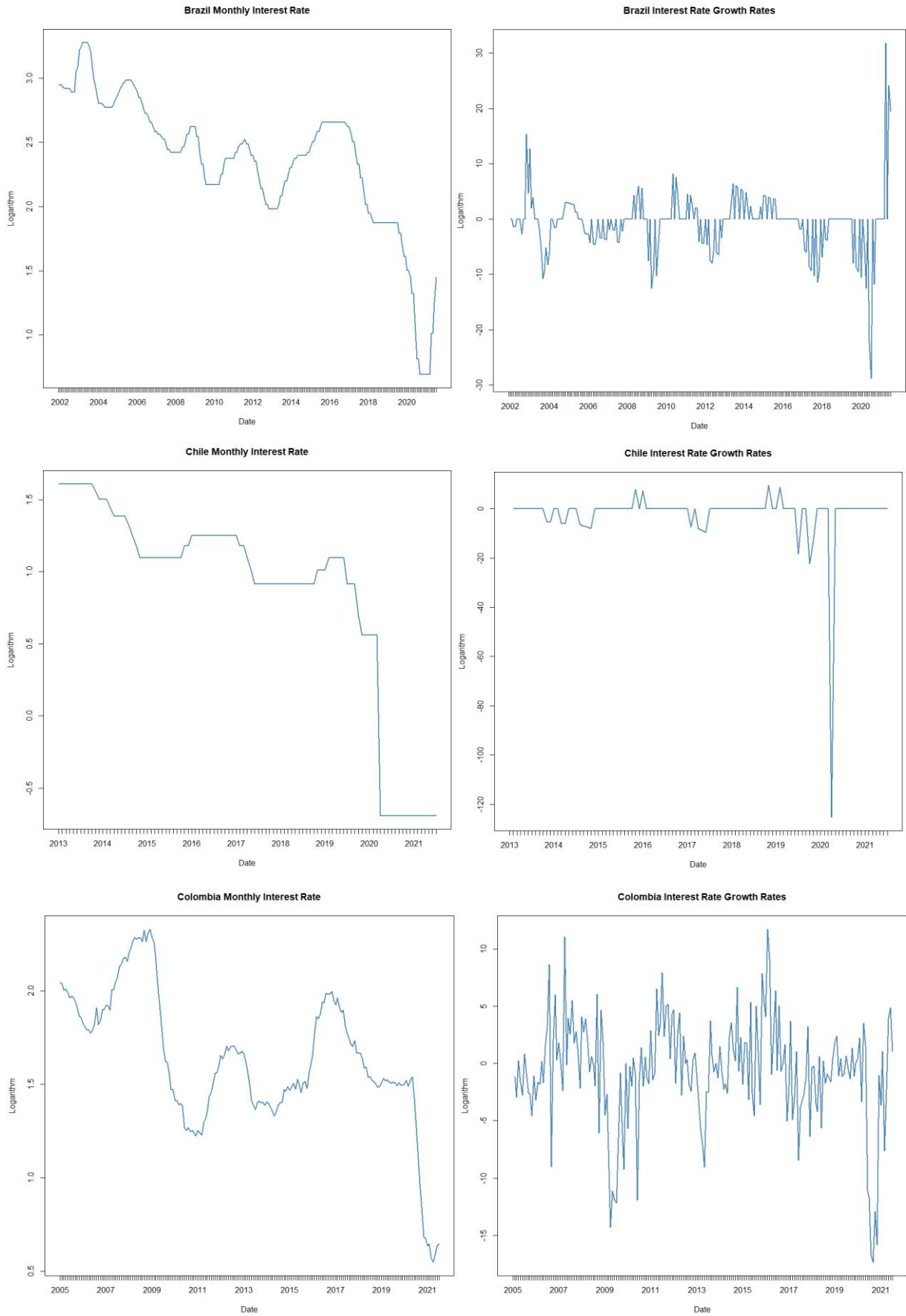
Russia Monthly Real GDP



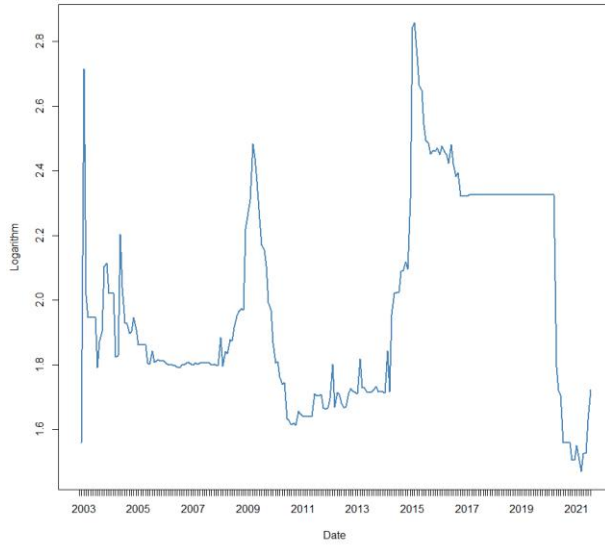
Russia Real GDP Growth Rates



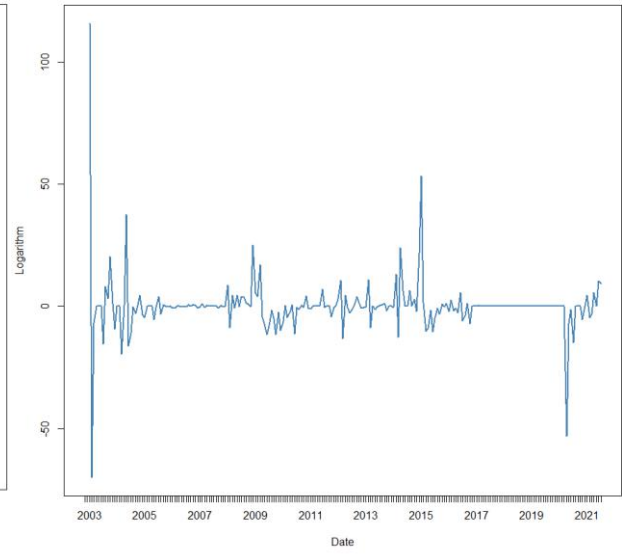
B.3. Taxa de Juros



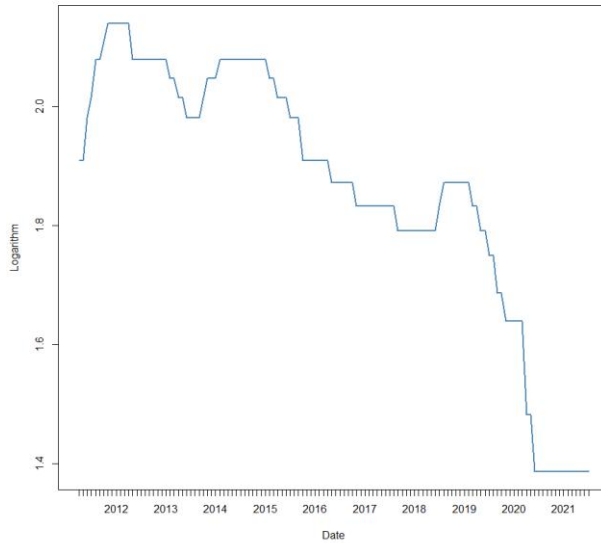
Russia Monthly Interest Rate



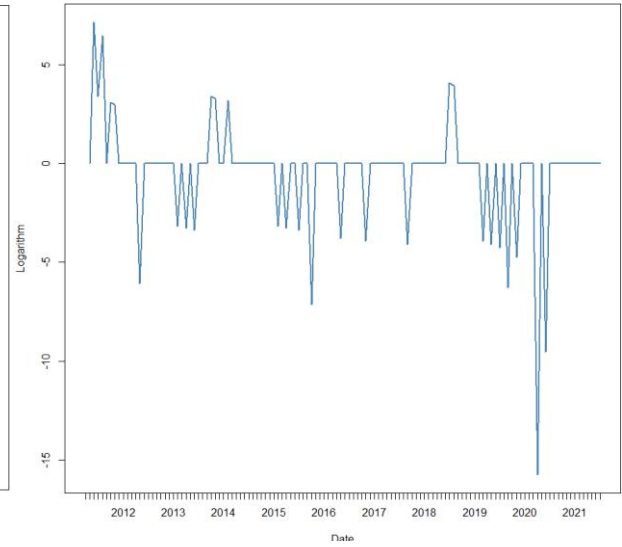
Russia Interest Rate Growth Rates



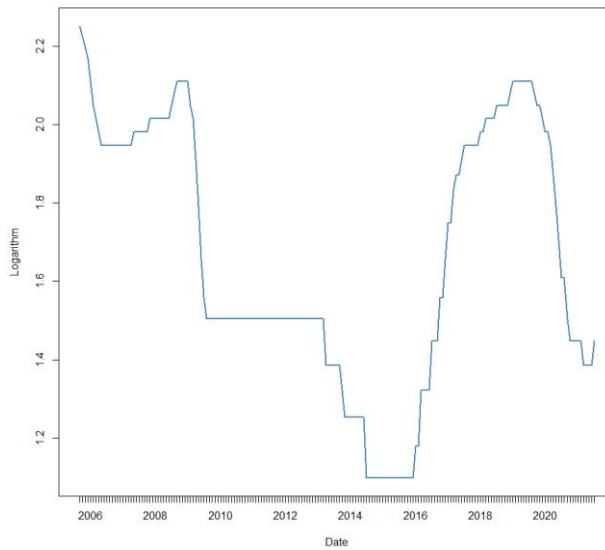
India Monthly Interest Rate



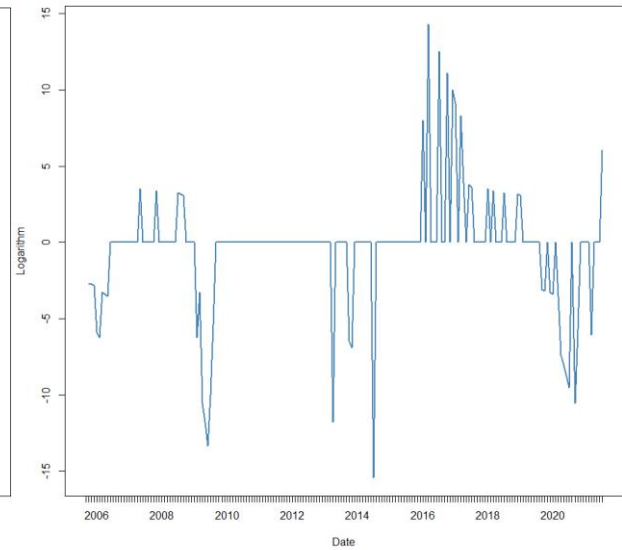
India Interest Rate Growth Rates



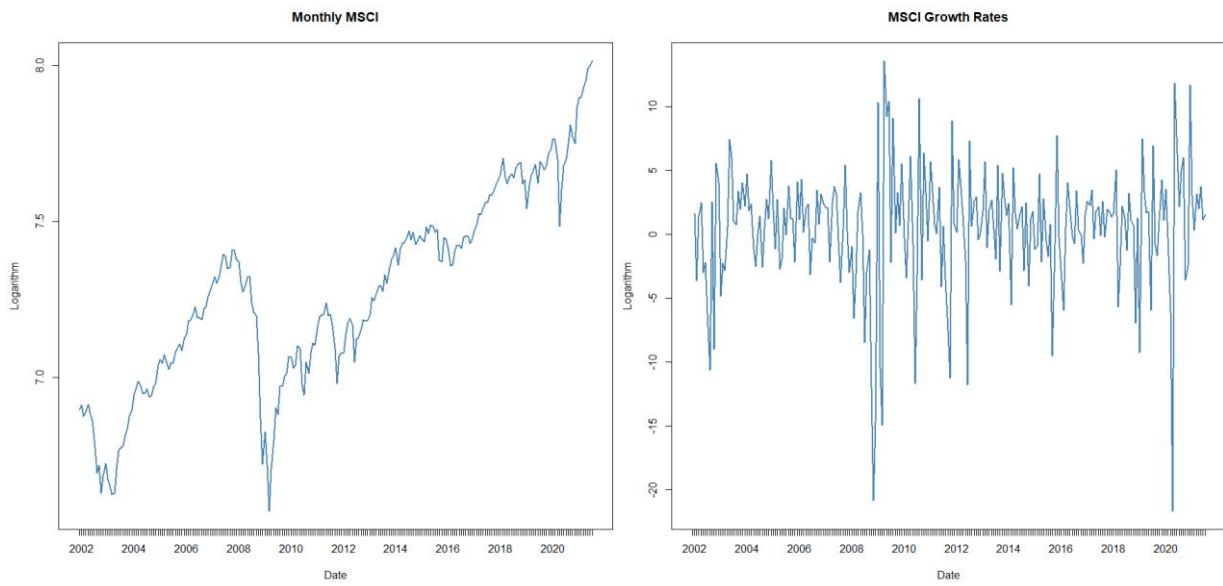
Mexico Monthly Interest Rate



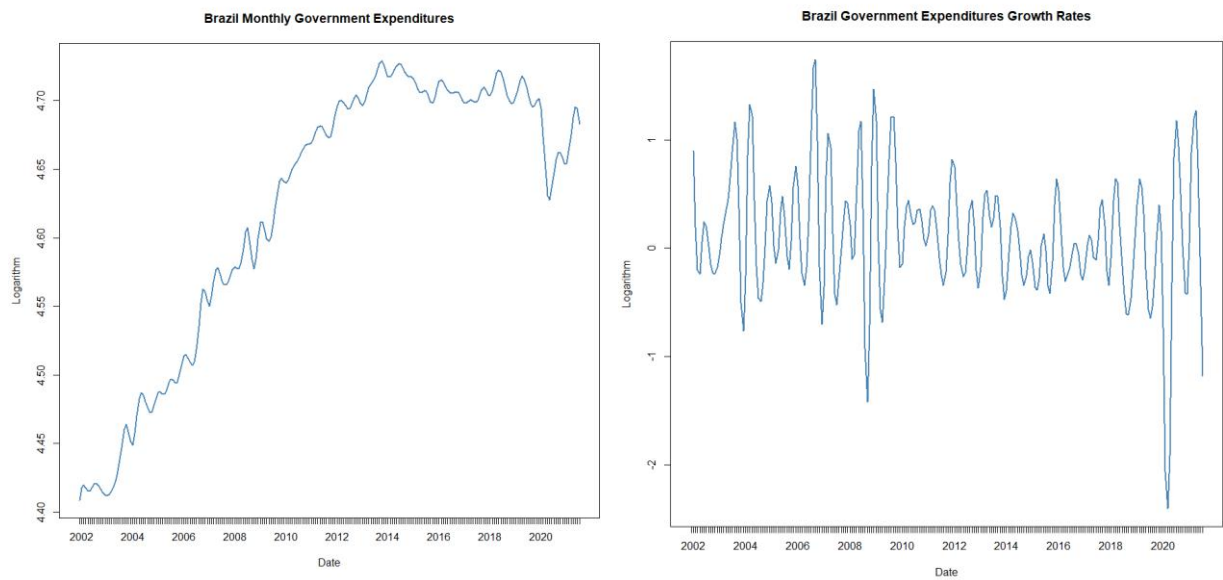
Mexico Interest Rate Growth Rates



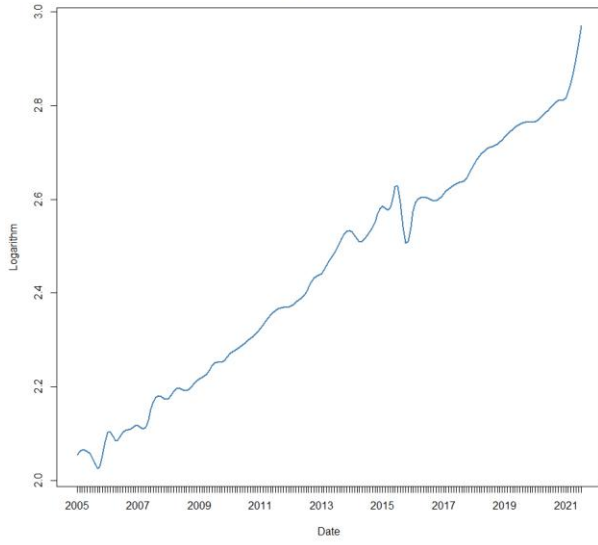
B.4. MSCI Global



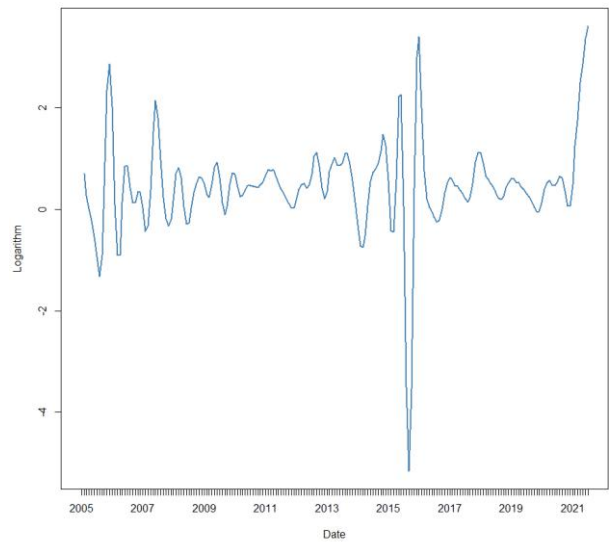
B.5. Gastos do Governo



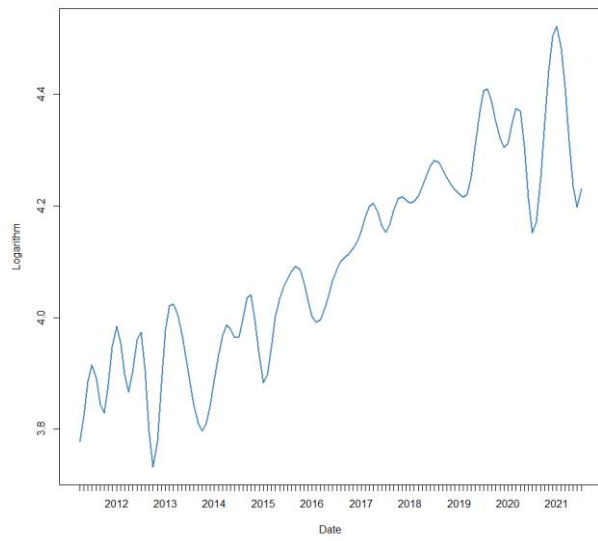
Colombia Monthly Government Expenditures



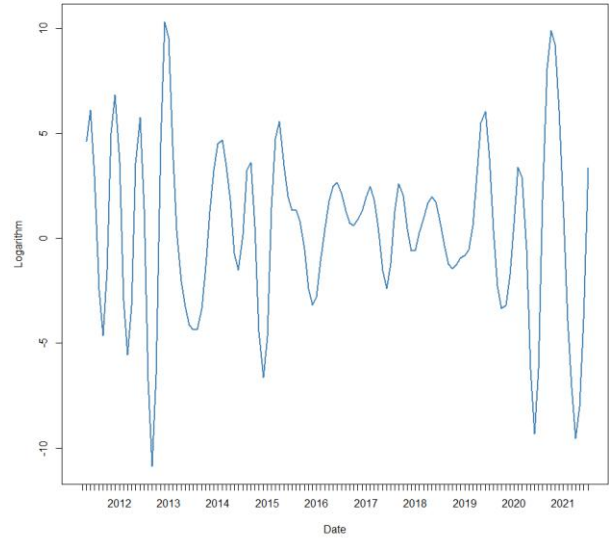
Colombia Government Expenditures Growth Rates



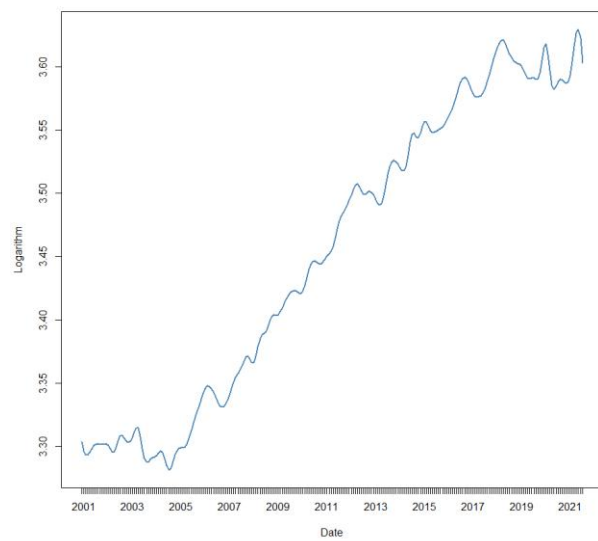
India Monthly Government Expenditures



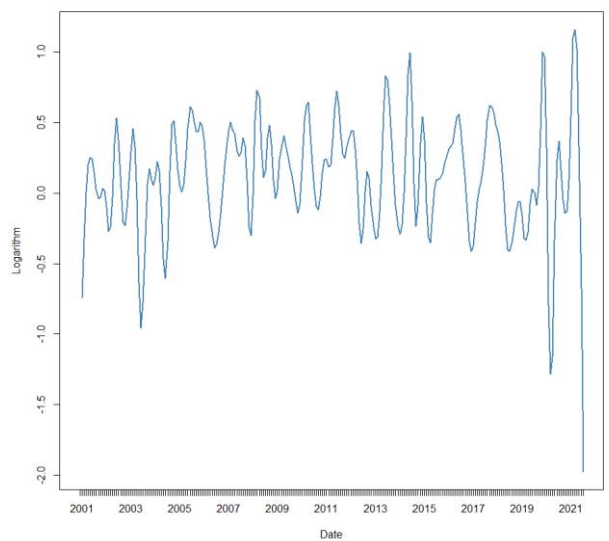
India Government Expenditures Growth Rates



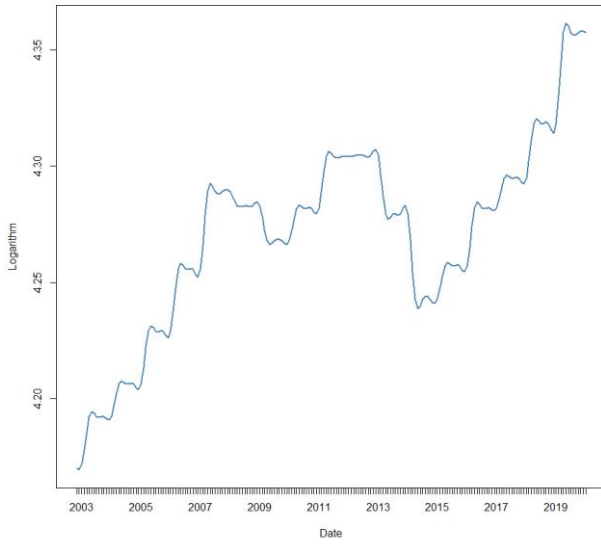
Mexico Monthly Government Expenditures



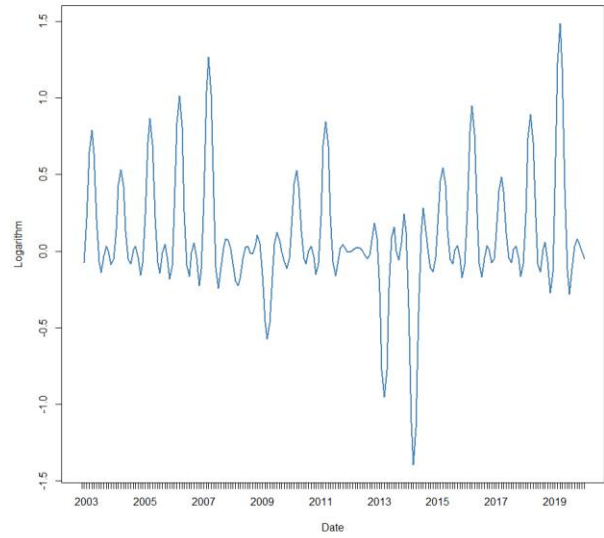
Mexico Government Expenditures Growth Rates



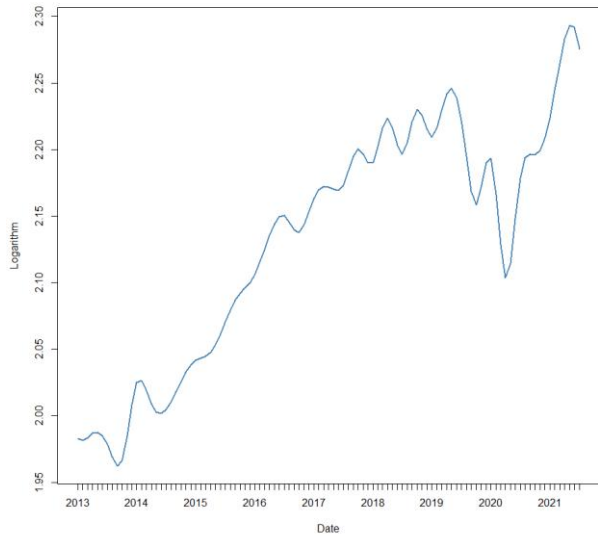
Russia Monthly Government Expenditures



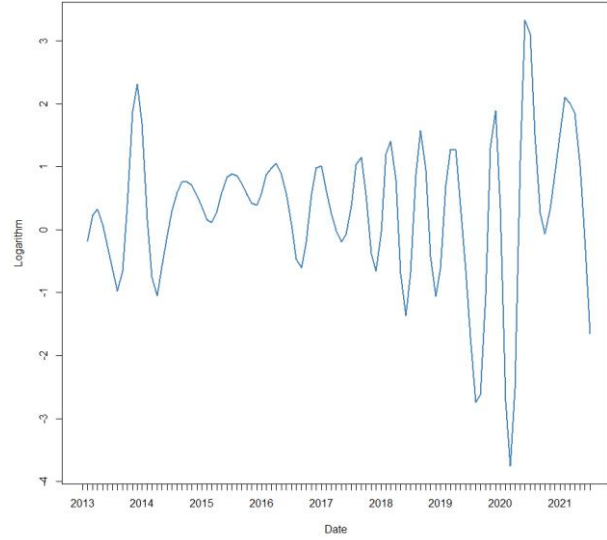
Russia Government Expenditures Growth Rates



Chile Monthly Government Expenditures

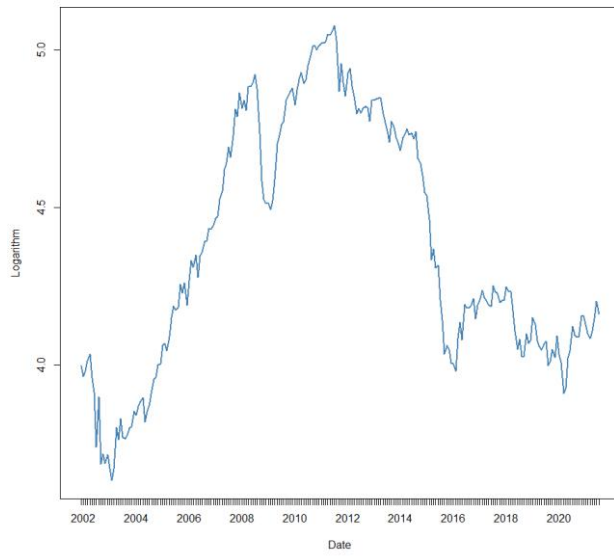


Chile Government Expenditures Growth Rates

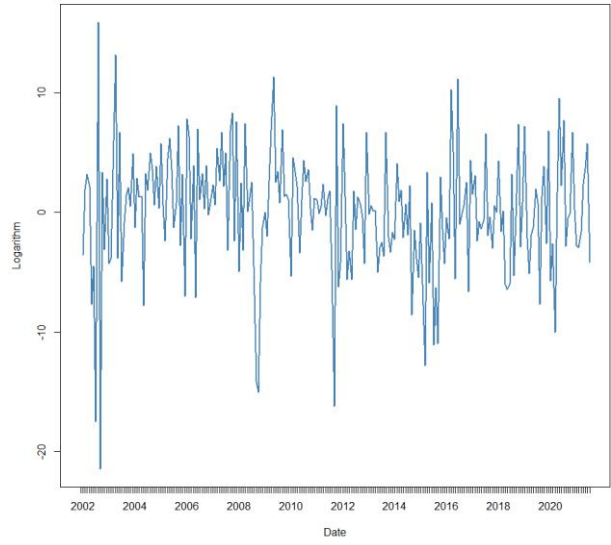


B.6. M1

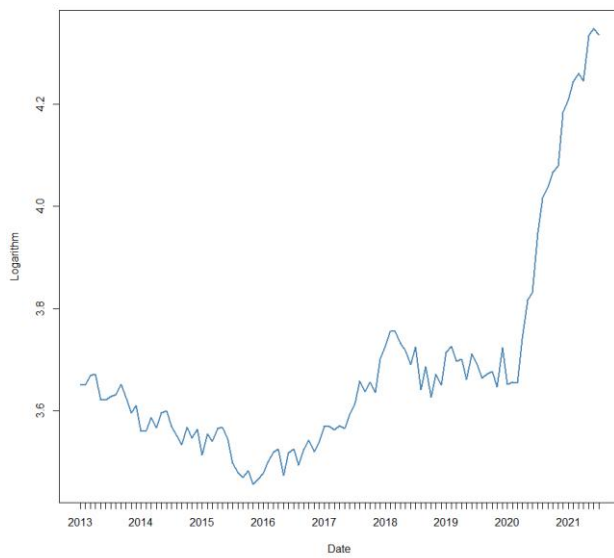
Brazil Monthly Money Supply



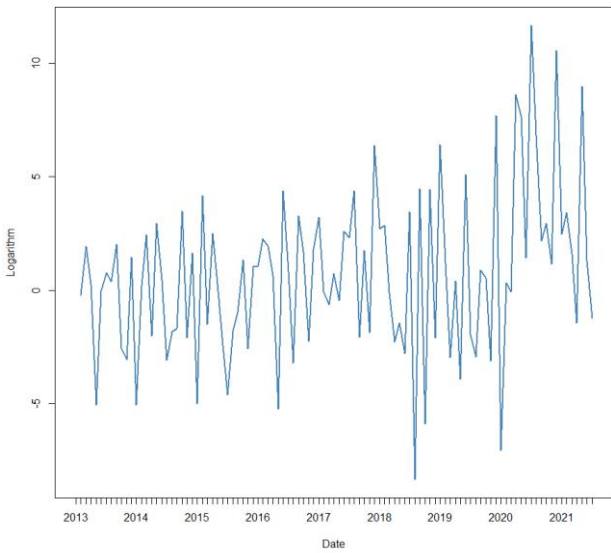
Brazil Money Supply Growth Rates



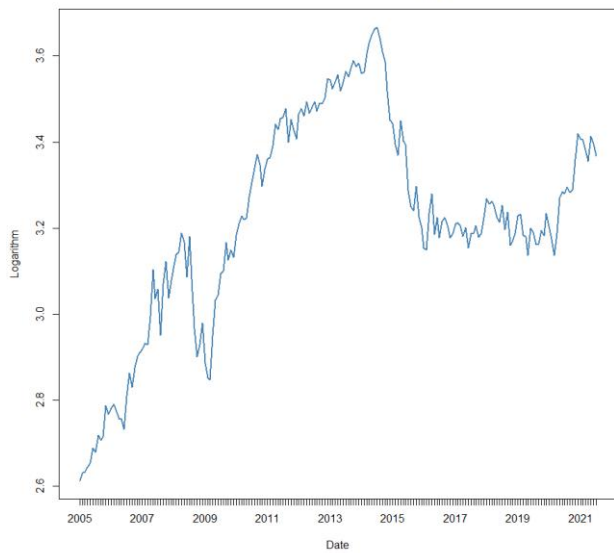
Chile Monthly Money Supply



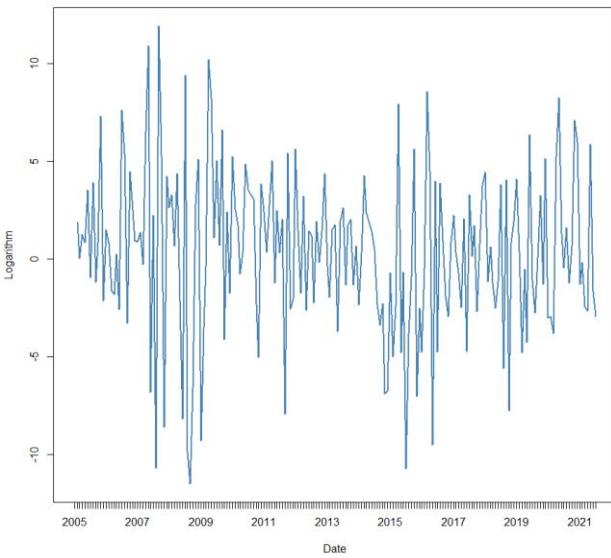
Chile Money Supply Growth Rates



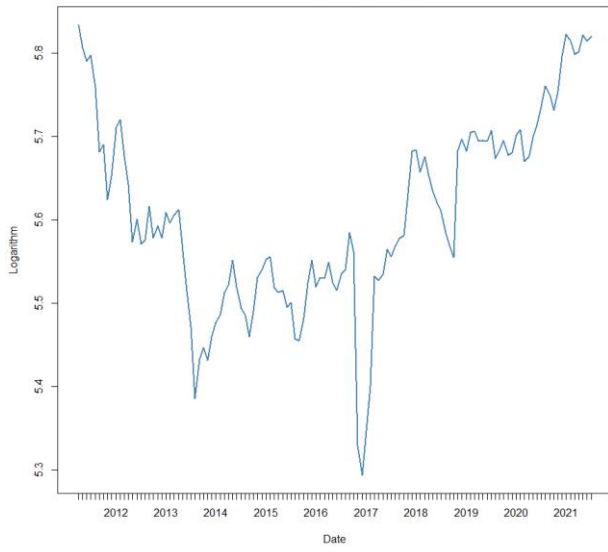
Colombia Monthly Money Supply



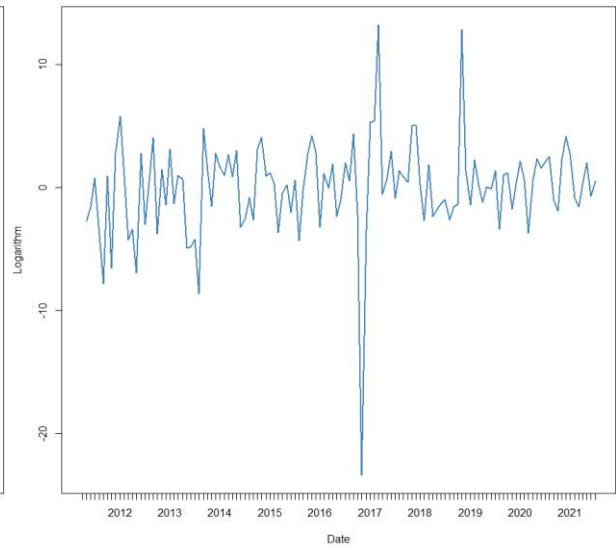
Colombia Money Supply Growth Rates



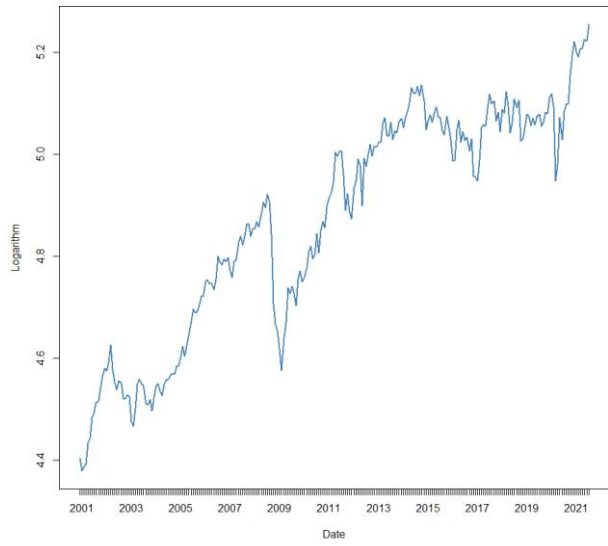
India Monthly Money Supply



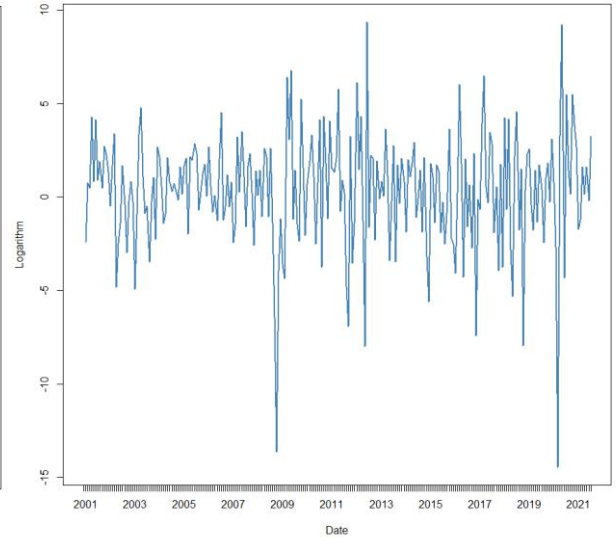
India Money Supply Growth Rates



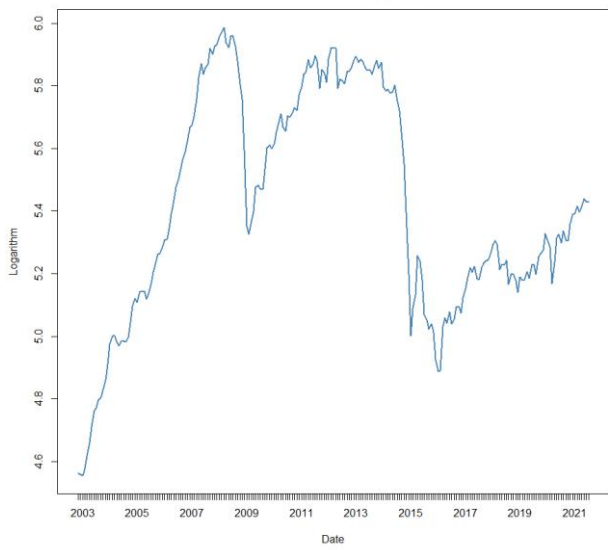
Mexico Monthly Money Supply



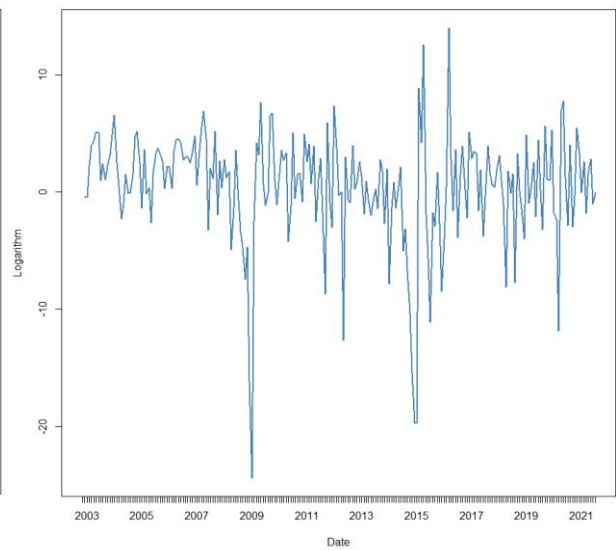
Mexico Money Supply Growth Rates



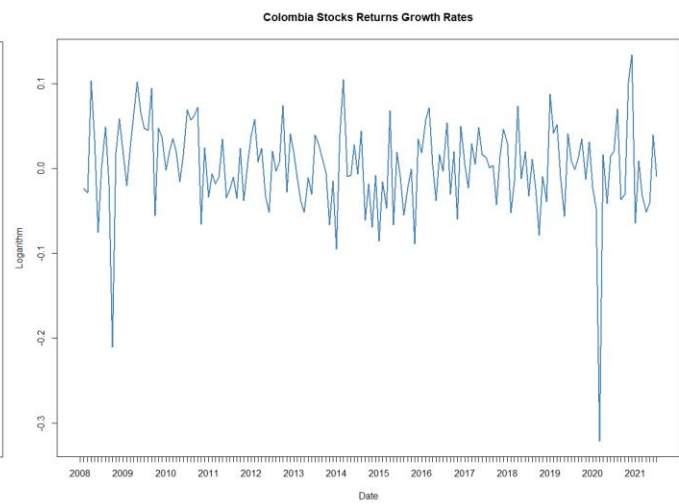
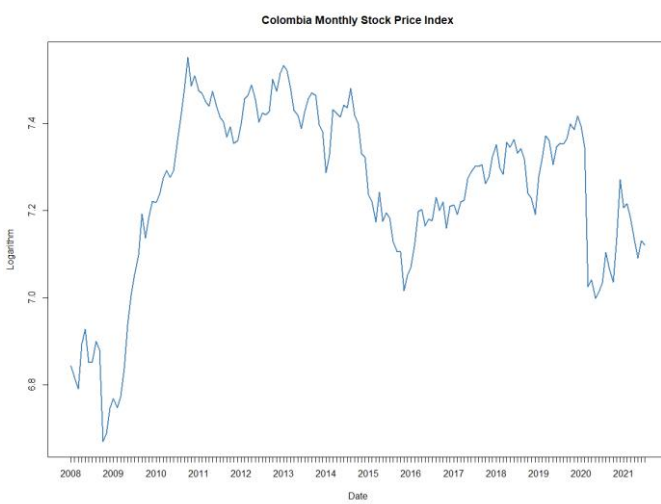
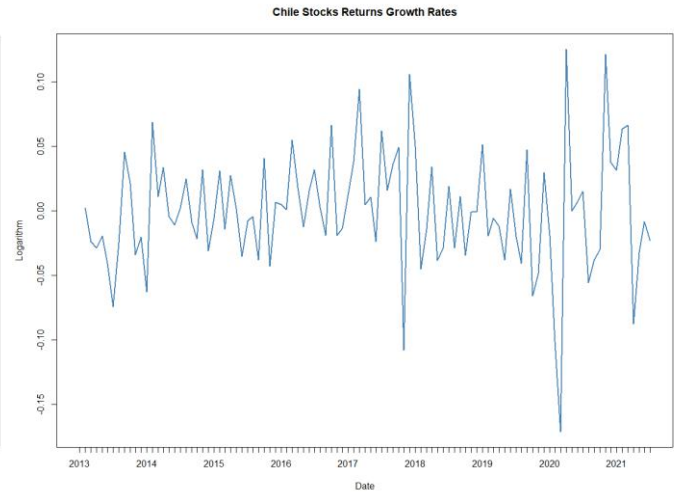
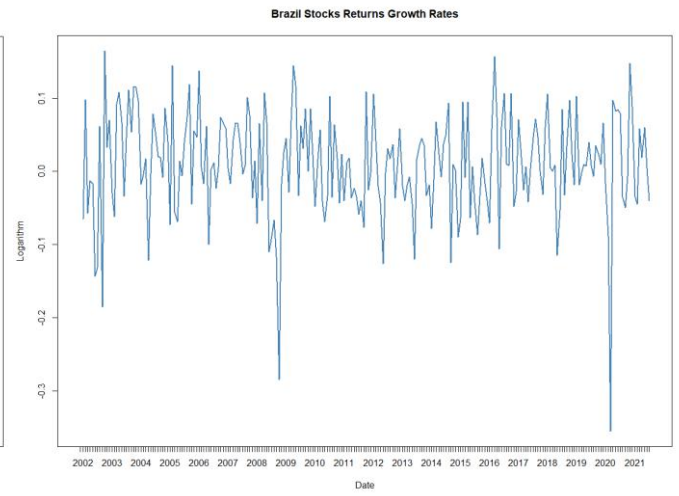
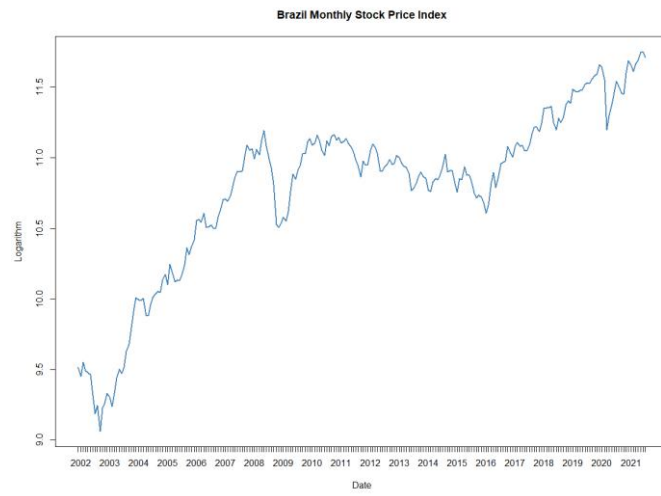
Russia Monthly Money Supply



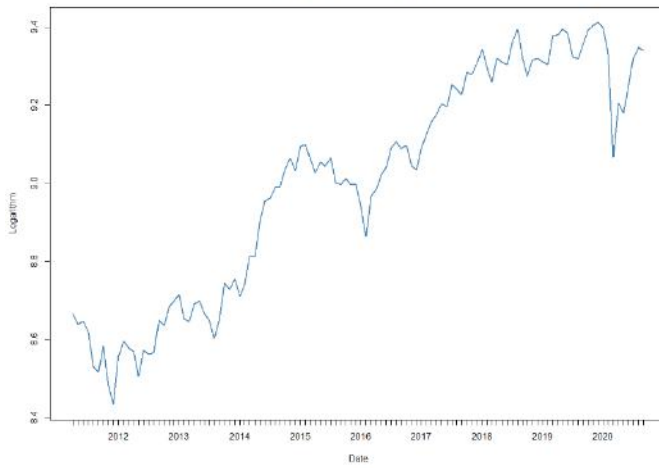
Russia Money Supply Growth Rates



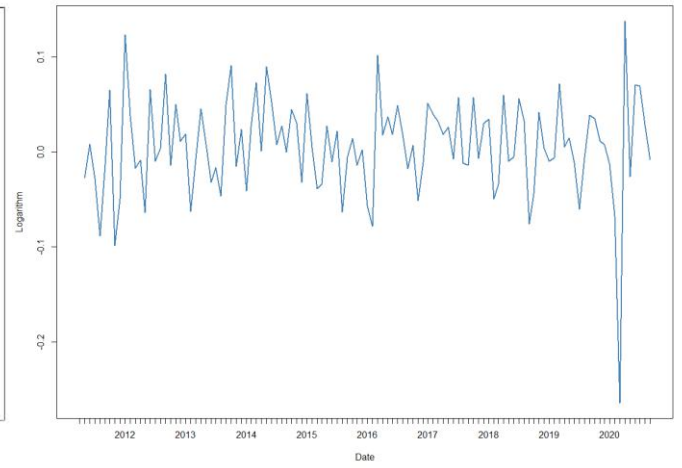
B.7. Índices Acionários e Retornos Acionários



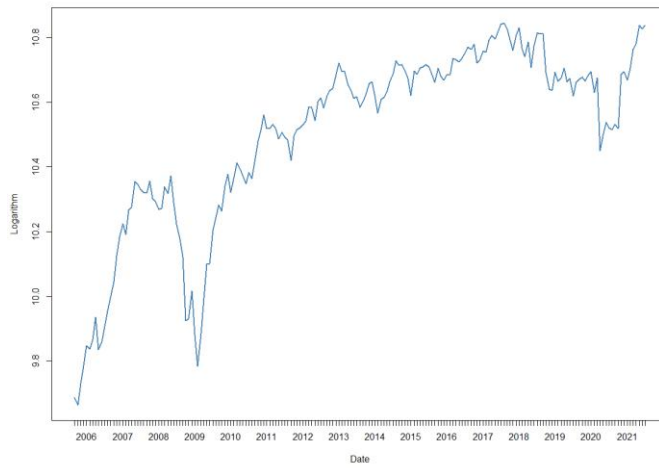
India Monthly Stock Price Index



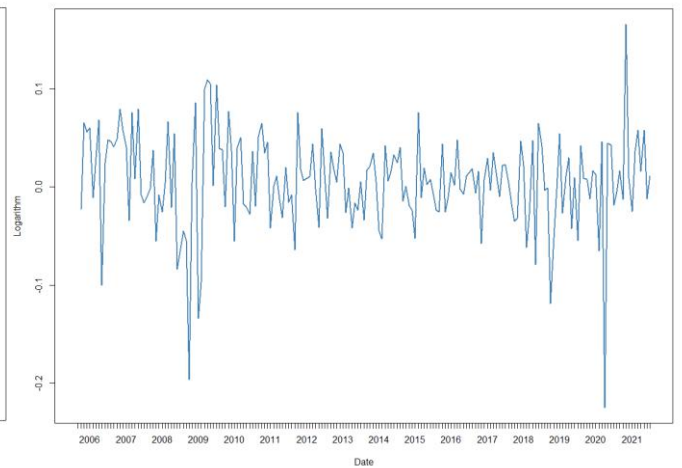
India Stocks Returns Growth Rates



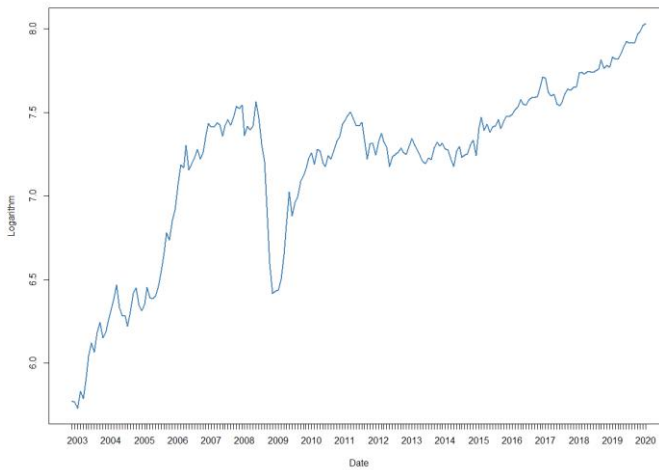
Mexico Monthly Stock Price Index



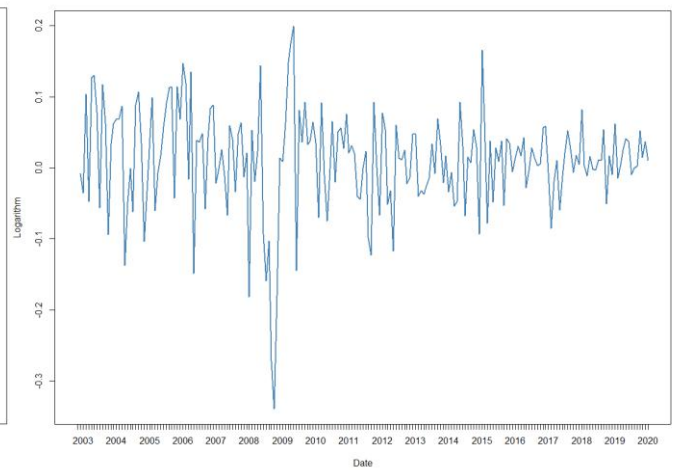
Mexico Stocks Returns Growth Rates



Russia Monthly Stock Price Index

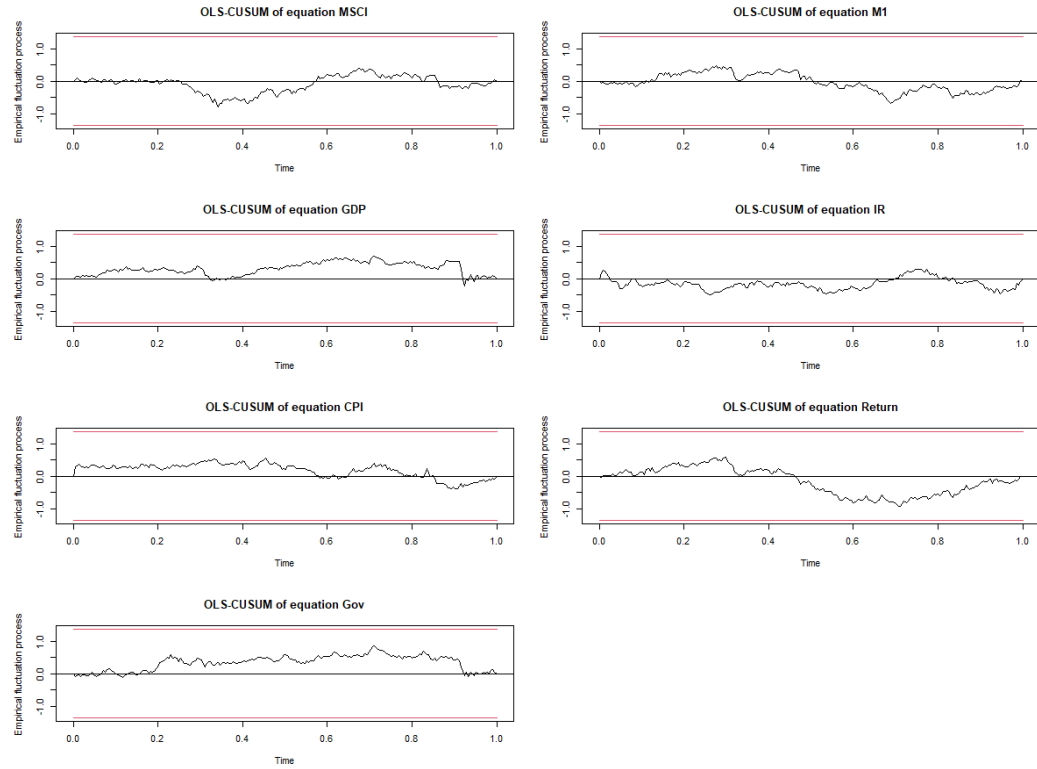


Russia Stocks Returns Growth Rates

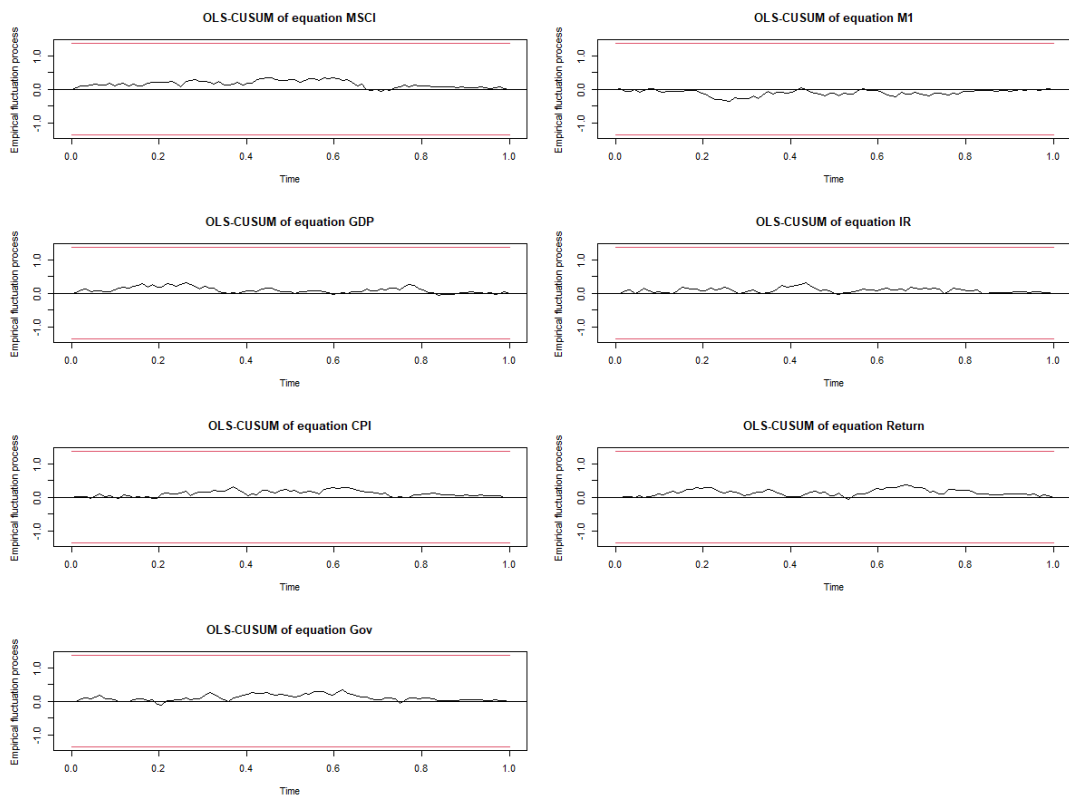


APÊNDICE C – GRÁFICOS TESTE OLS-CUSUM

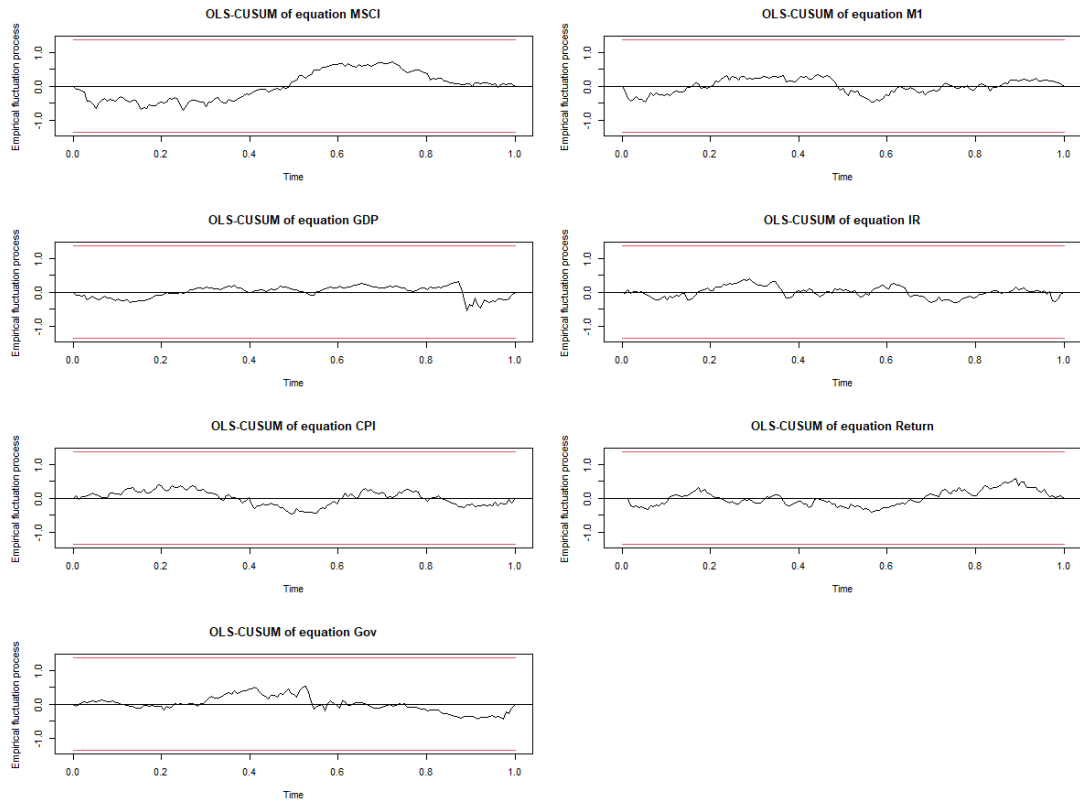
D.1. - Brasil



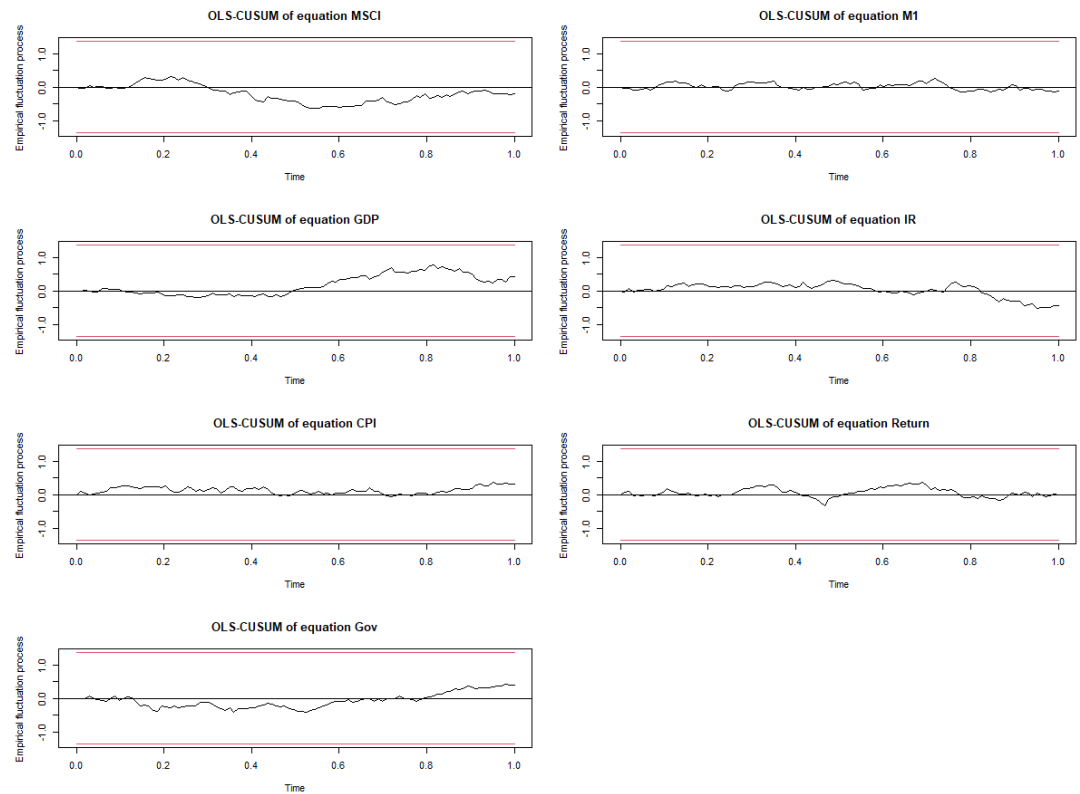
D.2. - Chile



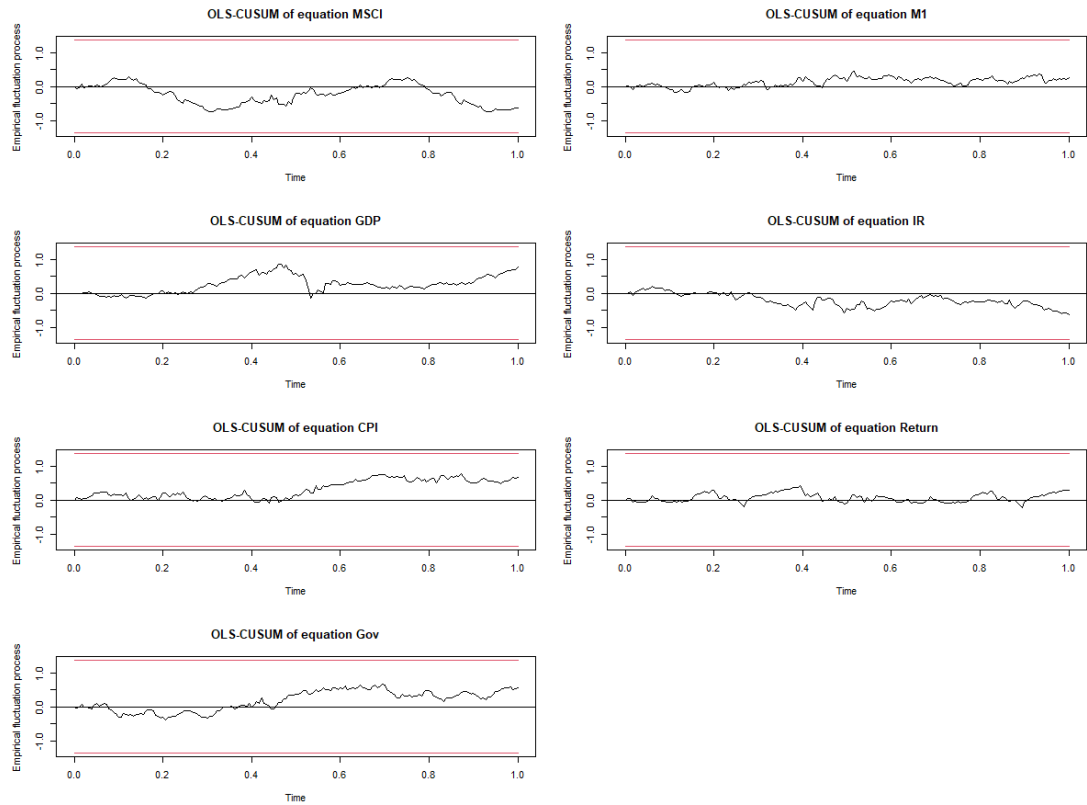
D.3. – Colômbia



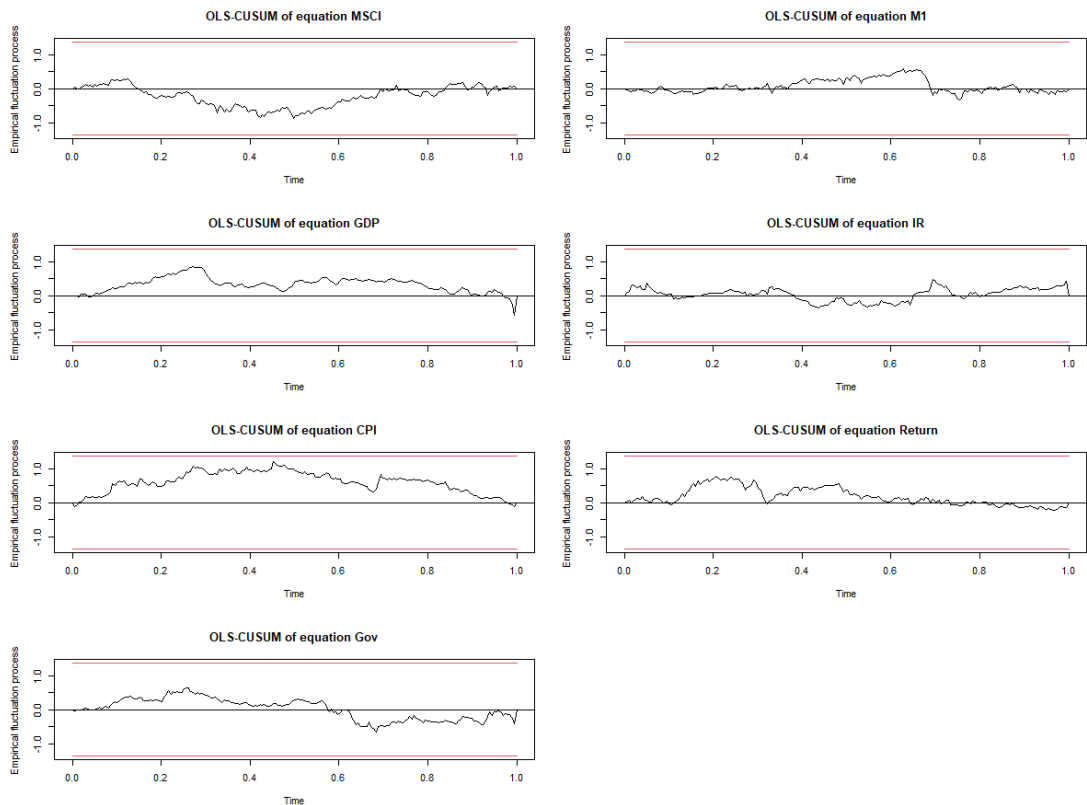
D.4. - Índia



D.5 – México



D.6. - Rússia



APÊNDICE D – DETALHES COMPUTACIONAIS

Os resultados desta monografia foram obtidos por meio do software R 4.1.2 (R Core Team 2021) através dos seguintes pacotes: ‘svars’ versão 1.3.8. (Lange et al., 2021), ‘seasonal’ versão 1.8.4. (Sax e Eddelbuettel, 2021), ‘PerformanceAnalytics’ versão 2.0.4. (Peterson et al., 2020), ‘tidyverse’ versão 1.3.1 (Wickham, 2021), ‘timeDate’ versão 3043.102 (Wuertz et al., 2018), ‘moments’ versão 0.14 (Komsta e Novomestky, 2015), ‘correlation’ versão 0.8.0 (Makowski et al., 2022), ‘stargazer’ versão 5.2.2 (Hlavac, 2018), ‘forecast’ versão 8.16 (Hyndman et al., 2022), ‘tseries’ versão 0.10-49 (Trapletti, Hornik e LeBaron, 2021), ‘urca’ versão 1.3-0 (Pfaff, Zivot and Stigler, 2016), ‘xts’ versão 0.12.1 (Ryan et al., 2020) and ‘zoo’ versão 1.8-9 (Zeileis et al., 2021). As modelagens foram realizados em Windows 11 x86_64-w64-mingw32/x64 (64-bit) com 11th Gen Intel(R) Core(TM) i7-11800H @ 2.30GHz.