



INSTITUTO  
UNIVERSITÁRIO  
DE LISBOA

---

## Mercados Financeiros e Política Monetária em economias de países emergentes

Guilherme Cascais Madeira

Mestrado em Economia Monetária e Financeira

Doutor Luís Filipe Farias de Sousa Martins, Professor Associado,  
ISCTE-IUL- Instituto Universitário de Lisboa

Setembro, 2025



CIÊNCIAS SOCIAIS  
E HUMANAS

---

Departamento de Economia Política

Mercados Financeiros e Política Monetária em economias de  
países emergentes

Guilherme Cascais Madeira

Mestrado em Economia Monetária e Financeira

Doutor Luís Filipe Farias de Sousa Martins, Professor Associado,  
ISCTE-IUL- Instituto Universitário de Lisboa

Setembro, 2025

*“Emerging markets are not a passing phenomenon; they are becoming  
the main drivers of global economic growth.”*  
*Ruchir Sharma*



## **Agradecimento**

A concretização deste trabalho não teria sido possível sem o apoio e contributo de várias pessoas e instituições, a quem expresso a minha mais sincera gratidão. Começo o meu agradecimento ao professor Luís Martins por toda a disponibilidade, rapidez e cuidado ao longo de todo o acompanhamento na elaboração da minha dissertação.

À minha família essencialmente aos meus pais por me apoiarem e por todos os sacrifícios que fazem para que a minha etapa académica seja a melhor possível.

E por último os meus colegas do mestrado de Economia Monetária e Financeira pelo apoio dado, ajuda conjunta e por me incentivarem sempre a dar o meu melhor.



## Resumo

A política monetária desempenha um papel central na dinâmica dos mercados financeiros, sobretudo em economias emergentes, onde choques monetários podem gerar efeitos significativos sobre o comportamento dos investidores. Este estudo analisa o impacto das variações da taxa de juro de referência, definida pelos bancos centrais, sobre os mercados financeiros acionista e obrigacionista nos países dos BRICS (Brasil, Rússia, Índia, China e África do Sul), entre janeiro de 2013 e dezembro de 2023.

A abordagem metodológica baseia-se na estimação de modelos VAR e VECM, complementados por testes de causalidade de Granger, funções impulso-resposta, decomposição da variância dos erros de previsão e, em menor grau de análise, modelos DCC-GARCH, que captam a evolução da correlação condicional e corrigem problemas de heterocedasticidade nos resíduos. A análise empírica permite identificar os canais de transmissão da política monetária representada pelas taxas de juro de curto prazo, e avaliar a sensibilidade bidirecional entre os mercados financeiros e choques monetários, com destaque para a heterogeneidade dos efeitos entre os países.

Os resultados mostram que a política monetária exerce influência significativa sobre os mercados financeiros, embora a direção e intensidade dos efeitos variem consoante a estrutura e maturidade dos mercados de cada país. Em geral, políticas expansionistas tendem a impulsionar os mercados acionistas e a reduzir as taxas de juro de longo prazo, enquanto políticas contracionistas têm o efeito oposto. As economias emergentes revelam maior vulnerabilidade a choques externos e instabilidade nos fluxos de capitais, reforçando a importância de uma política monetária credível e bem comunicada.

Este trabalho contribui para a literatura ao oferecer uma análise comparativa e atualizada dos BRICS, integrando evidência empírica robusta com base em múltiplas técnicas econométricas e propondo reflexões relevantes para formuladores de política e investidores.

**Palavras-chave:** Política Monetária; Mercados Financeiros; BRICS; Economias Emergentes; Modelo VAR; DCC-GARCH.



## Abstract

Monetary policy plays a central role in the dynamics of financial markets, especially in emerging economies, where monetary shocks can generate significant effects on investor behavior. This study analyzes the impact of changes in the central bank policy interest rate on stock and bond markets in the BRICS countries (Brazil, Russia, India, China, and South Africa) between January 2013 and December 2023.

The methodological approach is based on the estimation of VAR and VECM models, complemented by Granger causality tests, impulse response functions, forecast error variance decomposition, and, in a lower level of analysis, DCC-GARCH models, which capture the evolution of conditional correlations and correct for heteroskedasticity in the residuals. The empirical analysis identifies the transmission channels of monetary policy, represented by the short-term interest rates and assesses the sensitivity of financial markets to monetary shocks, highlighting the heterogeneity of effects across countries.

The results show that monetary policy has a significant influence on financial markets, although the direction and intensity of the effects vary depending on the structure and maturity of each country's financial system. In general, expansionary policies tend to boost stock markets and reduce long-term interest rates, while contractionary policies have the opposite effect. Emerging economies display greater vulnerability to external shocks and capital flow volatility, reinforcing the importance of credible and well-communicated monetary policy.

This research contributes to the literature by offering a comparative and up-to-date analysis of the BRICS, integrating robust empirical evidence through multiple econometric techniques and proposing relevant insights for policymakers and investors.

**Keywords:** Monetary Policy; Financial Markets; BRICS; Emerging Economies; VAR Model; DCC-GARCH.



# **Índice Geral da Dissertação**

<b>1. Introdução .....</b>	<b>1</b>
<b>2. Descrição do contexto dos países emergentes .....</b>	<b>3</b>
2.1. Oportunidades e desafios das economias emergentes .....	3
2.2. Características Económicas e Relevância dos BRICS .....	3
<b>3. Enquadramento Teórico e Revisão da Literatura .....</b>	<b>6</b>
3.1. Importância da política monetária nos BRICS .....	6
3.2. Importância dos mercados financeiros nos BRICS .....	7
3.3. Influência da política monetária nos mercados financeiros (BRICS) .....	9
3.4. Revisão da Literatura .....	11
<b>4. Dados e Metodologia de Pesquisa .....</b>	<b>14</b>
4.1. Escolha das variáveis a utilizar .....	14
4.1.1 Fontes de Dados e Critérios de Seleção .....	14
4.1.2 Explicação das Variáveis e Descrição dos Dados .....	15
4.2. Análise Gráfica das Séries Temporais .....	16
4.3. Estatística Descritiva dos Dados .....	17
4.4. Testes de Estacionariedade das Variáveis .....	19
4.5. Definição da Metodologia .....	20
<b>5. Análise dos Resultados .....</b>	<b>25</b>
5.1. Tratamento e Características das Séries Temporais .....	25
5.2. Escolha do número ótimo de lags .....	26
5.3. Estimação dos resultados empíricos .....	27
5.3.1 Índia .....	27
5.3.2 Brasil .....	30
5.3.3 África do Sul .....	33
5.3.4 Rússia .....	36
5.3.5 China .....	40
<b>6. Conclusão .....</b>	<b>44</b>
<b>7. Referências Bibliográficas .....</b>	<b>46</b>
<b>8. Anexos .....</b>	<b>49</b>



## **Índice de Figuras/Tabelas**

<i>Tabela 1- Testes de Estacionariedade das Séries Temporais .....</i>	<i>25</i>
--	-----------

## **Lista de Abreviaturas**

**BRICS-** *Brazil, Russia, India, China, South Africa*

**AIC-** *Akaike Information Criterion*

**VAR-** *Vector Autoregression Model*

**VECM-** *Vector Error Correction Model*

**DCC-GARCH-** *Dynamic Conditional Correlation Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*

**IRF-** *Impulse Response Function*

**FEVD-** *Forecast Error Variance Decomposition*



## **Índice de Anexos**

**Anexo 1-** Projeções de crescimento real do PIB em %

**Anexo 2-** Comparação entre os PIB's do G7 e BRICS (2024)

**Anexo 3-** PIB Nominal do Reino Unido

**Anexo 4-** PIB Nominal da Índia

**Anexo 5-** Endividamento Público em % do PIB (Japão)

**Anexo 6-** Endividamento Público em % do PIB (Rússia)

**Anexo 7-** Balança Comercial Itália

**Anexo 8-** Balança Comercial China

**Anexo 9-** Descrição das Variáveis

**Anexo I-** Gráficos Variáveis Brasil

**Anexo II-** Gráficos Variáveis Rússia

**Anexo III-** Gráficos Variáveis China

**Anexo IV-** Gráficos Variáveis Índia

**Anexo V-** Gráficos Variáveis África do Sul

**Anexo VI-** Estatísticas Descritivas Política Monetária

**Anexo VII-** Estatísticas Descritivas Mercado Financeiro Acionista

**Anexo VIII-** Estatísticas Descritivas Mercado Financeiro Obrigacionista

**Anexo IX-** Nível de Correlação- Variáveis Brasil

**Anexo X-** Nível de Correlação- Variáveis Rússia

**Anexo XI-** Nível de Correlação- Variáveis China

**Anexo XII-** Nível de Correlação- Variáveis Índia

**Anexo XIII-** Nível de Correlação- Variáveis África do Sul

**Anexo A-** Política Monetária Brasil

**Anexo B-** Mercado Financeiro Acionista Brasil

**Anexo C-** Mercado Financeiro Obrigacionista Brasil



**Anexo D-** Política Monetária Rússia

**Anexo E-** Mercado Financeiro Acionista Rússia

**Anexo F-** Mercado Financeiro Obrigacionista Rússia

**Anexo G-** Política Monetária China

**Anexo H-** Mercado Financeiro Acionista China

**Anexo I-** Mercado Financeiro Obrigacionista China

**Anexo J-** Política Monetária Índia

**Anexo K-** Mercado Financeiro Acionista Índia

**Anexo L-** Mercado Financeiro Obrigacionista Índia

**Anexo M-** Política Monetária África do Sul

**Anexo N-** Mercado Financeiro Acionista África do Sul

**Anexo O-** Mercado Financeiro Obrigacionista África do Sul

**Anexo P-** Cointegração Brasil

**Anexo Q-** Cointegração Rússia

**Anexo R-** Cointegração China

**Anexo S-** Cointegração Índia

**Anexo T-** Cointegração África do Sul

**Anexo U-** Modelo VAR Índia

**Anexo V-** Estabilidade Modelo VAR Índia

**Anexo W-** Testes Diagnóstico Resíduos Modelo Índia

**Anexo X-** Testes de Causalidade à Granger Índia

**Anexo Y-** Função Impulso Resposta Índia

**Anexo Z-** Decomposição Variância Erro de Previsão Índia



**Anexo AA-** Modelo VECM Brasil  
**Anexo AB-** Estabilidade Modelo VECM Brasil  
**Anexo AC-** Testes Diagnóstico Resíduos Modelo Brasil  
**Anexo AD-** Testes de Causalidade à Granger Brasil  
**Anexo AE-** Função Impulso Resposta Brasil  
**Anexo AF-** Decomposição Variância Erro de Previsão Brasil

**Anexo AG-** Modelo VECM África do Sul  
**Anexo AH-** Estabilidade Modelo VECM África do Sul  
**Anexo AI-** Testes Diagnóstico Resíduos Modelo África do Sul  
**Anexo AJ-** Testes de Causalidade à Granger África do Sul  
**Anexo AK-** Função Impulso Resposta África do Sul  
**Anexo AL-** Decomposição Variância Erro de Previsão África do Sul

**Anexo AM-** Modelo VECM Rússia  
**Anexo AN-** Estabilidade Modelo VECM Rússia  
**Anexo AO-** Testes Diagnóstico Resíduos Modelo Rússia  
**Anexo AP-** Modelo DCC GARCH Rússia  
**Anexo AQ-** Testes Diagnóstico Modelo DCC GARCH Rússia  
**Anexo AR-** Testes de Causalidade à Granger Rússia  
**Anexo AS-** Função Impulso Resposta Rússia  
**Anexo AT-** Decomposição Variância do Erro de Previsão Rússia

**Anexo AU-** Modelo VECM China  
**Anexo AV-** Estabilidade Modelo VECM China  
**Anexo AW-** Testes Diagnóstico Resíduos Modelo China  
**Anexo AX-** Modelo DCC GARCH China  
**Anexo AY-** Testes Diagnóstico Modelo DCC GARCH China  
**Anexo AZ-** Testes de Causalidade à Granger China  
**Anexo BA-** Função Impulso Resposta China  
**Anexo BB-** Decomposição Variância do Erro de Previsão China



# 1. Introdução

No momento de análise das principais alterações na política monetária e respetivas consequências que se irão traduzir um pouco por todo o mundo, o foco vai inevitavelmente para o cenário económico que ocorre ou nos Estados Unidos ou na Europa. No entanto as economias emergentes têm desempenhado um papel cada vez mais significativo na economia global com especial destaque pela sua elevada taxa de crescimento económico e importância nos mercados financeiros internacionais. Por outro lado, estes países com economias em desenvolvimento também estão vulneráveis, uma vez que sendo mais propícios a serem mais afetados por choques externos, mudanças na política monetária adotada como alterações nas taxas de juro e nas condições de liquidez têm impacto direto na estabilidade nos mercados financeiros.

Segundo um relatório da sociedade McKinsey & Company publicado em Setembro de 2018 refere que nos últimos 5 anos as economias emergentes foram responsáveis por quase dois terços do crescimento do PIB mundial e por mais da metade do novo consumo, destacando o seu papel central no crescimento económico global. Ao contrário dos EUA e Europa que lutam entre si tomando medidas contrárias ao nível da política comercial, verificando-se a estagnação das maiores economias na Zona Euro, segundo uma notícia do jornal UOL Economia em Outubro de 2024 os BRICS reúnem-se entre si para tomar medidas para fortalecer as suas economias e reformar a governação global criando alternativas às instituições financeiras tradicionais realçando a importância das economias em desenvolvimento.

Esta dissertação analisa, de forma ampla, como a política monetária influencia o comportamentos dos mercados financeiros em economias emergentes. Mais pormenorizadamente, para 5 economias consideradas em desenvolvimento (BRICS- Brasil, Rússia, Índia, China e África do Sul) a pesquisa identifica de que forma variações nas taxas de juros influenciam os mercados de ações e títulos além de examinar quais os mercados mais afetados em diferentes estratégias e rumos da política monetária adotada e as consequências na evolução destas economias.

Para esta investigação, dado que tem como objetivo contribuir para a compreensão das interligações entre política monetária e mercados financeiros, foi escolhida como pergunta geral de investigação “ Em que medida a política monetária influencia o desempenho dos mercados financeiros em economias emergentes?” que será fundamental para avaliar o desempenho dos mercados financeiros permitindo um equilíbrio entre crescimento económico e estabilidade financeira e tomada de medidas adicionais para promover um ambiente pacífico de modo a contornar dificuldades presentes nestas economias como flutuações de taxas de juro e maior sensibilidade a choques externos.

Para a execução do objetivo proposto, a abordagem metodológica escolhida para esta dissertação foi a metodologia quantitativa através da recolha de diferentes variáveis provenientes de diversas bases de dados. No período de uma década (2013-2023) o processo de recolha de dados passou por a avaliação da política monetária adotada e a evolução dos principais mercados financeiros. No tratamento dos dados recolhidos foram utilizados métodos econométricos que facilitaram a interpretação e formulação de conclusões relativamente aos resultados obtidos.

Por último, esta dissertação tem como objetivo adicionar informação à literatura presente contribuindo com mais detalhes para o estudo das economias em desenvolvimento. Ao integrar a revisão teórica com uma análise empírica, a pesquisa contribui para uma melhor compreensão dos mecanismos de transmissão da política monetária em economias emergentes e os efeitos de suas ações sobre o desempenho económico e financeiro.

A presente investigação está organizada da seguinte forma: no primeiro capítulo identifica-se a contextualização do tema e os mecanismos usados para o seu estudo. No segundo e terceiro capítulos realiza-se um enquadramento sobre o tema identificando-se a literatura existente acerca desta temática, abordando tanto a importância das variáveis em estudo nas economias emergentes, como as características económicas dos BRICS e respetiva evolução da política monetária e mercados financeiros nesses países. No quarto e quinto capítulo há uma breve descrição dos dados e métodos utilizados, bem como a análise dos principais resultados. No último capítulo são retiradas as principais conclusões e limitações.

## **2. Descrição do Contexto dos países emergentes**

Neste capítulo irá ser fornecida uma visão geral das economias emergentes, incidindo naturalmente num grupo específico de países- os BRICS (Brasil, Rússia, Índia, China e África do Sul), que representam uma aliança com o objetivo de acentuar o seu crescente poder económico numa maior influência geopolítica e assumir um papel cada vez mais preponderante na economia global.

Através de vários estudos e com dados reais irá ser possível observar as principais características económicas dos BRICS, a evolução da política monetária, o desenvolvimento dos mercados financeiros locais e o respetivo impacto interno e externo provocado nas respetivas economias.

### **2.1 Oportunidades e desafios das economias emergentes**

Em tempos recentes, e nomeadamente desde a crise financeira de 2008, as economias emergentes ganharam uma importância cada vez maior no cenário económico global, uma vez que conseguiram alcançar um rápido crescimento económico, industrialização acelerada e integração crescente nos mercados globais.

De acordo com Halladay (2009) tais fatores trazem grandes vantagens a essas economias uma vez que existe uma maior conectividade com os mercados globais e uma maior atratividade de investidores estrangeiros devido ao aumento das taxas de retorno desses países comparativamente aos países mais desenvolvidos. Contudo verifica-se a existência de grandes desafios para a sua sobrevivência e prosperidade nomeadamente instabilidade política e institucional, que pode gerar volatilidade nos mercados financeiros e maior vulnerabilidade a choques externos, como flutuações nas taxas de juros globais.

Em perspetivas em longo prazo, acredita-se que vai permanecer a tendência das economias emergentes em fomentar o seu crescimento económico devendo, como indica o relatório Economic Outlook da OCDE, representar mais da metade do PIB global nas próximas décadas. Em particular, a Ásia (incluindo China e Índia) continuará a ser a principal região responsável por esse crescimento, impulsionada pela inovação tecnológica e pelo crescimento do consumo interno. De acordo com o mesmo relatório as economias apresentaram taxas de crescimento robustas próximas às que existiam previamente à pandemia Covid19, algo que não se verificou totalmente nas chamadas economias desenvolvidas (anexo 1).

### **2.2 Características Económicas e Relevância dos BRICS**

Nas últimas décadas, o grupo de países BRICS emergiram como potências económicas globais desafiando a ordem económica tradicional, ameaçando o domínio das moedas ocidentais no

comércio global e consequentemente moldando o cenário económico mundial. Estas nações representam um motor global de crescimento nomeadamente após a crise financeira de 2008, uma fonte de diversificação económica dado existirem países ricos em recursos naturais e países com uma grande população e mão-de-obra barata e a promoção da abertura de novos mercados e oportunidades de investimento para múltiplas empresas mundiais.

Com a crescente importância, os BRICS também conseguiram desafiar o sistema onde estão inseridas as economias mais desenvolvidas (Peruffo, 2020) com uma representação mais igualitária em instituições como o G20 e o Fundo Monetário Internacional (FMI) e criação das suas próprias instituições financeiras como o NBD (Novo Banco de Desenvolvimento).

Após diversas crises financeiras, pode-se observar uma certa estagnação recente das economias do G7 (Alemanha, Canadá, Estados Unidos, França, Itália, Japão e Reino). Apoiado em vários artigos os BRICS aumentaram em grande escala a sua participação na atividade económica mundial ao contrário do G7 que sofre quedas consecutivas desde o ano 2000. Em tempos mais recentes com base numa notícia do Jornal Expresso (Outubro, 2024) todos os membros atuais do grupo já valem mais do que as principais sete economias mais desenvolvidas do mundo (36,5% dos BRICS contra 36,3% do G7 incluindo igualmente a União Europeia) como é visível no anexo 2.

Em termos práticos podemos observar alguns indicadores económicos, dos quais países dos BRICS já superam os países do G7:

- **PIB Nominal**- por exemplo em termos de comparação da Índia e do Reino Unido (anexos 3 e 4), mesmo sem incorporando o efeito da inflação, no início do século XXI o PIB do Reino Unido era cerca de 4 vezes superior ao PIB da Índia, e somente cerca de 20 anos depois, com o crescente desenvolvimento do país asiático, a Índia conseguiu alcançar e inclusive ultrapassar uma das maiores economias da Europa.
- **Endividamento público**- apesar de ser um desafio constante nas economias emergentes, nos últimos anos conseguiram reduzir os níveis de corrupção e dívida externa para fomentar a confiança dos investidores para a finalidade de investimento estrangeiro em portfólio ou atração de novos negócios ao contrário dos países do G7 que não estão capacitados de controlar a sua dívida. Por exemplo o endividamento público da Rússia diminuiu nos últimos 20 anos para cerca de 20% do PIB enquanto que no Japão a tendência de subida do endividamento não pode ser ignorada com valores recorde de cerca de 250% do PIB (anexos 5 e 6).

- **Balança Comercial-** os BRICS têm uma população mais jovem que o G7 que representa um maior consumo. Com o investimento em infraestruturas e com mão-de-obra barata conseguem na maior parte dos casos possuir mais exportação de produtos, serviços e commodities para os países do G7 que dependem das importações para assegurar essas mercadorias. É possível verificar que a China tem claramente um superavit positivo sendo o maior exportador para economias em desenvolvimento, enquanto a Itália apresenta sem dúvidas, um claro déficit da sua balança comercial (anexos 7 e 8).

Neste aspeto os países BRICS também têm bastante vantagem pois tem produtos essenciais à sua disposição fomentando a sua importância na economia mundial mesmo com fragilidades no PIB per capita e no domínio da tecnologia (ex: Brasil é líder na exportação de açúcar e carne bovina, África do Sul é líder na exportação de metais preciosos como o ouro).

Através das informações anteriores recolhidos relativamente à comparação do desempenho entre países dos BRICS e países do G7 ao nível de diferentes indicadores económicos, foi possível concluir que economias em desenvolvimento já apresentam melhores resultados do que as economias ditas “economias desenvolvidas”.

A evolução destes indicadores nos BRICS depende muito das ações tomadas por estes países ao nível da política monetária e dos mercados financeiros. Todas as nações do grupo utilizam a política monetária para estabilizar a economia, fomentar o crescimento económico, enfrentar a alta inflação e defender as suas moedas. Igualmente apostam no desenvolvimento dos seus mercados financeiros internos para a respetiva reação não ser tão pronunciada em alterações da política monetária evitando a atração de capital especulativo.

### **3. Enquadramento Teórico e Revisão da Literatura**

Neste capítulo irá ser abordado uma análise inicial dos fundamentos da política monetária bem como a respetiva importância da mesma para as economias dos BRICS, a evolução dos mercados financeiros em cada país do grupo e a influência das decisões de política monetária nomeadamente a alteração da taxa de juro definida pelos bancos centrais nos principais mercados financeiros com destaque para os mercados acionista e obrigacionista.

#### **3.1 Importância da política monetária nos BRICS**

A eficácia da política monetária implica que qualquer banco central tenha um conhecimento dos efeitos da sua atuação sobre a economia, o que pressupõe uma perceção clara dos diferentes mecanismos de transmissão da política monetária. Cada banco central deve formatar a sua política monetária tomando medidas, por exemplo através do canal da taxa de juros impactando no consumo e investimento, no canal do crédito que influencia a disposição dos bancos em conceder empréstimos ou no canal do câmbio com a apreciação ou depreciação da moeda nacional para impulsionar ou retrain as exportações ou importações.

Na pesquisa (Akaipler and Hove, 2022) os autores através de métodos econométricos, nomeadamente VAR e testes de causalidade de Granger, nos países BRICS conseguiram identificar as relações existentes entre taxas de juro reais, total de reservas, PIB real per capita, crédito doméstico fornecido pelo setor financeiro e mudanças na vida externa comprovando que existe uma relação de causalidade unidirecional direta entre taxas de juro e PIB per capita e reservas totais e uma relação de causalidade bidirecional entre taxas de juro e empréstimos concedidos pelos bancos comerciais.

O principal objetivo de todas as economias emergentes e em desenvolvimento, e como tal inclui-se os BRICS, é promover o seu crescimento económico sem esquecer a estabilidade financeira. De acordo com uma investigação de Kutu and Ngalawa em 2016, através de vetores autoregressivos estruturais em Painel (P-SVAR) com a utilização de nove variáveis diferentes para os cinco países distintos dos BRICS concluiu-se que a mudança da taxa de juro é o instrumento mais poderoso para influenciar a produção industrial e consequentemente a produção de riqueza do país uma vez que ajustes monetários promovem o controlo da oferta monetária.

Os BRICS como economias emergentes terão que por vezes tomar decisões de política monetária baseada com o que ocorre em economias desenvolvidas nomeadamente os Estados Unidos. Deng et.al utilizando indicadores macroeconómicos dos EUA e dos países BRICS como produção total, inflação e balança comercial e através um modelo de Vetores Autorregressivos em Painel (PVAR) comprovaram que alterações na política monetária dos EUA provocam modificações nas variáveis macroeconómicas dos BRICS realçando que o aumento das taxas de

juro no FED têm como consequência, por um longo período de tempo, a redução da produção, a queda da inflação e a deterioração da balança comercial nos BRICS.

### **3.2 Importância dos mercados financeiros nos BRICS**

Ao longo dos últimos anos, os BRICS foram as economias emergentes que mais ganharam protagonismo no cenário económico global ameaçando claramente o domínio das transações comerciais globais dos países desenvolvidos. Segundo Coquidé et.al (2023:pág.13) foi possível concluir, através de modelos matemáticos como o modelo de Ising e simulações de Monte Carlo, que entre 2010 e 2020 a preferência de uma moeda BRI aumentaria de 49% para 59% enquanto que as moedas ocidentais iriam perder o domínio do poder monetário global.

Para continuar a dominar o comércio internacional e consequentemente continuar a destacar-se no prisma no crescimento económico os BRICS terão que promover o desenvolvimento dos seus mercados financeiros internos.

Inclusive a evolução dos mercados financeiros é mais importante e tem mais influência nos países BRICS relativamente aos não BRICS (Wait et.al, 2017) como mostra a pesquisa que através de modelos econométricos como o GMM, VAR e VECM que variáveis que representam o desenvolvimento dos mercados financeiros como o crédito ao setor privado e a profundidade financeira (em % do PIB), visto que se estes forem elevados irá existir um ambiente propício para investimentos, estão nitidamente correlacionadas com o PIB, stock de capital, comércio internacional e desenvolvimento tecnológico. Acrescenta-se o fator que na análise econométrica deste artigo concluiu-se que o crescimento de 1% nos mercados financeiros provoca que as economias dos BRICS cresçam 13% mais rápido do que restantes economias.

Os mercados acionista e obrigacionista representam dois dos mercados mais importantes para qualquer economia emergente. O mercado acionista é fundamental visto que representa uma fonte de capital para as empresas pois ocorre a captação de recursos diretamente dos investidores reduzindo a dependência de financiamento bancário, é um indicador da confiança e crescimento porque bolsas de valores desenvolvidas refletem a confiança dos investidores na economia e promove a internacionalização porque bolsas dos países BRICS atraem grandes volumes de investimento estrangeiro.

A evolução do mercado acionista exerce uma grande influência sobre o crescimento económico em cada economia dos BRICS (Osaseri and Osamwonyi, 2019) com grande destaque para a existência de uma forte correlação. Neste artigo com base nas variáveis independentes do mercado acionista- capitalização de mercado e valor negociado e na variável dependente associada ao crescimento económico- o Produto Interno Bruto (PIB) e através da regressão com efeitos fixos utilizando dados em painel, concluiu que, exceto durante a crise financeira global em que os mercados acionistas não tiveram um bom desempenho, o desenvolvimento do mercado

acionista contribui em grande escala para o crescimento económico de cada país dos BRICS nomeadamente para a China que se preveja que tenha uma maior capitalização de mercado do que os EUA no ano de 2030.

Apesar da correlação ser gradual, é necessário os países terem atenção em períodos de crise uma vez que nestas épocas verifica-se uma crescente volatilidade nos mercados que afeta a quantidade de retornos dos mercados acionistas (Ganguly and Bhunia, 2020). Ora esse fenómeno provoca um aumento do risco percecionado das pessoas e empresas, uma redução do consumo e investimento que vai impactar na taxa de crescimento de cada país.

A integração entre os mercados acionistas de cada país BRICS é determinante visto que é o reflexo de uma resposta comum a choques globais e não de uma interdependência regional (Sayed and Charteris, 2024). Através dos índices acionistas de cada economia e utilizando o modelo DCC GARCH é possível observar que, após a remoção dos fatores globais do cenário global, o co-movimento dos mercados é mais estável onde ocorre um grau de integração variável entre países e é possível notar a aversão ao risco global conclui para a volatilidade conjunta do desempenho dos índices acionistas.

Relativamente ao mercado obrigacionista o mesmo é essencial para o desenvolvimento de qualquer país dos BRICS uma vez que este mercado é uma fonte de financiamento governamental porque permite que governos financiem projetos de longo prazo sem recorrer a impostos e tem um papel de estabilidade e diversificação uma vez que os investidores têm acesso ao mercado de títulos que são uma alternativa menos volátil que ações.

Um mercado obrigacionista de boa saúde é importante para qualquer BRICS e a estabilidade dos mesmos especialmente em períodos de crises, onde se verifica a falta de capacidade dos países em tomar medidas eficazes para estimular a economia (Zharikov, 2021). Para resolver o problema dos défices orçamentais que a maioria dos BRICS possuem, exceto a Rússia, estes países deveriam optar por a criação de um mercado de dívida regional uma vez que os títulos emitidos são dos principais recursos financeiros existentes para promover a otimização do défice e a redução da dívida pública.

Uma das razões para o crescimento económico dos BRICS nas últimas duas décadas, que fazem destes países uma referência económica distinta dos restos dos países do mundo, deve-se ao crescimento significativo do mercado obrigacionista nomeadamente o crescimento da emissão de obrigações, maior participação de investidores, maior diversidade de instrumentos e reformas institucionais (Dash, 2019). De acordo com a publicação do autor no Journal Of International Economics através dos dados de emissão de títulos dos diferentes países e da utilização do Modelo VECM, dada a cointegração das séries, concluiu-se que a robustez do mercado obrigacionista está relacionada com o aumento do crescimento do Produto Interno Bruto, fortalecimento do investimento estrangeiro e subida das exportações.

Está portanto implícito que os mercados financeiros mencionados foram, são e serão importantes para estas economias, dado que são essenciais para a expansão dos países pois promovem a mobilização de poupanças e investimentos, atração de investimento direto estrangeiro, a diversificação económica e a integração dos BRICS na economia global.

### **3.3 Influência da política monetária nos mercados financeiros (BRICS)**

A política monetária desempenha um papel central na estabilidade macroeconómica e no funcionamento eficiente dos mercados financeiros. Nos países do BRICS (Brasil, Rússia, Índia, China e África do Sul), essa influência torna-se ainda mais relevante devido às características próprias dessas economias emergentes, incluindo volatilidade económica, integração financeira crescente e maior sensibilidade a choques externos.

Decisões de política monetária especialmente a mudança da taxa de juros irão impactar no comportamento dos mercados financeiros com foco nos mercados acionista e obrigacionista e nas respostas dos agentes económicos à mudança das condições financeiras. Em teoria no contexto dos mercados acionistas, uma redução das taxas de torna as ações mais atrativas e eleva os preços dos ativos. Por outro lado, um aumento das taxas de juro aumenta o custo de capital, o que tende a impactar negativamente o valor das ações. Nos mercados obrigacionistas, quando as taxas de juro sobem, os preços das obrigações já emitidas tendem a cair, pois os investidores exigem maior rendimento para manter ativos de risco similar. Inversamente, quando as taxas descem, os preços das obrigações sobem aumentando a taxa de remuneração.

Apesar da eficácia da política monetária não se verificar apenas nas ações diretas tomadas pelos bancos centrais mas também da sua capacidade de influenciar as expectativas de mercado existe claramente uma ligação intrínseca e independente entre estas duas temáticas (Hildebrand, 2006). O autor na sua pesquisa refere que existe uma relação bidirecional: que a política monetária afeta os mercados financeiros pelo controlo da taxa de juro de curto prazo que vai influenciar o preço dos títulos, a inflação e a liquidez nos mercados e os mercados financeiros afetam a política monetária dado que traduzem expectativas de inflação, crescimento económico ou a perceção dos investidores ao risco e, portanto vai influenciar a forma com que cada país vai adotar um cenário específico de política monetária.

No caso dos BRICS que têm naturalmente mercados financeiros menos robustos e desenvolvidos a adoção de políticas monetárias também é eficaz para provocar alterações nos indicadores de mercados financeiros. Por exemplo políticas monetárias contracionistas, com o aumento das taxas de juro, provam ser eficientes para o controlo da inflação e redução da atividade económica (Mallick and Sousa, 2012).

Dentro dos BRICS as decisões da política monetária afetam de forma diferente cada variável macroeconômica e cada mercado financeiro, ou seja por exemplo, perante a postura monetária adotada, os diferentes mercados financeiros irão sofrer diferenciadas consequências.

No caso do mercado acionista existem vários fatores de curto e longo prazo que podem influenciar o seu desempenho (Tripathi and Kumar, 2015) que terão como consequências o melhor ou pior desempenho da sua performance. Neste artigo os autores através dos retornos dos mercados acionistas dos BRICS e das variáveis explicativas como a taxa de juro, a oferta monetária, o PIB, a inflação e a taxa de câmbio, com base no modelo ARDL ficou comprovado que não existe relação significativa entre o mercado acionista e o PIB e a inflação e existem relação significativa com a taxa de juro definida pelo Banco Central de cada país BRIC.

Os choques macroeconômicos internos e externos desencadeados muitas vezes por variações das taxas de juro impactam em grande escala nos preços das ações (Wang et.al 2023) em qualquer horizonte de investimento. Neste artigo através da regressão de quantis e do modelo VMD (Variotinal Mode Decomposition) é identificado que a taxa de juro provoca alterações no comportamento no índice acionista de cada país onde o impacto que o cenário monetário provoca nas ações depende muito das características de cada país, do prazo temporal e do cenário macroeconômico, ou seja, se estamos perante um período estável ou de crise.

Nomeadamente em períodos de crise, os choques monetários com a respetiva variação das taxas de juro diretoras causa consequências para os índices acionistas de cada membro BRIC e respetivos retornos (Ganguly and Bhunia, 2022). Na publicação em causa na pandemia Covid-19, utilizando modelos GARCH e ARDL, diferentes cenários de política monetária causam volatilidades distintas nos países com a Rússia e Índia a serem os mais voláteis, sendo possível observar uma falta de interdependência entre países devido às relações comuns de curto e longo prazo entre os mercados acionistas de cada economia em análise.

No caso do mercado obrigacionista onde nas economias emergentes o desenvolvimento destes mercados está a ser mais pausado (Khalid and Rajaguru, 2017) apesar de ser bastante importante para o crescimento do setor financeiro, proporcionar investimento estrangeiro e aumentar a credibilidade dos países com economias em desenvolvimento. Na publicação referida, com recurso ao modelo GMM, os autores estudam fatores essenciais para o avanço do mercado obrigacionista em economias emergentes incluindo os BRICS. Através do volume de emissão de títulos emitidos e de variáveis como a taxa de juro, o PIB e o grau de abertura económica, ficou evidente que são os principais fatores que impulsionam o crescimento do mercado de obrigações.

O mercado obrigacionista de cada país dos BRICS varia ao longo do tempo. É possível prever o comportamento futuro das yields das obrigações em mercados emergentes considerando desvios de longo prazo onde os choques monetários são um grande fator de mudança no contexto do mercado de dívida (Bekiros and Audoulas, 2020). Com o modelo VECM e taxas de remuneração das OT de diferentes maturidades foi possível identificar relações de cointegração

entre todos os países BRICS e que ocorre um ajustamento das respetivas yields em função do estado do mercado provando uma relação entre a política monetária o mercado obrigacionista.

É inegável a evidência da conectividade existente entre a política monetária e a evolução do mercado obrigacionista. Na publicação de Janareño, Escibano e Umar é feita a comparação entre o nível das taxas de juro e a evolução da curva de rendimentos bem como a respetiva dinâmica ao longo do tempo com o auxílio do modelo TVP-VAR (Time-Varying Parameter Vector Autoregression). Conclui-se que a política monetária no curto prazo tem um impacto mais imediato mas menos persistente enquanto que no médio e longo prazo os choques monetários promovem uma persistência bem mais duradoura.

É possível chegar à conclusão que principalmente a política monetária exerce uma influência bastante avultada sobre os mercados financeiros acionista e obrigacionista. Alterações na taxa de juro pode variar o custo de capital que se traduz na variação da capacidade de investimento, causando a flutuação do preço das ações e influenciando a confiança e a atração de investidores. Modificações na taxa de juro causarão uma oscilação tanto do preço como do rendimento das obrigações bem como a capacidade de refinanciamento da dívida por empresas e governos.

### **3.4 Revisão da Literatura**

A literatura sobre a relação entre política monetária e mercados financeiros tem ganho relevância, especialmente em economias emergentes como os países do BRICS. A política monetária, particularmente as taxas de juros, desempenha um papel crucial no desempenho dos mercados financeiros, afetando diretamente os mercados acionista e obrigacionista.

Na revisão da literatura é possível ver a importância de adotar uma política monetária adequada para assegurar um equilíbrio entre crescimento económico e estabilidade financeira, com a evolução do cenário adotada por cada economia dos BRICS.

Nos artigos que foram sujeitos a estudo pode-se avaliar igualmente a grande influência da política monetária exercida sobre os mercados financeiros nomeadamente a taxa de juro definida pelos Bancos Centrais com particular destaque para os mercados acionista e obrigacionista, a causalidade bidirecional estabelecida e os distintos fatores que afetam cada um deles.

A análise é maioritariamente quantitativa com a presença de variáveis financeiras e macroeconómicas (PIB, Inflação e Comércio Internacional) e de uma grande variedade de métodos econométricos VAR com auxílio aos testes de causalidade a Granger, VECM, GMM e ARDL com a utilização de dados em painel. As variáveis que se destacam são as taxas de juro definidas pelo Banco Central (política monetária) e taxas de retorno dos mercados acionistas,

desempenho dos índices acionistas, preço das ações, volume de títulos emitidos e taxa de remuneração das obrigações (mercados financeiros).

Neste capítulo são abordados temas essenciais para a elaboração desta dissertação. É analisada a importância da política monetária dado que esta estabelece relações unidirecionais e bidirecionais com variáveis macroeconómicas e financeiras importantes para o desenvolvimento do país como o PIB per capita, a dívida externa ou os empréstimos bancários concedidos pelos bancos comerciais que afetam positivamente ou negativamente a evolução da política monetária, o desenvolvimento dos mercados e o crescimento da economia.

É abordada igualmente a importância dos mercados financeiros para o crescimento económico de cada país BRIC uma vez que o desenvolvimento dos mercados através da profundidade financeira e crédito ao setor privado são essenciais para a ascensão de diversos indicadores que estas economias pretendem aproximar-se relativamente às economias desenvolvidas, assentando no facto que este impacto é muito mais visível nas economias em desenvolvimento.

É referida, no caso destes países, a relação assente entre a política monetária e os mercados financeiros acionista e obrigacionista concluindo que modificações na política monetária nomeadamente ao nível das taxas de juro contribuem em grande escala para a flutuação do preço das ações e no volume de títulos emitidos.

No caso do mercado acionista fez-se notar que não existem influências significativas entre o retorno das ações e o PIB ou a inflação sugerindo que o mercado acionista antecipa em vez de seguir as variações destes indicadores macroeconómicos, ao contrário de indicadores como a taxa de juro e a oferta monetária que exercem uma interferência para com os índices acionistas.

No caso dos mercados obrigacionistas o desenvolvimento deste tipo de mercado é influenciado tanto por diversos fatores económicos como a política monetária adotada, o tamanho da economia e a profundidade do sistema bancário como por fatores institucionais como o nível de corrupção e o acesso dos investidores ao mercado, representando-se como fatores mais significativos em comparação com economias desenvolvidas e mercados financeiros mais robustos.

Também é avaliada a interação entre os mercados financeiros e o crescimento económico que é crucial e determinante para as economias emergentes, onde é referido que a evolução positiva do mercado acionista na capitalização de mercado, no turnover ratio e no volume transacionado de ações contribuíram em grande escala para o grande desenvolvimento económico dos BRICS. No mercado obrigacionista, apesar de todos os países estarem altamente interligados devido às relações económicas estabelecidas, o seu desenvolvimento está ligado a fenómenos de crescimento do PIB, aumento do investimento estrangeiro e ampliação das exportações.

É claramente evidenciado que a política monetária têm preponderância sobre o desempenho do mercado acionista contribuindo para a volatilidade dos índices acionistas de cada

economia que têm dificuldade em assumir posição estável ao longo do tempo, tanto em períodos de crise como em períodos de aparente estabilidade e em diferentes horizontes temporais.

Existe uma correlação entre a variação da política monetária e do mercado de obrigações com efeitos mais imediatos no curto prazo e mais persistentes no longo prazo entre as variáveis, em que na maioria dos países é evidente que o principal canal de transmissão da política monetária observa-se na curva de rendimentos de cada economia.

Ao longo da revisão da literatura é possível antecipar uma tendência de análise relativamente às variáveis utilizadas tanto de política monetária como de mercados financeiros, implicações/causas macroeconómicas e a metodologia usada destacando-se as seguintes:

- Política Monetária: embora sejam enunciadas o total de reservas e a oferta monetária a principal variável que define o cenário monetário adotado é a taxa de juro do Banco Central que é a medida mais eficaz para controlar a inflação e o crescimento económico.
- Mercado Acionista- são abordadas as variáveis dos retornos dos mercados acionistas, preço das ações e desempenhos dos índices acionistas importante para avaliar o desempenho das empresas cotadas na bolsa de cada país, e assim poder avaliar a confiança dos investidores nas economias em questão.
- Mercado Obrigacionista: nos artigos restringem-se ao volume de títulos emitidos e às yields das obrigações, fundamental para analisar o índice confiança dos investidores, o nível de diversificação de investimentos e o grau de estabilidade económica.
- Metodologia: é utilizado com maior predominância o modelo VAR que é um método muito utilizado nestes temas, uma vez que permite a análise de múltiplas séries temporais simultaneamente.

Irão verificar-se as seguintes hipóteses:

**H1:** Alterações na taxa de juro têm impacto significativo nos mercados financeiros nos BRICS

**H2:** O impacto da política monetária difere entre os mercados acionista e obrigacionista

**H3:** Qual a resposta dos diferentes países relativamente a choques monetários

Este trabalho contribui para a literatura ao analisar a relação entre política monetária e mercados financeiros nos BRICS. Ao empregar uma abordagem econométrica abrangente o estudo identifica os canais de transmissão da política monetária e a sensibilidade dos mercados financeiros a choques monetários. A análise distingue-se por considerar tanto o mercado acionista como o obrigacionista, permitindo uma avaliação mais completa do impacto da política monetária nos mesmos.

## 4. Dados e Metodologia de Pesquisa

Após a revisão de literatura, neste capítulo iremos definir as variáveis e a metodologia que irão ser analisadas de forma empírica para provar a correlação entre as duas temáticas anteriormente anunciadas. A análise incide sobre o período compreendido entre janeiro de 2013 e dezembro de 2023, com frequência mensal, de modo a capturar variações de curto, médio prazo e longo prazo nos indicadores analisados.

### 4.1 Escolha das variáveis a utilizar

#### 4.1.1 Fontes de Dados e Critérios de Seleção

Os dados utilizados na elaboração desta dissertação foram recolhidos de fontes reconhecidas internacionalmente, de modo a garantir a fiabilidade e transparência das variáveis escolhidas para a comparação entre os países BRICS. Relativamente à política monetária, os dados foram retirados do Fred.St.Louis que tem acesso a centenas de milhares de séries temporais de dados económicos e, relativamente a ambos os mercados financeiros os dados foram retirados do site Investing.com que é um dos sites financeiros mais populares que fornece dados em tempo real, abrangendo uma gama ampla de instrumentos financeiros.

A seleção das séries temporais obedeceu a diferentes critérios:

**Disponibilidade para todos os países-** além da análise pretendida de observar o comportamento das variáveis neste tipo de economias emergentes, dado a desejada avaliação do carácter comparativo entre países, optou-se por variáveis disponíveis de forma sistemática para os cinco países dos BRICS, priorizando fatores como a mesma periodicidade (mensal) e a inserção no mesmo período temporal de análise.

**Cobertura temporal:** apenas foram consideradas séries com observações mensais contínuas entre janeiro de 2013 e dezembro de 2023, de modo a permitir uma análise econométrica robusta com foco nos efeitos de curto e médio prazo, com o objetivo de estudar a relação entre as variáveis após as crises do sub-prime e a crise da zona Euro que coincide com a altura do maior desenvolvimento económico destes países.

**Representatividade das variáveis-** para cada dimensão estudada (política monetária e mercados financeiros acionista e obrigacionista) foram seleccionados indicadores gerais que abrangem as variáveis amplamente utilizadas na revisão da literatura que destacam a importância destas temáticas para as diferentes economias e explicam a causalidade-efeito existente entre elas.

### 4.1.2 Explicação das Variáveis e Descrição dos dados

A análise empírica desta dissertação centra-se em três variáveis principais, representativas da política monetária e dos mercados financeiros em cada um dos países dos BRICS.

Com base na literatura revisada, ao longo dos últimos anos o objetivo dos BRICS é assegurar que existe uma conjugação entre o crescimento económico e a estabilidade financeira. Segundo os artigos avaliados tal só é possível graças a uma política monetária adequada e ao desenvolvimento dos mercados financeiros internos.

Deste modo foram escolhidas para cada temática as seguintes variáveis para cada economia:

**Política Monetária-** Taxas de juro nominal (Interest Rates): Immediate Rates (< 24 Hours): Central Bank Rates

**Mercado Financeiro Acionista-** Principais índices acionistas nacionais: Brasil (Bovespa) /Rússia (MOEX) /China (SSE Composite) /Índia (Nifty 50) /África do Sul (JSE)

**Mercado Financeiro Obrigacionista-** Taxa de remuneração das obrigações soberanas a 10 anos

A variável escolhida para a política monetária representa a liquidez do sistema financeiro, dado que está relacionada com a taxa de curto prazo praticada em empréstimos entre instituições financeiras, com uma taxa praticada ao mesmo nível do que a taxa de juro definida pelo Banco Central, ou seja, esta taxa também é usada para modificar a política monetária adotada e como consequência ajuda a controlar a inflação e a estimular o crescimento económico.

Para o mercado financeiro acionista, a variável escolhida deve-se ao facto de a mesma ser o melhor exemplo representativo da saúde económica de cada economia em análise. A evolução de cada índice transmite a confiança dos investidores na economia e nas empresas que estão cotadas em bolsa em cada país, cujas flutuações dependem de diversos fatores económicos, políticas e sociais presentes em cada nação dos BRICS.

Para o mercado obrigacionista, a variável escolhida concretamente significa a taxa de juro que os investidores recebem ao comprar e manter uma obrigação do governo por um período de 10 anos. A evolução deste conjunto de dados representa, além de um crescimento sustentável de cada país, a capacidade de um determinado governo honrar as suas dívidas e em consequência, um indicador de confiança dos investidores. É utilizada para avaliar o risco e a rentabilidade dos títulos de dívida emitidos em que uma taxa mais alta faz aumentar a perceção ao risco e uma taxa mais baixa é sinónimo de uma maior estabilidade económica.

Utilizar múltiplas variáveis tem como finalidade concluir como a mudança da taxa de juro provoca consequências nos mercados financeiros, quais os mercados financeiros mais voláteis e

se alterações ocorridas num dos mercados financeiros em análise merece a intervenção do Banco Central com uma mudança do cenário monetário adotado.

Relativamente à descrição dos dados, os mesmos foram analisados com o máximo pormenor para atender a todos os fatores que possam ser importantes e que possam ter impacto futuramente na elaboração da presente dissertação. Segue no anexo 9 a tabela com a descrição completa dos dados para cada variável e cada país BRICS:

Para tratamento dos dados acima enunciados, será utilizado o sistema informático de linguagem de programação “R”, onde se irá conseguir visualizar a cointegração existente entre as variáveis e ajudará a formalizar gráficos, tabelas e outros outputs essenciais para a leitura e interpretação dos resultados obtidos.

Relativamente à variabilidade tanto da política monetária como do mercado obrigacionista, embora essas taxas mais estáveis do que outras variáveis financeiras, observou-se ao longo do período analisado uma evolução com oscilações relevantes, sobretudo associadas a ciclos monetários distintos, choques externos bem como alterações nas condições macroeconómicas de cada economia. Reconhece-se que, no caso particular da China, a taxa de juro diretora permaneceu relativamente estável durante um período alargado, o que pode limitar a estimação do modelo, no entanto, a manutenção das mesmas variáveis entre os países foi uma decisão metodológica necessária para garantir a comparabilidade dos resultados.

## 4.2 Análise Gráfica das Séries Temporais

Com a análise gráfica das séries temporais de cada variável em cada país BRICS é fundamental proceder-se a análise do comportamento das mesmas, onde será possível identificar padrões como tendências de longo prazo, flutuações cíclicas, possíveis quebras estruturais, períodos de maior volatilidade, bem como sinais iniciais de não estacionaridade. Através dos ficheiros Excel de cada país, respetivas variáveis e com recurso ao R-Studio obtivemos diversas informações.

**Brasil-** Como é possível observar no anexo I, a taxa de juro apresentou fortes oscilações ao longo da década com subidas acentuadas e cortes progressivos, o índice acionista apresentou uma tendência de crescimento moderado com oscilações em momentos de maior incerteza e taxa de rendimento das obrigações revelou uma volatilidade considerável, refletindo a perceção de risco do país.

**Rússia-** Como é possível observar no anexo II, a taxa de juro demonstrou volatilidade significativa no período analisado com destaque para o aumento acentuado em consequência da questão geopolítica, o índice acionista apresentou uma tendência geral de crescimento apesar das instabilidades e a yield das obrigações exibiu picos notáveis em consequência da perceção de risco e das flutuações da política monetária.

**China-** Como é possível analisar no anexo III, existe uma grande estabilidade da taxa de juro devido à elevada intervenção governamental na política monetária, o índice acionista apresenta alguma volatilidade com picos seguidos logo por quedas sem uma perspetiva linear de crescimento e a yield das obrigações exibiu sempre uma tendência geral de queda com diferentes dinâmicas de propensão ao risco.

**Índia-** Como é possível avaliar no anexo IV, verifica-se na taxa de juro uma clara tendência de declínio constante com um aumento constante muito recentemente, o índice acionista demonstra um desempenho muito positivo ao longo de todo o período de análise e a taxa de remuneração das obrigações apresentou uma tendência de queda até 2020 seguida de uma fase de maior estabilidade.

**África do Sul-** Como é possível observar no anexo V, nota-se que a taxa de juro apresenta diferentes tendências num curto período de tempo, o índice acionista demonstra crescimento ao longo do tempo marcado por flutuações e períodos de estabilidade e a yield das OT apresentou grande volatilidade com diversos picos e quedas.

Em suma, pela análise gráfica realizada observa-se em todos os países volatilidade considerável na maioria das variáveis, algumas flutuações cíclicas com vários picos e quedas no mesmo período, quebras estruturais uma vez que há casos em que ocorre uma queda/subida abrupta da variável e verificação de tendências de longo prazo. Tudo isso será levado em conta, de modo a realizar-se a melhor análise empírica possível.

### 4.3 Estatística Descritiva dos Dados

Antes de proceder à modelação econométrica e à análise empírica propriamente dita, é fundamental realizar uma análise estatística descritiva das variáveis em estudo. Esta etapa permite obter uma visão geral das características básicas dos dados, identificar possíveis anomalias, outliers ou padrões relevantes.

Para cada país foram calculadas diferentes estatísticas descritivas de enorme relevância onde se pode observar nas tabelas abaixo para cada variável em estudo (Anexo VI- Política Monetária; Anexo VII- Mercado Financeiro Acionista; Anexo VIII- Mercado Financeiro Obrigacionista).

Relativamente à política monetária, a China destaca-se por uma taxa de política monetária consistentemente baixa e extremamente estável no período analisado. Brasil e Rússia apresentam taxas mais voláteis, com maiores amplitudes, sugerindo políticas monetárias mais dinâmicas ou sujeitas a maiores choques económicos. Índia e África do Sul situam-se num patamar intermédio em termos de nível da taxa de juros.

Relativamente ao mercado financeiro acionista, os índices da África do Sul, Índia e China apresentam os níveis médios mais elevados e a maior volatilidade. No caso da Rússia o índice mostra um nível médio considerável e uma volatilidade também alta enquanto que no Brasil, em comparação com os restantes, apresenta o nível médio mais baixo do índice acionista e a menor volatilidade entre os cinco países, e embora mais estável, verifica-se o baixo nível de valorização do índice historicamente mais baixo durante o período analisado.

Relativamente ao mercado financeiro obrigacionista, o Brasil e a Rússia tendem a ter taxas de remuneração das OT a 10 anos mais elevadas e mais voláteis, África do Sul e Índia apresentam taxas de remuneração moderadas e a China destaca-se por ter as taxas de remuneração das OT a 10 anos mais baixas e mais estáveis entre os países analisados.

Relativamente à correlação, a sua respetiva avaliação é um passo crucial antes da aplicação de modelos VAR e testes de causalidade de Granger. Uma correlação significativa pode indicar que as variáveis se movem juntas e que vale a pena investigar mais a fundo com a causalidade de Granger. Modelos VAR, por sua vez, baseiam-se na ideia de que as variáveis se influenciam mutuamente ao longo do tempo e compreender as relações iniciais entre elas é fundamental para a aplicação do modelo.

Nos cinco países analisados (Brasil, Rússia, China, Índia e África do Sul), através dos anexos IX, X, XI, XII e XIII, observamos padrões distintos de correlação entre as variáveis PM (Política Monetária), MFA (Mercado Financeiro Aberto) e MFO (Mercado Financeiro Obrigacionista).

Enquanto Brasil, Rússia, China e Índia exibiram consistentemente correlações negativas moderadas a fortes entre PM e MFA, e positivas moderadas a fortes entre PM e MFO, a África do Sul se destacou por uma correlação nula entre PM e MFO, e uma correlação muito fraca entre PM e MFA. Em todos os países, notou-se uma correlação negativa entre MFA e MFO, variando de fraca a forte. Essas variações sugerem que as dinâmicas entre política monetária e mercados financeiros podem ser contextualmente dependentes.

Com base nas conclusões obtidas, é definitivamente viável avançar para a parte empírica utilizando modelos VAR e testes de causalidade de Granger. A existência de correlações significativas na maioria dos pares de variáveis, especialmente entre PM e MFO em quatro dos cinco países, e entre MFA e MFO em todos eles, aponta para relações que merecem ser investigadas quanto à causalidade.

De uma forma geral, as estatísticas descritivas revelam ambientes macroeconómicos e financeiros distintos, com a China a destacar-se pela estabilidade, enquanto Brasil e Rússia mostram maior dinamismo e volatilidade. Índia e África do Sul apresentam características intermediárias nas variáveis em estudo.

## 4.4 Testes de Estacionariedade das Variáveis

A estacionariedade é uma característica fundamental nas séries temporais económicas e financeiras visto que uma série estacionária não apresenta tendências sistemáticas ou ciclos que mudem ao longo do tempo. Se as séries temporais não forem estacionárias, os resultados da análise podem ser enganosos e levar a conclusões erradas, como a detecção de relações espúrias entre as variáveis. Portanto, os testes de estacionariedade são cruciais para assegurar que os modelos econométricos subsequentes.

Para o efeito foram realizados os testes de estacionariedade ADF, PP e KPSS que têm por base as respetivas hipóteses nulas:

- . No teste ADF a série temporal possui uma raiz unitária (ou seja não é estacionária)
- . No teste PP a série temporal possuiu uma raiz unitária (ou seja não é estacionária)
- . No teste KPSS a série temporal é estacionária

Após a aplicação dos testes acima enunciados é possível concluir, com base nos valores valores estatísticos e nos valores críticos em cada teste de estacionariedade, para um nível de significância de 5%, o seguinte:

Testes de Estacionariedade	Brasil	Rússia	China	Índia	África do Sul
<b>Política Monetária</b>	Série Não Estacionária	Série Não Estacionária (evidência no teste KPSS)	Série Não Estacionária	Série Não Estacionária	Série Não Estacionária
<b>Mercado Financeiro Acionista</b>	Série Não Estacionária	Série Não Estacionária	Série Não Estacionária	Série Não Estacionária (evidência nos testes PP e KPSS)	Série Não Estacionária
<b>Mercado Financeiro Obrigacionista</b>	Série Não Estacionária (evidência no teste KPSS)	Série Não Estacionária	Série Não Estacionária (evidência no teste KPSS)	Série Não Estacionária	Série Não Estacionária

*Tabela 1- Testes de Estacionariedade das Séries Temporais* *Fonte: Elaboração Própria*

Para o Brasil é visível que as séries temporais correspondentes à política monetária e mercado acionista não são estacionárias, e no mercado obrigacionista a série temporal é não estacionária com a rejeição da hipótese nula no teste KPSS, mesmo considerando a rejeição da hipótese nula nos demais.

Para a Rússia a série da política monetária é não estacionária dada a rejeição da hipótese nula no teste KPSS apesar da verificação da hipótese alternativa nos restantes. No caso do mercado acionista todos os testes referem que a série é não estacionária, e no mercado obrigacionista o cenário é igual ao mercado de ações.

No caso da China conseguimos verificar que no período analisado, todas as variáveis em estudo estão inseridas em séries sem estacionariedade. No caso do mercado obrigacionista para um nível de significância o teste KPSS não rejeita a hipótese nula podendo sugerir uma fraca estacionariedade (não considerada) enquanto que nas outras variáveis todos os testes indicam que as séries são não estacionárias.

Analisando as variáveis da Índia vemos igualmente a predominância de séries não estacionárias, como é possível observar que os testes apontam para a não estacionariedade da política monetária e do mercado obrigacionista. No mercado acionista com a rejeição da hipótese nula no teste KPSS, considera-se igualmente que se trata de uma série não estacionária.

No caso da África do Sul no caso do mercado obrigacionista nos testes ADF e PP ocorre a rejeição da hipótese nula e no teste KPSS é conclusiva da não estacionariedade da série temporal. Nas restantes variáveis todos os testes apontam para a não estacionariedade da política monetária e do mercado acionista.

Após a análise dos testes de estacionariedade das séries temporais originais das 5 economias, não há nenhuma série onde todos os testes apontam para a respetiva estacionariedade, logo todas as variáveis são consideradas não estacionárias. Dado esse fator será necessário a aplicação das primeiras diferenças de modo a tornar as séries estacionárias e poder aplicar os modelos necessários para apurar os resultados empíricos pretendidos.

## **4.5 Definição da Metodologia**

Esta secção descreve os procedimentos metodológicos adotados com o objectivo de analisar a influência da política monetária sobre os mercados financeiros e vice-versa dos países que compõem o grupo dos BRICS, no período compreendido entre janeiro de 2013 e dezembro de 2023, com frequência mensal. A análise incide sobre três variáveis principais por país: a taxa de juro da política monetária (PM), o índice do mercado accionista (MFA) e a taxa de juro das obrigações do tesouro com maturidade a 10 anos (MFO). Apesar da limitação das variáveis toda a análise irá contribuir para responder ao tema com a máxima eficiência e robustez.

Como verificado anteriormente as séries temporais apresentavam uma presença de raiz unitária. Assim, foi aplicada a primeira diferença, seguida de nova verificação da estacionariedade. Através dos testes de estacionariedade habituais (ADF, PP e KPSS) foi confirmada a estacionariedade das séries transformadas e como tal, estas foram utilizadas na análise econométrica subsequente.

Para aferir a existência de relações de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis, aplicou-se o teste de cointegração de Johansen com a estatística do teste do traço. O referido teste baseia-se na seguinte estrutura de hipóteses:

- **Hipótese nula (H<sub>0</sub>):** Não existe cointegração entre as variáveis
- **Hipótese alternativa (H<sub>1</sub>):** Existe pelo menos um vetor de cointegração entre as variáveis.

$$\Delta Y_t = \Pi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4.6.1)$$

**Y<sub>t</sub>** = vetor de variáveis endógenas

**ΔY<sub>t</sub>** = primeiras diferenças

**Π** = matriz que contém informação sobre as relações de cointegração.

**Γ<sub>i</sub>** = matrizes que capturam a dinâmica de curto prazo    **k** = número de lags no VAR original

**ε<sub>t</sub>** = vetor de erros.

A seleção do número ótimo de lags para os modelos VAR e VECM foi realizada com base no Critério de Informação de Akaike (AIC), considerando as especificidades de cada país.

Para tratamento das variáveis vão ser utilizados diferentes métodos econométricos.

A escolha pelo modelo VAR foi aplicada quando as variáveis não se revelaram cointegradas, permitindo capturar as dinâmicas de curto prazo entre as mesmas. Nos casos em que se confirmou cointegração, procedeu-se à estimação de modelos VECM, apropriados para incorporar tanto os ajustamentos de curto prazo quanto as relações de longo prazo.

O modelo VAR pode-se representar pela seguinte forma:

$$y_t = c + A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_p y_{t-p} + e_t, \quad (4.6.2)$$

- **Y<sub>t</sub>** = vetor contendo as variáveis de interesse, em primeiras diferenças;
- **c** = valor constante que será adicionado às equações do modelo;
- **A<sub>i</sub>** = matrizes de coeficientes a serem estimadas;
- **p** = representa a ordem do modelo;
- **e<sub>t</sub>** = vetor de termos de erro.

A equação do VECM, dadas as evidências anteriores assume que as variáveis tem relação de longo prazo, e como tal assume-se a existência de uma constante sem tendência. A mesma pode-se apresentar da seguinte forma:

$$\Delta Y_t = \Pi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + C + \varepsilon_t \quad (4.6.3)$$

**Δy<sub>t</sub>** = vetor das primeiras diferenças das variáveis endógenas no período t

**Y<sub>t-1</sub>** = vetor das variáveis endógenas em nível no período anterior, t-1

$\Pi$ = matriz de longo prazo, que contém a informação sobre as relações de cointegração entre as variáveis. Pode ser decomposta como  $\Pi=\alpha\beta'$  onde:

- $\beta$ : matriz do(s) vectore(s) de cointegração (relações de equilíbrio de longo prazo).
- $\alpha$ : matriz dos coeficientes de ajustamento (velocidade com que as variáveis corrigem os desvios do equilíbrio).

$\Gamma$ = matriz dos coeficientes dos lags das primeiras diferenças

$C$ : vetor de constantes

$\varepsilon$ = vetor dos termos de erro (resíduos) do sistema, assumidos com média zero, variância constante e ausência de autocorrelação serial.

Em qualquer um dos modelos, o propósito é encontrar e identificar lags estatisticamente significativos, ou seja, momentos no tempo em que uma variável exerce influência relevante sobre as outras, conseguindo ser específicos no ponto em explicar se a variação de uma variável impacta de forma positiva ou negativa a variação de outra. Optou-se por esta abordagem econométrica uma vez que estes modelos conseguem compreender os impactos das decisões de política monetária nos mercados acionista e obrigacionista e se acontecimentos nos mercados promovem a adoção de uma estratégia monetária distinta.

Após a estimação dos modelos, procedeu-se à verificação da estabilidade dos modelos estimados, analisando valores próprios da matriz. Esta verificação é essencial, uma vez que apenas modelos estáveis garantem que os choques exógenos não conduzem a trajetórias espúrias nas variáveis endógenas ao longo do tempo.

$$|\lambda_i| < 1 \quad \text{para todo } i \quad (4.6.4)$$

A estabilidade do modelo é, assim, condição necessária para a validade das análises dinâmicas subsequentes.

Posteriormente foram realizados para cada modelo os correspondentes testes de diagnóstico dos resíduos. O propósito desta etapa é assegurar a validade estatística dos modelos estimados. Os testes de diagnóstico permitiram verificar a presença de autocorrelação (teste de Portmanteau) heterocedasticidade (teste ARCH) e normalidade nos resíduos (JB Test), assegurando a fiabilidade das inferências.

#### **Teste de Portmanteau**

- **Hipótese Nula (H0):** Não há autocorrelação temporal nos erros
- **Hipótese Alternativa (H1):** Existe autocorrelação temporal nos erros

#### **Teste ARCH-LM**

- **Hipótese Nula (H0):** Há homoscedasticidade nos erros
- **Hipótese Alternativa (H1):** Há heteroscedasticidade condicional nos erros

### Teste de Jarque-Bera (JB-Test)

- **Hipótese Nula (H0):** Os erros são normalmente distribuídos
- **Hipótese Alternativa (H1):** Os erros não são normalmente distribuídos

Um resultado adequado é os resíduos não estarem autocorrelacionados, serem homocedásticos e apresentarem normalidade (ainda que este critério não foi considerado determinante uma vez que se trata de múltiplas observações respeitantes a dados financeiros).

Nos casos em que nos testes de diagnóstico aos resíduos dos modelos revelarem problemas de autocorrelação e heterocedasticidade, para corrigir estas limitações, procedeu-se à estimação de um modelo DCC-GARCH, o qual permite capturar simultaneamente as dinâmicas de curto e longo prazo, bem como a variância condicional ao longo do tempo.

O modelo DCC GARCH é estimado com a conjugação de duas componentes: a especificação do modelo GARCH e dinâmica da correlação condicional.

- Especificação do Modelo GARCH (1,1)

$$\begin{aligned}r_{i,t} &= \mu_{i,t} + \varepsilon_{i,t}, \quad \varepsilon_{i,t} = h_{i,t}^{1/2} z_{i,t}, \quad z_{i,t} \sim N(0, 1) \\ h_{i,t} &= \omega_i + \alpha_i \varepsilon_{i,t-1}^2 + \beta_i h_{i,t-1}\end{aligned}\tag{4.6.5}$$

**hi,t**= variância condicional

**ui,t**= média condicional

**ei,t**= resíduos

**zi,t**= erro padronizado

- DCC (Dinâmica da Correlação Condicional)

$$H_t = D_t R_t D_t \tag{4.6.6}$$

$$\begin{aligned}Q_t &= (1 - a - b)\bar{Q} + a(z_{t-1}z'_{t-1}) + bQ_{t-1} \\ R_t &= \text{diag}(Q_t)^{-\frac{1}{2}} Q_t \text{diag}(Q_t)^{-\frac{1}{2}}\end{aligned}\tag{4.6.7}$$

**Ht**= matriz de covariância condicional      **Dt**= matriz diagonal com desvios-padrão univariados

**Rt**= matriz de correlação condicional dinâmica      **Qt**= matriz de correlação não normalizada

**Q̄**=E[ztzt']= matriz de correlação incondicional      **a e b**= parâmetros de persistência

O objetivo da utilização do presente modelo foi de uma análise complementar ao processo empírico e não numa perspetiva de substituição dos modelos VAR/VECM em linha com artigos publicados que realizaram esta metodologia. Isto realça que na presente dissertação a metodologia utilizada não é perfeita para todos os países em análise.

O modelo DCC-GARCH foi aplicado de forma complementar à análise baseada nos modelos VAR/VECM, com o objetivo específico de lidar com situações de autocorrelação e

heterocedasticidade detetados nos resíduos para os casos da China e da Rússia, permitindo uma leitura mais informada da interação entre mercados financeiros e política monetária ao longo do tempo. Após a aplicação deste modelo, se os respetivos resíduos cumprirem os pressupostos necessários, o modelo previamente estimado considera-se legítimo.

Com o diagnóstico dos resíduos do modelo em conformidade calcula-se os testes de causalidade à Granger. Com o objetivo de identificar relações de causalidade entre a política monetária e os mercados financeiros, foram realizados testes de causalidade bidirecional. Este procedimento permite verificar se os valores passados de uma variável contêm informação útil para prever a outra variável em estudo.

**Hipótese Nula ( $H_0$ ):** A variável XXX não causa Granger a variável YYY.

**Hipótese Alternativa ( $H_1$ ):** A variável XXX causa Granger a variável YYY.

$$Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_i X_{t-i} + u_t$$

(4.6.9)

**Y<sub>t</sub>**= variável dependente no instante t

**X<sub>t-i</sub>**=lags da variável explicativa X

**Y<sub>t-i</sub>**= lags de Y

**p** = número de lags incluídos no modelo

**α<sub>i</sub>**= coeficientes dos lags de Y

**β<sub>i</sub>**= coeficientes dos lags de X

**u<sub>t</sub>**= termo de erro aleatório

Depois, verifica-se a função impulso resposta que é estimada com o intuito de analisar a dinâmica das variáveis endógenas face a choques exógenos na política monetária. Esta ferramenta permite observar a direção, magnitude e persistência ao longo do tempo, possibilitando uma avaliação clara da forma como os mercados financeiros reagem, em média, a perturbações monetárias inesperadas, bem como o cenário oposto.

E por último calcula-se a decomposição da variância do erro de previsão (FEVD) que é utilizada para quantificar a proporção da variabilidade de uma variável endógena que pode ser atribuída a choques nas outras variáveis do sistema ao longo do tempo. Esta análise permite aferir a relevância relativa de cada variável na explicação das flutuações observadas.

Considera-se que os resultados são significativos quando as conclusões das diferentes inferências estatísticas coincidem entre si e estabelecem uma relação de consequência relativamente ao modelo previamente estimado.

## 5. Análise dos Resultados

Após a identificação das diferentes variáveis, dos dados representativos das mesmas e do respetivo método de tratamento, neste capítulo iremos observar e discutir os principais resultados empíricos obtidos a partir da análise econométrica desenvolvida para os países que compõem o grupo dos BRICS — Brasil, Rússia, Índia, China e África do Sul — no período de janeiro de 2013 a dezembro de 2023. A investigação centra-se fundamentalmente na relação entre a política monetária e o comportamento dos mercados financeiros, com especial atenção ao mercado acionista e ao mercado obrigacionista de cada país em estudo.

Nesta dissertação, optou-se por restringir a análise empírica à relação direta entre política monetária e os mercados financeiros nomeadamente os mercados acionista e obrigacionista nos países dos BRICS. Embora se reconheça a relevância de outras variáveis macroeconómicas, como o crescimento económico, o crédito e a taxa de câmbio, estas foram excluídas do modelo com o objetivo de manter o foco analítico sobre os canais mais imediatos de transmissão da política monetária. Esta decisão permite uma maior clareza na identificação dos efeitos de choques monetários sobre os preços dos ativos financeiros, alinhando-se com o objetivo principal da investigação.

### 5.1 Tratamento e Características das Séries Temporais

Antes da estimação dos modelos na presente análise empírica foi necessário proceder ao tratamento adequado das séries temporais, de forma a garantir a validade estatística dos resultados. Esta etapa inicial consistiu na verificação das propriedades de estacionariedade das variáveis utilizadas para os cinco países dos BRICS.

As variáveis analisadas foram: a taxa de juro de curto prazo como proxy da política monetária, o principal índice acionista de cada país e a taxa de remuneração das obrigações do tesouro a 10 anos. Para cada série, foram aplicados os testes de estacionariedade mais comuns na literatura econométrica — Augmented Dickey-Fuller (ADF), Phillips-Perron (PP) e KPSS — de forma a identificar a presença de raízes unitárias e confirmar a natureza integrada das variáveis.

Os resultados indicaram que, todas as séries temporais apresentavam indícios de não estacionariedade em nível ou com a não rejeição da hipótese nula nos testes ADF e PP ou com a rejeição da hipótese nula no teste KPSS.

Dado esse diagnóstico, procedeu-se à transformação das séries pela aplicação da primeira diferença, de forma a garantir a estacionariedade necessária para a estimação do modelo e obtivemos os seguintes resultados:

**Anexos A/B/C-** Resultados das variáveis do Brasil

**Anexos D/E/F-** Resultados das variáveis da Rússia

**Anexos G/H/I-** Resultados das variáveis da China

**Anexos J/K/L-** Resultados das variáveis da Índia

**Anexos M/N/O-** Resultados das variáveis da África do Sul

Após essa transformação, e considerando as hipóteses nulas de cada teste, os testes de ADF, PP e KPSS confirmaram a estacionaridade de todas as séries em diferenças, cumprindo os pressupostos requeridos para a modelagem. Com as séries devidamente estacionárias, a análise prossegue para a seleção dos lags ótimos, estimação dos modelos, avaliação das interações dinâmicas entre as variáveis e aplicação dos diferentes testes aos resíduos do modelo.

Contudo, o facto de as séries serem estacionárias somente em primeiras diferenças exige um passo adicional antes da estimação do modelo VAR: a verificação da existência de relações de cointegração entre as variáveis. Para esse fim, foi utilizado o teste de cointegração de Johansen, que permite determinar se há combinações lineares entre as séries que sejam estacionárias, indicando a presença de uma relação de equilíbrio de longo prazo.

Através dos anexos P, Q, R, S e T que correspondem à realização do teste de Johansen para Brasil, Rússia, China, Índia e África do Sul respetivamente, é possível concluir que apenas na Índia ocorreu a não rejeição da hipótese nula, enquanto nos restantes países existe um vetor de cointegração entre as variáveis e consequentemente uma relação de longo prazo.

Como tal, optou-se por estimar modelos VECM (Vector Error Correction Models) para os países em que se verificou cointegração, e modelo VAR em primeiras diferenças no caso da Índia, dado que suas variáveis não apresentavam relação de cointegração.

## 5.2 Escolha do número ótimo de lags

A primeira etapa consistiu na definição do número ótimo de lags para cada modelo. Para esse fim, foi considerado o principal critério de informação: o Akaike Information Criterion (AIC). A escolha do número de lags segundo este critério de informação foi baseada em obter um equilíbrio entre capturar as relações dinâmicas entre as variáveis e existir os suficientes graus de liberdade para estimar da melhor maneira o modelo.

A seleção foi realizada individualmente para cada país e com base nas séries. A escolha do número de lags seguiu o critério que minimizava o valor do indicador, respeitando ao mesmo tempo a estrutura temporal mensal e o tamanho amostral disponível.

O número ótimo de lags antes da aplicação do Modelo VAR para a Índia e do Modelo VECM para os restantes países é o seguinte:

**Índia-** Número Ótimo de Lags=1

**Brasil-** Número Ótimo de Lags= 5

**Rússia-** Número Ótimo de Lags=3

**China-** Número Ótimo de Lags= 7

**África do Sul-** Número Ótimo de Lags= 7

## 5.3 Estimação dos Modelos e Resultados Empíricos

### 5.3.1 Índia

Conforme indicado pelo teste de cointegração de Johansen, a Índia não apresenta relação de cointegração entre as variáveis estudadas (política monetária, mercado acionista e mercado obrigacionista). Dessa forma, optou-se por estimar um modelo VAR em diferenças primeiras para a Índia e obtivemos os seguintes resultados visíveis no anexo U:

Com base nos resultados apresentados, no caso da Índia a equação que modela a dinâmica da política monetária apresenta um p-value para o teste à significância conjunta dos coeficientes de valor 0,04817 indicando que a um nível de significância de 5% o modelo é estatisticamente significativo.

Relativamente aos coeficientes na PM (I1) o coeficiente negativo e o valor do p-value do teste-t de 0,0510 sugere um efeito moderadamente significativo e de inércia na política monetária, ou seja, que no caso do país indiano as taxas atuais dependem das taxas de juro passadas e não ocorre um movimento brusco das taxas para, nomeadamente gerir perspetivas de inflação e crescimento e evitar instabilidade nos mercados. Ainda na MFO (I1) o coeficiente positivo e a significância do -p a um nível de 10% sugere que o desempenho do mercado obrigacionista possa influenciar a taxa de juro.

O modelo estimado para o mercado acionista dado o p-value do teste -t de 0,6281 sugere ausência de significância conjunta. Nenhuma das variáveis desfasadas apresenta qualquer significância individual exceto o termo constante, o que é possível concluir que dentro deste modelo VAR, o comportamento do mercado acionista indiano não responde de forma significativa e relevante às restantes variáveis consideradas.

Para o mercado obrigacionista, a equação do modelo apresenta um p value do teste -t de 0,0841 sugerindo significância relevante do modelo. Em termos de coeficientes relevantes destaque para o PM (I1) que com valor positivo (0.1322) e estatisticamente significativo a 5% (0,0129) indica que alterações na taxa de juro têm impacto direto e positivo na remuneração das obrigações a 10 anos estando de acordo com a teoria financeira onde choques monetários contracionistas promovem a diminuição do preço das obrigações e consequentemente o aumento das taxas de remuneração desses instrumentos.

Posteriormente verificámos a estabilidade do modelo VAR. Foi obtida a seguinte informação no anexo V:

Os valores obtidos foram 0.2582024, 0.0847574 e 0.0847574. Este resultado é crucial, pois confirma que o modelo VAR estimado para a Índia é estável. A estabilidade assegura que o sistema dinâmico representado pelo modelo é convergente.

Posteriormente temos de verificar, antes da função impulso resposta, decomposição da variância dos erros de previsão e testes de causalidade a Granger, incidindo sobre os resíduos do modelo se são cumpridos os diferentes critérios. Os resíduos de um modelo VAR bem especificado devem, idealmente, assemelhar-se a um ruído branco, ou seja, não devem ter autocorrelação, devem ser homoscedásticos (variância constante) e normalmente distribuídos.

Nota-se que foi levado em conta que a ausência de normalidade nos resíduos é uma característica frequentemente observada em séries temporais financeiras e macroeconômicas, especialmente em amostras de grande dimensão, como a utilizada neste estudo (11 anos de dados mensais, totalizando 132 observações). Em virtude do Teorema do Limite Central “*o tamanho da amostra aumenta, a distribuição amostral da sua média aproxima-se cada vez mais de uma distribuição normal*”, e como tal, para amostras suficientemente grandes e todas as restantes hipóteses satisfeitas, um modelo VAR permanece consistente, mesmo na presença de resíduos não-normais.

No caso da Índia foram obtidos os seguintes resultados espelhados no anexo X. Com base nos resultados acima enunciados conclui-se que o Teste de Portmanteau para os resíduos do modelo VAR da Índia produziu um p-value de 0.2064. Uma vez que este valor é superior ao nível de significância de 5% não se rejeita a hipótese nula de ausência de autocorrelação nos resíduos.

O Teste ARCH para os resíduos do modelo VAR da Índia apresentou um p-value de 0.04847. Com um nível de significância de 5%, este p-value é marginalmente inferior ao limiar mas muito similar ao mesmo. Como tal não rejeitamos a hipótese nula de homoscedasticidade para um nível de 1%. Mesmo com a não normalidade dos resíduos o modelo VAR é um bom modelo e as próximas conclusões serão válidas e consistentes.

Nesta etapa realizam-se os testes de causalidade à Granger para examinar a existência de relações unidirecionais ou bidirecionais entre as variáveis. Considerando as hipóteses do teste foram obtidos 6 outputs diferentes que se encontram espelhados no anexo X.

Interpretando os mesmos é possível concluir que a política monetária não causa o mercado acionista e o mesmo se verifica no cenário inverso. Não há rejeição da hipótese nula ficando provado, por um lado que os valores da política monetária não contribuem para a previsão do desempenho do mercado acionista, e por outro lado que a informação contida nos valores do mercado acionista não possuiu poder preditivo para a política monetária indiana.

Os resultados demonstram que a política monetária causa o mercado obrigacionista na Índia, a um nível de significância de 5% (p-value = 0.01234). É sugerido que os movimentos passados na política monetária exercem uma influência preditiva significativa sobre o comportamento futuro do mercado obrigacionista. Ao contrário verifica-se o mesmo cenário ainda que com um p-value consideravelmente mais elevado o que demonstra que a dinâmica do mercado obrigacionista pode influenciar as decisões futuras de política monetária, ainda que de forma menos robusta do que a influência inversa.

Dentro dos principais mercados, os resultados indicam que o mercado financeiro obrigacionista não causa à Granger o mercado acionista com um p-value elevado de 0.8568, bem como no sentido inverso com um p-value elevado de 0.4729. Assim a informação histórica de nenhum mercado influencia a capacidade de previsão do outro.

Posteriormente foi analisadas as funções impulso-resposta (IRF) que são extremamente importantes e fundamentais pois permitem avaliar a dinâmica da resposta das variáveis aos choques monetários. Para a Índia obteve-se o gráfico mencionado no anexo Y.

Este gráfico mostra o efeito de um choque ortogonal de um desvio padrão na Política Monetária (PM) sobre as próprias variáveis do sistema (PM, MFA, MFO) ao longo de 12 meses. As linhas tracejadas vermelhas representam os intervalos de confiança de 95%. Se a linha central (preta) cruza o zero (a linha horizontal vermelha) e os intervalos de confiança contêm o zero em todos os períodos após o choque inicial, a resposta não é estatisticamente significativa.

Com essa informação é possível observar que, para a relação entre a política monetária e o mercado acionista mostra que um choque na Política Monetária não induz uma resposta estatisticamente significativa no Mercado Acionista, uma vez que a trajetória de resposta reside predominantemente dentro do intervalo de confiança de 95% em torno do zero.

Na relação entre a política monetária e o mercado obrigacionista é possível demonstrar que um choque na Política Monetária provoca uma resposta positiva num curto período temporal (1 mês) e estatisticamente significativa no Mercado Obrigacionista nos primeiros períodos após o choque, com o intervalo de confiança excluindo o zero. Esta dinâmica reflete o impacto esperado das decisões de política monetária nos preços das obrigações.

Nota-se também que um choque no mercado de ações, não ocorre uma resposta estatisticamente significativa da autoridade monetária do país e o mesmo verifica-se no mercado da dívida que não reage significativamente ao mercado acionista. Num choque no mercado de obrigações verifica-se uma resposta positiva no curto prazo na taxa de juro refletindo o papel das OT como custo de financiamento, mas no mercado acionista não acontece reação significativa e duradoura evidenciando a fraca ou nula integração entre mercados.

Em suma, a função resposta-impulso está em concordância com os testes de causalidade.

A última etapa é analisar o impacto dos choques: após a análise da função impulso-resposta é possível analisar a Decomposição da Variância da Previsão (Forecast Error Variance Decomposition - FEVD). Enquanto as FIRs mostram a resposta de uma variável a um choque em outra ao longo do tempo, para um dado horizonte de previsão (período), a FEVD diz-lhe o quão importante é o choque numa variável X para a variabilidade na previsão de uma variável Y. Para a Índia obtivemos os seguintes resultados indicados no anexo Z.

A Política Monetária (PM) é predominantemente impulsionada por choques próprios, explicando aproximadamente 96% da sua própria variância de previsão em horizontes mais longos.

Similarmente, o Mercado Financeiro Acionista (MFA) é esmagadoramente dominado por choques internos, que explicam cerca de 98% da sua própria variância. Os choques de Política Monetária contribuem com uma parcela mínima enquanto os choques do Mercado Obrigacionista são negligenciáveis.

Por outro lado, embora o Mercado Financeiro Obrigacionista (MFO) seja largamente explicado pelos seus próprios choques (cerca de 91.7%), a Política Monetária emerge como a principal fonte exógena de variância, explicando uma proporção notável (aproximadamente 8.1% em horizontes de 8 meses) da variância de previsão do mercado.

Estas descobertas da FEVD reforçam as conclusões dos testes de causalidade de Granger e das Funções de Impulso-Resposta.

### **5.3.2 Brasil**

Como referido anteriormente após a aplicação das primeiras diferenças, as séries correspondentes às variáveis do Brasil ficaram estacionárias. Segundo o critério de informação AIC o número ótimo de lags para aplicar no modelo era 5. No entanto existe uma particularidade que é comum aos restantes países em estudo, exceto a Índia: as séries temporais estão cointegradas, e por isso foi usado o modelo VECM que abrange as relações a longo prazo que são estabelecidas entre o conjunto de todos os dados.

A estimação do VECM para o Brasil deu os seguintes resultados constantes no anexo AA.

Na questão da política monetária o coeficiente de ajustamento é negativo e estatisticamente significativo a 5% (p-value do teste  $-t < 0.05$ ). Isso é um resultado crucial e indica que a variação da política monetária responde a desvios do equilíbrio de longo prazo. No lag PM d(11) o valor é positivo e significativo, o que sugere que a política monetária atual é influenciada positivamente pela variação do período anterior. Os coeficientes significativos situam-se nos lags da própria política monetária, o que se pode concluir que autoregressões nesta variável são significativas. A variação do mercado obrigacionista no lag 4 tem um impacto significativo o que sugere que movimentos no mercado obrigacionista influenciam as decisões de política monetária com algum tempo de atraso.

Relativamente ao mercado acionista o coeficiente de ajustamento não é estatisticamente significativo (p-value do teste  $-t = 0.3549$ ). Isso indica que a variação do mercado acionista não responde significativamente aos desvios do equilíbrio de longo prazo definido pela relação de cointegração. Isso pode significar que o mercado é influenciado primariamente por outras variáveis. O único lag significativo tem lugar no MFO d(14) sugerindo que a um determinado período de tempo a variação do mercado obrigacionista tenha um impacto positivo na variação do mercado acionista.

Para o mercado obrigacionista o coeficiente  $ect1$  é positivo e altamente significativo (p-value do teste  $-t < 0.01$ ) o que indica que a variação do Mercado Financeiro Obrigacionista também contribui para o retomar do equilíbrio de longo prazo. Todos os lags das restantes variáveis não são significativos para explicar a variação do MFO. Apenas o próprio lag da variável (11) é significativo e positivo (p-value do teste  $-t = 0.09923$ ) que sugere que a variação no MFO é influenciada positivamente pela sua variação no período anterior e o lag 4 que tem um impacto negativo na variação atual da variável.

Verificou-se a estabilidade do modelo utilizado (anexo AB) e conclui-se que, como todos os parâmetros são inferiores a 1, o modelo é estável, assegurando que a dinâmica das variáveis é convergente e as inferências e análises baseadas neste modelo, são válidas e fiáveis para compreender as interações de curto e longo prazo entre as diversas variáveis.

Após a estimação do modelo torna-se necessário avaliar o diagnóstico dos resíduos do próprio modelo. No caso do Brasil obtivemos os seguintes resultados visíveis no anexo AC. Com base nos resultados obtidos, é possível identificar que, apesar da ausência de normalidade nas séries, no teste de Portmanteau, dado o p-value ser substancialmente maior que o nível de significância de 0.05, não rejeitamos a hipótese nula de ausência de autocorrelação. Este resultado é favorável, pois indica que o modelo captura a dinâmica temporal de forma eficiente. No teste ARCH uma vez que o p-value é superior a 0.05, não rejeitamos a hipótese nula de ausência de efeitos ARCH. Este é um resultado positivo, implicando que a variância dos resíduos é homocedástica, ou seja, constante ao longo do tempo.

Partindo da estabilidade do modelo e da validade dos diferentes testes aos resíduos do modelo, existem condições para avançar para o desenvolvimento dos testes de causalidade à Granger para o caso do Brasil evidenciados no anexo AD.

Por estes outputs consegue-se avaliar que na relação entre política monetária e mercado acionista não se rejeita a hipótese nula e assim e os valores passados da política monetária não contribuem de forma estatisticamente significativa para a previsão do desempenho do mercado acionista, e vice-versa o cenário é igual implicando que a informação contida nos valores passados do mercado acionista não oferece poder preditivo adicional estatisticamente significativo para a política monetária brasileira.

Na relação entre a política monetária e o mercado obrigacionista no Brasil, observa-se uma evidência marginal de que a política monetária causa à Granger o mercado financeiro obrigacionista porque, a um nível de significância de 10%, há indícios para rejeitar a hipótese nula e assumir que os movimentos passados na política monetária exercem alguma influência preditiva sobre o comportamento futuro do mercado obrigacionista no Brasil. Já no caso contrário o grande p-value elevado de 0.8932 significa que os movimentos passados no mercado obrigacionista não fornecem informação estatisticamente significativa para prever os movimentos da política monetária.

Na relação entre os dois mercados financeiros os p-value de 0,3933 e 0,1948 concluiu-se que como são valores substancialmente maiores do que 0,05, a informação histórica do mercado acionista não melhora a capacidade de previsão do mercado obrigacionista sendo que o cenário oposto também se aplica não existindo qualquer capacidade preditiva bilateral.

Para as função impulso-resposta no caso do Brasil obtivemos o seguinte gráfico no anexo AE.

É possível referir que, na resposta do mercado financeiro acionista, a linha preta mostra uma resposta inicial ligeiramente negativa, depois torna-se mais negativa até ao período 3, e gradualmente recupera, mas sem cruzar o zero de forma convincente até o final do período de previsão. No entanto, os intervalos de confiança de 95% incluem consistentemente a linha vermelha em todos os períodos. O resultado é consistente com o teste de causalidade à Granger (p-value=0,3192) visto que o gráfico não mostra um efeito estatisticamente significativo da política monetária sobre o mercado acionista, uma vez que o zero está sempre dentro do intervalo de confiança.

Na coluna do mercado financeiro obrigacionista, não há resposta significativa em nenhum momento. Este resultado é coerente com a não rejeição da hipótese nula de não causalidade de Granger a um nível de significância de 5% (p-value = 0.08574, que é significativo apenas a 10%). A ausência de um impacto significativo na função para um intervalo de confiança de 95% reforça a ideia de que a influência da política monetária sobre o mercado obrigacionista, se existir, não é robusta a este nível de confiança.

Igualmente no mesmo anexo, comprova-se que o mercado acionista no Brasil não influencia relevantemente as restantes variáveis. Já o mercado obrigacionista não influencia o cenário monetário adotado mas influencia positivamente a resposta do índice acionista brasileiro apesar da alta incerteza dado a grande amplitude dos intervalos de confiança ao longo do tempo. O cenário é consistente com a interdependência entre os mercados financeiros e grande solidez das decisões monetárias.

De seguida o último passo para verificar se tudo está em conformidade com os resultados obtidos será necessário analisar a decomposição da variância de previsão e avaliar a relação existente entre o choque de uma variável e as consequências na variabilidade das restantes. No caso do Brasil obtivemos os resultados no anexo AF.

Pelo verificado relativamente ao impacto nos choques é de presumível conclusão que a variação da Política Monetária no Brasil é quase inteiramente impulsionada por choques da própria política, ou seja, os choques nos mercados acionista e obrigacionista têm um impacto muito limitado na sua variabilidade de previsão.

A variação do Mercado Financeiro Acionista no Brasil é predominantemente impulsionada por choques internos do próprio mercado. Choques da Política Monetária têm um

impacto residual, enquanto choques do Mercado Obrigacionista ganham uma relevância um pouco maior em horizontes de previsão mais longíquos.

A variação do Mercado Financeiro Obrigacionista é explicada primariamente pelos seus próprios choques, mas recebe uma contribuição substancial e persistente dos choques no Mercado Acionista. Choques da Política Monetária, embora inicialmente negligenciáveis, ganham alguma relevância em horizontes de previsão mais longos o que é consistente com a evidência marginal de causalidade de Granger.

Em suma, a FEVD para o Brasil essencialmente corrobora as conclusões dos testes de causalidade de Granger e das FIRs. No entanto, a análise da FEVD revela uma interconexão mais robusta entre os mercados acionista e obrigacionista, especialmente a influência dos choques do acionista no obrigacionista que não foi capturada pela causalidade de Granger. Isso sugere que, embora um mercado possa não ter capacidade preditiva sobre o outro no sentido de Granger, os choques num mercado são uma fonte significativa de variabilidade para o outro.

### **5.3.3 África do Sul**

Para a África do Sul, à semelhança do Brasil, é observável no anexo T no teste de Johansen as variáveis neste país também têm um vetor de cointegração. Portanto não foi aplicado o modelo VAR sobre as primeiras diferenças mas sim o modelo VECM que capta a relação de longo prazo. Ora, considerando que segundo o critério de informação, o número ótimo de lags é 7 na estimação do modelo VECM verificaram-se os seguintes resultados observáveis no anexo AG.

Ao nível da política monetária o coeficiente do termo de correção do erro negativo e significativo confirma que além da cointegração das variáveis o sistema tende a voltar ao equilíbrio de longo prazo. Relativamente a termos significativos destaque para na PM d(11) que representa que a política monetária depende do seu histórico com o efeito reverso no 3º mês com correções na trajetória da taxa. Destaque para outros parâmetros significativos noutras variáveis-MFA d(11) com um impacto positivo e significativo dado pelo mercado acionista e no MFO d(12) indicando que a remuneração das obrigações influenciam a taxa de juro.  $R^2$  de 0,4884 e um F-statistic de 7,281 tornam o modelo bastante razoável e estatisticamente significativo.

Para o mercado acionista neste país, o termo de correção do erro não é significativo e portanto não há lugar a evidência de ajuste de longo prazo do mercado acionista com relação ao equilíbrio conjunto com a política monetária e mercado obrigacionista. Em termos de dinâmica de curto prazo o mercado acionista é influenciado por a sua dinâmica observada através de um impacto negativo e estatisticamente significativo do seu lag 4, e um efeito marginalmente significativo do lag 5, variações da política monetária onde há efeito positivo e significativo da variação da Política Monetária no lag 5 e na variação do mercado obrigacionista (lag 2 efeito

positivo e lag 5 efeito negativo) em que é sugerido que as mudanças no mercado obrigacionista afetam o mercado acionista com diferentes atrasos e direções na África do Sul.

No mercado obrigacionista a sua respetiva variação é influenciada por a própria variável com a observação de impactos negativos e significativos dos seus lags 2 e 4. Isso indica que movimentos anteriores no próprio mercado obrigacionista tendem a ser seguidos por ajustes na direção oposta após dois e quatro meses, respetivamente. O efeito negativo e significativo do lag 5 da política monetária representa que uma mudança de estratégia na taxa de juro no passado pode levar a uma variação do mercado. Relativamente ao mercado acionista a significância do lag 1 mostra que a influência é mais imediata mas não tão robusta.

Posteriormente, ao comparar os termos de correção dos erros do Modelo VECM em cada variável, com a significância da política monetária e no mercado obrigacionista e o oposto no mercado acionista analisou-se a estabilidade do modelo. E verificou-se que, dados os valores serem todos inferiores a 1, o modelo é estável como pode ser verificado no anexo AH.

Posteriormente fomos analisar os testes de diagnóstico dos resíduos a notar o teste de Portmanteau para a autocorrelação, o teste ARCH para a heterocedasticidade condicional e o JB-Test para a normalidade. Obtivemos os seguintes resultados evidenciados no anexo AI.

Dada a naturalidade da ausência de normalidade nas diferentes variáveis, interpretou-se que os restantes pressupostos estão salvaguardados visto que no teste de Portmanteau um p-value de 0,1575 faz com que não se rejeite a hipótese nula e como tal o resultado é favorável pois indica que a especificação dos lags no modelo VECM é adequada e que as dependências lineares nos resíduos foram removidas. Já no teste ARCH com p-value de 0,3552 igualmente faz com que não se rejeite a hipótese nula o que representa um resultado positivo porque a variância é constante ao longo do tempo.

Deste modo existem todas as condições de segurança para avançar para a estimação dos testes de causalidade à Granger, função impulso resposta e decomposição da variância do erro de previsão.

Com todas as condições necessárias anteriormente asseguradas para o país, realizou-se a estimação dos testes de causalidade à Granger para observar o carácter preditivo entre as variáveis em estudo constantes no anexo AJ.

Na relação entre a política monetária e o mercado acionista ambos os p-value provam que nenhuma das variáveis causa à Granger a outra e portanto os valores passados de cada variável não contribuem significativamente para a previsão do desempenho da outra, além da informação já contida nos próprios valores passados da própria variável.

Há diferenças entre a causalidade entre a política monetária e o mercado obrigacionista. Enquanto que a política monetária não causa à Granger o mercado obrigacionista (p-value de 0,2331), ao contrário com um p-value 0,04813 ocorre a rejeição da hipótese nula e como tal é sugerido que os movimentos passados no mercado obrigacionista contêm informação útil para

prever os movimentos futuros da política monetária sul-africana, o que pode indicar que o Banco Central da África do Sul reage aos desenvolvimentos no mercado de dívida.

Existem igualmente diferenças nos mercados visto que, com a avaliação dos outputs, é possível concluir o mercado acionista não causa à Granger o mercado obrigacionista, ou seja, os movimentos históricos do mercado acionista não são significativos dos movimentos futuros do mercado obrigacionista, mas ainda que de forma não muito pronunciada, com um nível de significância de 10% a dinâmica do mercado de dívida têm poder no mercado de ações.

De seguida vamos analisar a função de impulso resposta da política monetária e assim, visualizar e interpretar as respostas dinâmicas a choques nesta variável (anexo AK).

Na resposta do mercado acionista a um choque de política monetária observa-se que a linha central mostra uma resposta inicial negativa (período 0) que se aprofunda até ao período 1 e permanece significativamente negativa até aproximadamente o período 5. A partir daí, a resposta da linha central começa a mover-se em direção ao zero, e os intervalos de confiança de 95% passam a incluir o zero, indicando que a resposta deixa de ser estatisticamente significativa após o período 5. Existe alguma inconsistência uma vez que a função refere que um choque na política monetária provoca um impacto negativo no mercado acionista e os testes de causalidade referem que não existe poder preditivo, podendo ser passível de conclusão que o mercado acionista sul-africano reage dinamicamente a choques na política monetária.

Na resposta do mercado obrigacionista a um choque da política monetária ocorre uma resposta inicial negativa que se aprofunda e permanece significativamente negativa até aproximadamente ao período 5-6. Após o período 6, a resposta da linha central aproxima-se do zero, e os intervalos de confiança de 95% passam a incluir o zero. Similarmente ao caso anterior também existe alguma inconsistência, uma vez que não há causalidade à Granger mas o gráfico mostra um impacto significativo no mercado após um choque nas taxas de juro, e como tal, isso implica que apesar de não haver causalidade de Granger, o mercado obrigacionista sul-africano reage de forma significativa a choques inesperados na política monetária.

No mesmo anexo verifica-se que variações significativas no mercado financeiro acionista não causam qualquer impacto tanto nas taxas de juro diretoras como na taxa de remuneração das OT. Já quando ocorre um choque no mercado obrigacionista, a ligeira tendência ascendente da linha da política monetária indica que ao longo do tempo as taxas de juro reagem de forma dinâmica a esse choque, e no caso do mercado acionista, o cenário é semelhante visto que é provocada uma resposta positiva no índice acionista sul-africano mas sem previsível ou significativamente robusta, dado que os intervalos de confiança são muito amplos.

Posteriormente iremos abordar a FEVD ( Decomposição da Variância do Erro de Previsão) que vai permitir quantificar a contribuição de cada choque para a variância das variáveis (anexo AL).

A variação da política monetária na África do Sul é predominantemente auto-explicada pois os choques internos são os principais motores da sua própria variância. O mercado acionista da África do Sul é predominantemente impulsionado por choques internos, no entanto os choques no mercado obrigacionista exercem uma influência crescente e mais substancial sobre o mercado de ações a longo prazo do que os choques na política monetária.

No mercado obrigacionista, embora a própria variável cause a sua variância, este é mais influenciado por choques externos (restantes variáveis) do que as outras variáveis em seus próprios choques. A influência do mercado acionista é ligeiramente maior do que a da política monetária.

Conclui-se que o impacto dos choques está relacionado com a função impulso resposta ao nível da contribuição mínima dos mercados financeiros para a política monetária, a influência de choques externos aumenta ao longo do tempo e existe uma interdependência crescente entre os mercados.

No entanto existem algumas discrepâncias nomeadamente o facto de a FEVD, ao contrário da função impulso resposta, não corroborar um papel dominante da política monetária na explicação da variância dos mercados financeiros explicando que a política monetária não é o principal motor da volatilidade ou dos movimentos dos mercados no longo prazo. Similarmente, a FEVD sugere uma interdependência mútua entre os mercados acionista e obrigacionista que não foi capturada pelos testes de causalidade de Granger, o que pode indicar que estas interações se manifestam em horizontes de tempo mais longos do que os lags de Granger.

#### **5.3.4 Rússia**

Para o caso da Rússia, após a confirmada estacionariedade das séries temporais das variáveis após a aplicação das primeiras diferenças, concluiu-se através do critério de informação AIC que o número ótimo de lags para estimação do modelo era 3 e que o modelo a estimar era o VECM, uma vez que, segundo o teste de Johansen, existia um vetor de cointegração entre as variáveis. Segue o modelo VECM para este país do grupo BRICS visível no anexo AM.

No caso da política monetária o coeficiente de ajustamento negativo e altamente significativo indica que esta variável reage a desequilíbrios de longo prazo e funciona como um mecanismo de ajustamento que ajuda a restaurar o equilíbrio, o que indica o papel do Banco Central Russo na manutenção da referida estabilidade. Relativamente aos lags significativos temos na PM d(11) indicando que a política monetária atual é influenciada pela variação da mesma no período anterior e no MFA d(11) onde se pode concluir que o Banco Central deste país reage a movimentos no mercado de ações para formular a sua política monetária ao contrário do caso do mercado obrigacionista.

Para o mercado acionista do país o coeficiente de ajustamento é positivo e estatisticamente significativo o que sugere que a variável não reage para restaurar o equilíbrio a longo prazo. Relativamente aos coeficientes significativos destaque para o primeiro lag da política monetária que além de significativo também é negativo (-0.028871) pelo que a variação da política monetária têm um impacto negativo no panorama atual do mercado de ações, ou seja, há um cenário consistente que um aumento da taxa de juro arrefeça o mercado. No primeiro lag do mercado obrigacionista verifica-se um coeficiente marginalmente significativo, ou seja, as variações entre os principais mercados têm um considerável impacto significativo entre si.

Para o mercado obrigacionista o coeficiente de ajustamento é positivo e não significativo indicando que o mercado neste país não reage a desequilíbrios de longo prazo para restaurar o equilíbrio e não atua como mecanismo de correção dos erros. Como lags significativos temos os primeiros lags das restantes variáveis sugerindo que a política monetária influencia o mercado de títulos russo e que movimentos do mercado de ações têm uma correlação com o mercado obrigacionista. O segundo lag da própria variável é significativo, ou seja, movimentos passados no mercado têm influência no desempenho atual do mesmo.

Posteriormente é necessário verificar a estabilidade do modelo VECM constante no anexo AN.

Através dos valores obtidos (0.3709414, 0.3709414, 0.3158036, 0.3158036, 0.1584412, 0.1185216) é possível observar que todas são inferiores a 1 e por isso o modelo é estável Este é um resultado crucial e positivo, pois a estabilidade garante que dinâmica do modelo converge para o equilíbrio de longo prazo após um choque.

Posteriormente irão ser feitos os testes ao diagnóstico dos resíduos do modelo verificando a sua respetiva normalidade, autocorrelação e heterocedasticidade, de modo a concluir que temos todas as condições para passar para os próximos testes e inferências estatísticas. Após estimação dos 3 testes obtivemos os seguintes resultados demonstrados no anexo AO.

Considerando mais uma vez a ausência de normalidade um parâmetro natural dado que estamos na presença de grandes amostras relativas a dados financeiros, ao contrário dos restantes países analisados até agora verifica-se que os restantes pressupostos dos resíduos também não estão a ser cumpridos.

Embora o modelo capture uma parte significativa da dinâmica, a rejeição da hipótese nula no teste de Portmanteau sugere que o modelo VECM, com a sua especificação de lags atual, pode não ter capturado completamente todas as dependências lineares nos resíduos do sistema e a rejeição da hipótese nula no teste ARCH implica que a volatilidade dos resíduos não é constante tornando os resultados posteriores menos precisos.

Dado que a fiabilidade das estimativas obtidas através deste modelo depende fortemente das propriedades estatísticas dos resíduos, o facto de em ambos os testes a hipótese nula ser rejeitada compromete a validade estatística do modelo. Diante deste cenário, procedeu-se à

estimação de um modelo DCC-GARCH (Dynamic Conditional Correlation - Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity). Este modelo é especialmente adequado para séries financeiras, pois permite capturar simultaneamente a presença de heterocedasticidade condicional e a dinâmica das correlações entre variáveis ao longo do tempo.

A incorporação do modelo DCC-GARCH tem como objetivo, não corrigir as falhas dos resíduos do VECM, mas permite modelar a volatilidade condicional e as correlações dinâmicas entre os resíduos permitindo obter novos resíduos padronizados homocedásticos e não autocorrelacionados. Obtivemos a seguinte estimação no modelo no anexo AP.

Através deste modelo tanto a política monetária como os mercados financeiros exibem alta persistência de volatilidade. Isso confirma o grande volume de volatilidade nos dados russos, algo bastante comum para séries financeiras e que justifica o uso deste modelo.

A forte significância do  $dccl1$  (0.901035 (p-value = 0.000000)) e a não significância do  $dcca1$  (0.000000 (p-value = 0.991032)) sugerem que as correlações entre os choques das variáveis na Rússia são altamente persistentes. As correlações passadas são o principal determinante das correlações futuras, enquanto novos choques têm um impacto muito limitado. Isso pode indicar que a estrutura de interdependência de volatilidade na Rússia é mais impulsionada por tendências de longo prazo do que por reações rápidas a novos eventos.

Após a estimação do modelo DCC-GARCH que, ao considerar a correlação dinâmica entre as variáveis, iremos avaliar se os pressupostos da autocorrelação e da heterocedasticidade ainda se verificam de modo a concluir ou não que podemos avançar para as próximas etapas. Obtivemos os seguintes novos resultados para cada variável na Rússia no anexo AQ.

No caso do teste de Lyung-Box, não se rejeita a hipótese nula em nenhuma ocasião e assim, após a modelagem da média com o VECM e da volatilidade com o DCC-GARCH, a componente de média dos seus resíduos já não tem autocorrelação. No caso do teste ARCH-LM também não se rejeita a hipótese nula em nenhuma das variáveis e portanto, significa que o modelo GARCH para cada série fez um trabalho excelente em modelar a heterocedasticidade promovendo a homocedasticidade dos resíduos.

Com a estimação deste modelo os resíduos do DCC-GARCH já assumem os pressupostos da ausência de autocorrelação e de heterocedasticidade. Importa realçar que o modelo DCC-GARCH não atua sobre a média condicional, e como tal não substitui o modelo VECM na análise das relações de longo e curto prazo entre as variáveis.

Consequentemente como o modelo DCC-GARCH não estima coeficientes de média, não é necessário calcular os testes de Granger, as funções impulso resposta ou a decomposição da variância do erro de previsão com base nesse modelo visto que continuam a basear-se no modelo VECM previamente estimado que encontra-se estável, com mais informação disponível, com os resíduos padronizados em conformidade, e como tal com as respetivas inferências estatísticas confiáveis.

Relativamente aos testes de causalidade à Granger obtivemos os seguintes resultados das diferentes causalidades bidirecionais mencionadas no anexo AR.

Na relação entre política monetária e mercado acionista não se rejeita a hipótese nula sugerindo que os valores passados da política monetária não irão influenciar movimentos futuros no mercado de ações. No caso oposto a variável do mercado acionista causa à Granger a política monetária mostrando que o Banco Central do país pode realizar ajustes monetários consoante desenvolvimento no mercado acionista.

Na conjuntura entre as taxas de juro e a remuneração das obrigações é possível observar apenas uma causalidade à Granger unidirecional. Enquanto que a política monetária causa à Granger o mercado obrigacionista e como tal movimentos passados nas taxas de juro ajudam a prever a evolução do mercado de títulos, variações ocorrentes no mercado de dívida não contribuem significativamente para a previsão da política monetária.

Entre os dois mercados financeiros ocorre uma relação de causalidade à Granger bidirecional, em que num nível de significância de 10% rejeita-se a hipótese nula e portanto há uma ligação preditiva do mercado de ações para o mercado de títulos, sendo que ao contrário também se verifica relação dada a correlação entre a variação dos dois mercados.

Importa realçar que, em geral, os resultados dos testes de Causalidade de Granger para a Rússia são amplamente consistentes com as evidências de causalidade mostradas no modelo VECM nomeadamente a causalidade de MFA para PM apoiada pelo coeficiente significativo de MFA.d11 na equação da política monetária, a causalidade de PM para MFO é refletida pelo coeficiente significativo de PM.d11 na equação do mercado obrigacionista e as causalidades bidirecionais entre MFA e MFO são consistentes com os coeficientes de MFA.d11 MFO.d11.

Segue agora a função impulso resposta para o caso da Rússia observável no anexo AS.

Interpretando o gráfico, um choque na política monetária têm um efeito positivo na própria variação durante alguns meses e esse efeito dissipa-se gradualmente retornando ao equilíbrio de longo prazo, dando a ideia que os choques na taxa de juro são absorvidos ao longo do tempo. Quando existe um choque na política monetária não existe impacto significativo sobre o mercado acionista de forma imediata ou em longo prazo contrariando a teoria habitual. Já no mercado obrigacionista, embora de curta duração, existe impacto significativo e positivo ou seja há uma diretamente proporcional entre a variação das taxas de juro de referência e o rendimento dos títulos emitidos.

Os resultados da função onde tratam as reações a choques da política monetária coincidem com os testes de causalidade à Granger, ao nível que ambos os métodos sugerem que choques da política monetária não geram respostas significativas no mercado acionista e que estão em concordância que existe uma influência significativa e preditiva sobre o mercado de títulos.

Ao ocorrer um choque no principal índice acionista russo as restantes variáveis reagem significativamente- no caso da política monetária a linha central permanece positiva durante um longo período de tempo, logo o cenário monetário adotado varia significativamente com aumento ou diminuição das taxas de juro para controlar crises ou instabilidade, e no caso do mercado de obrigações a resposta é positiva e a dinâmica é notável.

Num choque no mercado obrigacionista consegue-se observar uma variação positiva e negativa ao longo do tempo da taxa de juro mas a mesma tem fraca significância estatística, enquanto também não existe uma resposta largamente significativa no mercado acionista embora nota-se a resposta ligeiramente negativa. As conclusões da IRF dos mercados estão de acordo com os resultados obtidos do modelo, as evidências dos testes de causalidade de Granger e a grande correlação existente entre os mercados financeiros russos.

Segue-se a última etapa de análise com a decomposição da variância do erro de previsão de forma a avaliar os fatores que mais provocam alteração em cada variável. No caso da Rússia obtivemos os seguintes resultados visíveis no anexo AT.

No caso da Rússia, a política monetária mostra-se predominantemente auto-explicativa, com mais de 88% da sua variância explicada por choques na própria variável. No entanto, os choques no mercado acionista contribuem significativamente (cerca de 9.7%) para a variância da política monetária, reiterando a influência do mercado de ações nas decisões do Banco Central Russo.

O mercado acionista é maioritariamente impulsionado por choques dentro do próprio índice. No entanto, a Política Monetária exerce uma influência notável, explicando cerca de 13% da variância do mercado de ações, enquanto o mercado obrigacionista tem um impacto menor (cerca de 4.9%).

O mercado obrigacionista é a variável mais suscetível a influências externas. Embora seus próprios choques expliquem cerca de 49% da sua variância a política monetária explica aproximadamente 38.6% e o mercado acionista também tem uma contribuição substancial (cerca de 12.5%). Isso sugere que o mercado de títulos é um importante canal de transmissão de choques tanto da política monetária quanto do mercado acionista.

Existe relação com os resultados anteriores nomeadamente ao nível que a elevada proporção da variância do mercado obrigacionista explicada pelas restantes variáveis é consistente com os testes de causalidade dado que tanto a política monetária como o mercado acionista têm informação preditiva sobre o mercado de títulos.

### **5.3.5 China**

Para a China, após a aplicação das primeiras diferenças que tornaram as séries estacionárias, e após a aplicação do teste de Johansen que provou que existe um vetor de cointegração, concluiu-

se novamente que o teste a aplicar seria o VECM. Com um número ótimo de lags 7 determinado através do critério de informação obtivemos os seguintes resultados do anexo AU.

Na política monetária o termo de correção do erro é positivo e não estatisticamente significativo indicando que a China através da definição da taxa de juro não reage a desequilíbrios de longo prazo o que se traduz no foco em outros objetivos. Em termos de lags significativos temos lags correspondentes aos mercados financeiros: o primeiro lag do mercado obrigacionista onde é sugerido que o Banco Central da China reage a movimentos passados no mercado de títulos e no segundo lag do mercado acionista onde o coeficiente positivo e altamente significativo a variação do mercado acionista tem um impacto muito forte na definição da política monetária.

Respeitante ao mercado acionista o termo de correção do erro é negativo e altamente significativo, o que resulta que no caso da China, o seu mercado de ações têm um papel significativo na correção de desequilíbrios de longo prazo. Através da quantidade de lags significativos é possível observar que a dinâmica deste mercado é fortemente influenciada de forma positiva pela política monetária, e portanto decisões de política monetária chinesa têm um impacto significativo e duradouro no mercado de ações. Também há alguma auto-regressão e influência residual do mercado obrigacionista.

No mercado obrigacionista o coeficiente é positivo e não significativo e portanto a variação deste mercado não reage a desequilíbrios de longo prazo. Relativamente a lags significativos, além de alguma autoregressão marginal, a sua dinâmica não é influenciada por movimentos passados das restantes variáveis, e portanto muito independente relativamente às mesmas.

De seguida verificou-se a estabilidade do modelo, de modo a avaliar se o modelo VECM estimado é um bom modelo para prever os movimentos das variáveis para este país. Obtivemos os seguintes resultados no anexo AV.

Dado que todos os valores são inferiores a 1 concluiu-se que o modelo é estável e portanto permite uma análise fiável das interações estabelecidas entre as diferentes variáveis.

De seguida, o próximo passo é efetuar o diagnóstico aos resíduos do modelo estimado para verificação se os resíduos se traduzem num ruído branco e os seus pressupostos encontram-se devidamente assegurados. Obteve-se os seguintes resultados presentes no anexo AW.

Semelhante aos restantes países consideramos a não normalidade das séries como algo comum uma vez que estamos na presença de dados financeiros com um elevado horizonte temporal e grande periodicidade. E semelhante à Rússia, verificamos que nos restantes pressupostos rejeita-se a hipótese nula e portanto é consequente a presença de autocorrelação e heterocedasticidade nos resíduos do modelo.

Logo semelhante à Rússia, para resolver esta limitação, foi aplicada uma abordagem multivariada mais robusta – o modelo DCC-GARCH. Para a China está identificado o modelo DCC-GARCH no anexo AX.

Todos os parâmetros da média condicional ( $\mu$ ) não são significativos sendo um bom sinal já que indicando que o VECM já capturou bem a média das séries. Os componentes GARCH comprovam que a política monetária não é sensível a choques refletindo a natureza controlada das taxas de juro chinesas, o mercado acionista é altamente sensível em que novas informações provocam alterações imediatas e significativas e o mercado obrigacionista demonstra alta persistência de volatilidade.

Na dinâmica das correlações condicionais, tais resultados ( $dcca1= 0,014035$ ;  $dccb2=0,959271$ ) provam que, embora os choques individuais tenham impacto distinto em cada mercado, as relações entre eles permanecem estruturalmente estáveis ao longo do tempo. Este padrão é coerente com a estrutura financeira chinesa, caracterizada por uma elevada presença do Estado.

Com a aplicação deste modelo esperamos ter obtido novos resíduos padronizados sem os problemas de autocorrelação e heterocedasticidade. Obtivemos os resultados do novos testes de diagnóstico dos resíduos no anexo AY.

Em ambos os testes para todas as variáveis do país ocorre a não rejeição da hipótese nula. No teste de Lyung-Box estes são resultados favoráveis, significa que o modelo capturou bem a estrutura temporal na média e já não se verifica autocorrelação dos resíduos. No teste ARCH LM os resultados também são favoráveis, uma vez que o modelo conseguiu modelar a heterocedasticidade retirando os efeitos ARCH aos resíduos.

Agora os pressupostos dos resíduos estão cumpridos. Como tal pode-se avançar para a estimação dos restantes parâmetros dado que, com a ajuda deste modelo, foi possível atribuir maior robustez aos resultados econométricos, assegurando a fiabilidade do modelo estimado.

Como tal foram estimadas as relações de causalidade à Granger entre as variáveis em estudo e foi possível obter os seguintes resultados espelhados no anexo AZ.

Através dos testes de causalidade à Granger acima expostos é possível identificar a causalidade bidirecional existente entre a política monetária e o mercado acionista chinês, onde medidas de política monetária influenciam o mercado de ações, e, por sua vez, o Banco Central Chinês reage a desenvolvimentos no mercado de ações ao definir a política monetária.

É possível concluir igualmente que não há nenhuma relação de causalidade entre a política monetária e o mercado obrigacionista ou entre os dois mercados financeiros onde não existe qualquer relação preditiva entre as variáveis, ou seja, a variação de uma não ajuda a explicar a variação da outra.

Considera-se que os testes de causalidade traduzem com eficiência o comportamento das variáveis uma vez que estão relacionados com os resultados obtidos no modelo VECM que igualmente menciona a relação entre a política monetária e o mercado de ações, e a ausência preditiva do mercado de títulos.

De seguida passamos para a função impulso resposta, de modo a traçar o efeito dinâmico de um choque exógeno na política monetária sobre todas as variáveis no sistema ao longo de um determinado horizonte temporal. Obteve-se o output no anexo BA.

Respeitante ao mercado acionista a partir do período 3-4, a resposta do mercado a um choque da política monetária torna-se positiva e estatisticamente significativa. Atinge um pico por volta do período 5-6, onde a resposta é próxima de 0.05, e o efeito significativo persiste até aproximadamente o período 8. Isso é crucial, pois sugere que, após um período inicial de incerteza um endurecimento da política monetária leva a um aumento no mercado de ações.

Respeitante ao mercado obrigacionista a linha de resposta média permanece próxima de zero ao longo de todo o horizonte, e os intervalos de confiança sempre contêm o zero. Logo a conclusão é que um choque na política monetária não tem um impacto estatisticamente significativo sobre a variação do Mercado Financeiro Obrigacionista.

À semelhança do caso anterior trata-se de uma análise robusta, uma vez que o gráfico da função corrobora as conclusões dos testes de causalidade de Granger uma vez que confirmam a forte relação entre a Política Monetária e o Mercado Acionista e a aparente ausência de influência direta da política monetária sobre o Mercado Obrigacionista.

Quando ocorre um choque inesperado no mercado acionista, nenhuma das restantes variáveis reage significativamente. O mesmo acontece no mercado de obrigações existindo elevada incerteza do impacto do mercado sobre o índice acionista e no caso da política monetária, dado os intervalos de confiança permanecerem firmemente no zero ao longo do tempo, é claro que o cenário monetário não depende de flutuações desse mercado.

As conclusões coincidem com a falta de interdependência entre mercados e com os resultados a sugerirem que a política monetária chinesa não reage de forma significativa a choques inesperados em variáveis financeiras ou macroeconómicas, apesar de estas conterem informação preditiva, em particular a proveniente do mercado acionista.

Passamos ao último passo da análise com a decomposição da variância do erro de previsão. Para a China obtivemos o seguinte resultado de impacto de choques no anexo BB.

Através do output da FEVD a política monetária é predominantemente influenciada pelos próprios choques mas recebe influência notável e crescente de choques no mercado acionista.

O mercado acionista é bastante auto-explicativo mas ao longo do tempo a política monetária assume-se como um fator externo determinante para explicar a sua variância. O mercado obrigacionista Chinês é quase inteiramente impulsionado por seus próprios choques com uma influência mínima das restantes variáveis na sua variância de previsão (ambos em torno de 6%).

Dadas as conclusões de todos os parâmetros, a decomposição da Variância do Erro de Previsão é altamente consistente com as conclusões extraídas das Funções de Impulso-Resposta e dos testes de Causalidade de Granger o que torna a análise deste país altamente fiável.

## 6. Conclusão

Este capítulo final apresenta uma síntese das principais conclusões extraídas da análise empírica realizada, seguida de uma reflexão crítica sobre as limitações encontradas ao longo do processo de investigação. Por fim, são sugeridas algumas linhas para pesquisas futuras que poderão aprofundar e complementar os resultados aqui obtidos.

Na Índia, a política monetária influencia o mercado obrigacionista, mas não o mercado acionista. Também não se observa retorno significativo dos mercados para a política monetária, nem relação entre os mercados financeiros. Choques na taxa de juro elevam os rendimentos das obrigações e geram efeitos negativos, embora pouco duradouros, no índice acionista. Confirma que a política monetária explica uma parcela crescente da variabilidade no mercado de dívida, mas tem impacto reduzido sobre o mercado acionista. Não há interligação estatística entre os dois mercados, o que sugere uma estrutura financeira segmentada.

No Brasil, a política monetária influencia o mercado obrigacionista, mas não exerce influência significativa sobre o mercado acionista, nem é influenciada por nenhum dos dois mercados que também não estabelecem relação significativa de causalidade entre si. Choques monetários provocam aumentos nos rendimentos das obrigações, conforme a teoria económica, enquanto que o mercado acionista mostra respostas mínimas e não sustentadas. Existe igualmente a evidência que o mercado obrigacionista é o mais sensível às variações da política monetária, consolidando-o como o principal canal de transmissão.

Na África do Sul, observa-se primeiramente que a política monetária não têm influência no curto prazo nem no mercado de títulos nem no mercado de ações, no entanto existe uma causalidade inversa do mercado de obrigações sobre a taxa de juro. Entre os mercados financeiros, há evidência de causalidade com as taxas de remuneração das obrigações a terem algum poder preditivo sobre o índice acionista do país. O canal de juros tem um papel central na transmissão da política monetária.

Na Rússia, a política monetária apenas afecta o mercado obrigacionista e sente o impacto apenas quando existe uma variação do mercado acionista, já no sentido inverso das causalidades o mesmo não se aplica. Entre os mercados financeiros, é observável uma elevada interdependência. Choques monetários reduzem o índice acionista e aumentam os rendimentos das obrigações, com efeitos mais pronunciados e duradouros no mercado de dívida. Na decomposição da variância das variáveis confirma-se o peso dominante da taxa de juro sobre o mercado obrigacionista e da considerável correlação entre os dois mercados financeiros.

Na China, é facilmente identificada a relação bidirecional entre a taxa de juro e o índice acionista referindo que as decisões sobre política monetária vão ao encontro com evoluções no mercado de ações e vice-versa. Em choques monetários, o mercado de dívida reage levemente com aumento de rendimentos, enquanto o mercado acionista apresenta respostas significativas. A

política monetária tem impacto avolumado sobre as variações dos ativos, refletindo um sistema segmentado e fortemente regulado com a falta de interligação entre mercados.

Estes resultados estão em consonância com a literatura existente que destaca a importância dos canais da taxa de juro como mecanismo de transmissão da política monetária. Em contextos emergentes, é muitas vezes sublinhado que os efeitos são muitas vezes assimétricos e dependentes da estrutura institucional e da maturidade dos mercados — o que se confirma nos casos analisados.

A autoridade monetária indiana revela-se relativamente autónoma, pouco influenciada pelos movimentos dos mercados. No Brasil, observa-se uma estrutura moderadamente integrada, em que o banco central brasileiro mostra um comportamento independente, orientado por metas de estabilidade e não por reações de curto prazo dos mercados. Na África do Sul, a influência do mercado de dívida sobre as ações confirma uma estrutura financeira em que os investidores ajustam as suas estratégias de portfólio em função das variações nas taxas de juro de longo prazo. A Rússia apresenta uma configuração mais volátil e assimétrica, típica de um ambiente financeiro mais sujeito a riscos geopolíticos e choques externos. Por fim, na China, verifica-se uma forte presença estatal, fortemente centrada no setor financeiro e empresarial.

Dessa forma, a resposta à pergunta de investigação é que a política monetária influencia o desempenho dos mercados financeiros nos BRICS, mas também é por eles influenciada em quase todos os casos, exceto no Brasil. Isto demonstra que, na maioria dos países analisados, os bancos centrais não operam de forma inteiramente autónoma, ajustando suas decisões em função das dinâmicas dos mercados acionista ou obrigacionista.

Apesar da robustez metodológica, a pesquisa apresenta limitações nomeadamente: amostra temporal de onze anos (imposição devido às variáveis utilizadas) pode não capturar ciclos financeiros importantes, os dados dos mercados financeiros podem ser influenciados por fatores não observáveis e na presente pesquisa não é possível isolar efeitos que possam ocorrer em intervenções na política monetária como operações de mercado aberto.

Para pesquisas futuras pode ser benéfico incluir variáveis adicionais para observar outros canais de transmissão monetária, analisar o impacto da política monetária de países desenvolvidos nos BRICS e investigar a relação entre a credibilidade do banco central e a sensibilidade dos mercados financeiros.

No entanto, a presente dissertação tem implicações práticas para diversos agentes. Para os Bancos Centrais o estudo mostra que, em grande parte, a eficácia da política monetária depende da integração dos mercados financeiros o que exige maior transparência na comunicação da mesma. Para os investidores esta pesquisa é determinante para compreender os mercados financeiros e antecipar os seus movimentos após mudanças no cenário monetário. E para os responsáveis pela formulação de políticas económicas visto que o objetivo de qualquer país é ter independência no seu banco central para garantir a eficácia das medidas económicas.

## 7. Referências Bibliográficas

- Akalpler, E., & Hove, S. (2022). *Monetary policy and capital flow implications on economic growth in BRICS countries*. *International Journal of Economic Policy Studies*, 16, 253–274. <https://doi.org/10.1007/s42495-021-00076-z>
- Avdoulas, C., & Bekiros, S. (2020). Revisiting the dynamic linkages of Treasury bond yields for the BRICS: A forecasting analysis. *MPDI Journal*, 2(2), 102-129 <https://doi.org/10.3390/forecast2020006>
- Burhan, M.A., & Biaban, R.N. (2016). *Relationship between Stock Prices and Exchange Rate: Evidence from BRICS Countries*. *International Review of Social Sciences*, 4(12). [www.irss.academyirmbr.com](http://www.irss.academyirmbr.com)
- Coquidé, C., Lages, J., & Shepelyansky, D. L. (2023). *Prospects of BRICS currency dominance in international trade*. *Applied Network Science*. <https://doi.org/10.1007/s41109-023-00590-3>
- Dash, P. (2019). [Article Title]. *Journal of International Economics*, 10(2), 30–34. <https://www.ipeindia.org/wp-content/uploads/2020/02/JoIE-Jul-Dec-2019-15-Feb-2020.pdf#page=34>
- Deng, Q., Xiao, W., & Yan, H. (2022). *The Spillover Effects of U.S. Monetary Policy Normalization on the BRICS Based on Panel VAR Model*. *Journal of Mathematics*, Article ID 3844128. <https://doi.org/10.1155/2022/3844128>
- Expresso (2024, Outubro). *BRICS já valem mais do que as sete maiores economias desenvolvidas do mundo juntas*. <https://expresso.pt/economia/2024-10-25-brics-ja-valem-mais-do-que-as-sete-maiores-economias-desenvolvidas-do-mundo-juntas>
- Ganguly, S., & Bhunia, A. (2022). *Testing volatility and relationship among BRICS stock market returns*. <https://doi.org/10.1007/s43546-022-00267-6>
- Gelo, D. (2018). *Financial Markets Development and Economic Growth in BRICS Countries*. Reserve Bank of India. <https://www.search.proquest.com>

**Halladay, S. D., Fales, J. L., & Castillo-Triana, R.** (2009). *The Opportunities and Challenges of Emerging Markets*. Journal of Equipment Lease Finance, 27(2). <https://www.store.leasefoundation.org/cvweb/Portals/ELFA>

**Hildebrand, M. P.** (2006). *Monetary policy and financial markets*. Financial Markets and Portfolio Management, 20, 7–18. <https://doi.org/10.1007/s11408-006-0004-8>

**Jareño, F., Escribano, A., & Umar, Z.** (2022). *The impact of the COVID-19 outbreak on the connectedness of the BRICS's term structure*. Humanities & Social Sciences Communications <https://doi.org/10.1057/s41599-022-01500-1>

**Khalid, A. M., & Rajaguru, G.** (2018). *Investigating the determinants of domestic bonds: the role of socio-economic and institutional factors*. Applied Economics, 50(1), 35–50. <https://doi.org/10.1080/00036846.2017.1313951>

**Kutu, A. A., & Ngalawa, H.** (2016). *Monetary Policy Shocks and Industrial Output in BRICS Countries*. SPOUDAI Journal of Economics and Business, 66(3), 3–24. <https://spoudai.unipi.gr/index.php/spoudai/article/view/2549>

**McKinsey & Company** (2018, Setembro). *Outperformers: High-Growth Emerging Countries and the Companies that Propel Them – Executive Summary*. <https://dln.jaipuria.ac.in:8080/jspui/bitstream/10849/1/MGI-Outperformers-Full-report-Sep-2018.pdf>

**OECD** (2024). *Business Insights on Emerging Markets 2024*. OECD Publishing, Paris. <https://doi.org/10.1787/7d6b7375-en>

**Osaseri, G., & Osamwonyi, I. O.** (2019). *Impact of Stock Market Development on Economic Growth in BRICS*. International Journal of Financial Research, 10(1). <https://doi.org/10.5430/ijfr.v10n1p23>

**Peruffo, L.** (2020). *The BRICS Countries' Monetary and Financial Power: What Has Changed Since the 2008 Global Financial Crisis and Why It Matters*. Conjuntura Austral, 11(53). <https://doi.org/10.22456/2178-8839.97514>

**Relatórios de Política Monetária – BRICS (2023):**

- Brasil: <https://www.bcb.gov.br/>
- Rússia: <https://www.cbr.ru/eng/>
- China: <http://www.pbc.gov.cn/en/3688006/index.html>
- Índia: <https://www.centralbankofindia.co.in/en>
- África do Sul: <https://www.resbank.co.za/en/home>

**Sayed, A., & Charteris, A. (2024).** Integration among the BRICS stock markets: Filtering out global factors. *Investment Analysts Journal*, 53(3), 207–230.  
<https://doi.org/10.1080/10293523.2024.2366565>

**Silva, T. C. (2019, 24 Junho).** *Os BRICS na política global: Um balanço de suas relações internacionais (2009–2019)*. Universidade de Brasília, Instituto de Relações Internacionais.  
<https://bdm.unb.br/handle/10483/24826>

**Tripathi, V., & Kumar, A. (2015).** *Do Macroeconomic Variables Affect Stock Returns in BRICS Markets? An ARDL Approach*. <http://www.publishingindia.com>

**UOL Economia (2024, Outubro).** *O que é o BRICS, qual a importância do grupo e sua influência no Brasil*. <https://economia.uol.com.br/noticias/redacao/2024/10/22/o-que-e-o-brics.htm>

**Wait, C., Ruzive, T., & Le Roux, P. (2017).** *The Influence of Financial Market Development on Economic Growth in BRICS Countries*. *International Journal of Management and Economics*, 53(1), 7–24. <http://www.sgh.waw.pl/ijme/>

**Wang, X., Huang, Q., & Zhang, S. (2023).** Effects of macroeconomic factors on stock prices for BRICS using the variational mode decomposition and quantile method. *The North American Journal of Economics and Finance* Volume 67  
<https://doi.org/10.1016/j.najef.2023.101939>

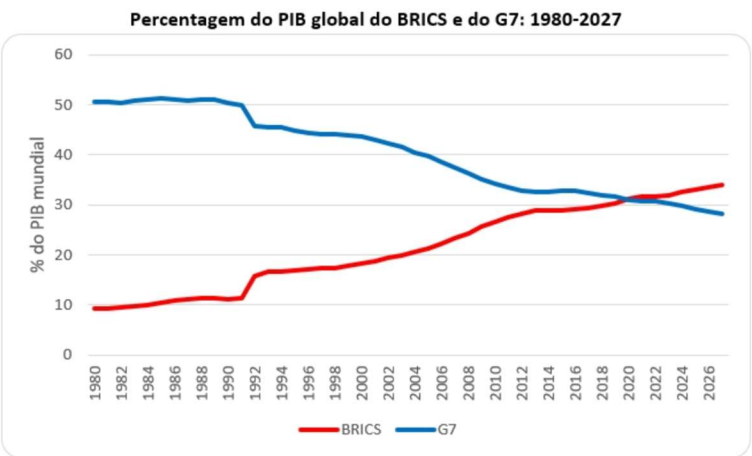
**Zharikov, M. (2021).** *A Debt Market Model for the BRICS*. *Economies*, 9(1), 4.  
<https://doi.org/10.3390/economies9010004>

## 8. Anexos

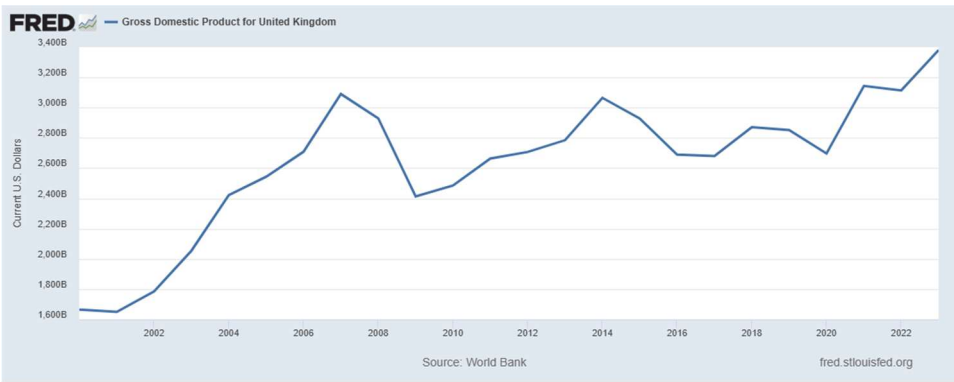
### Anexo 1- Projeções de Crescimento Real do PIB em %

Region	2023	2024	2025
Sub-Saharan Africa	3.3	3.8	4.1
Middle East and North Africa	1.9	2.7	4.2
Latin America and the Caribbean	2.5	1.9	2.5
Emerging Asia	5.4	5.2	4.8
India	6.7	6.2	6.5
China (People's Republic of)	5.2	4.7	4.2
OECD	1.7	1.4	1.8
World	3.1	2.9	3.0

### Anexo 2- Comparação entre os PIB's do G7 e BRICS (2024)



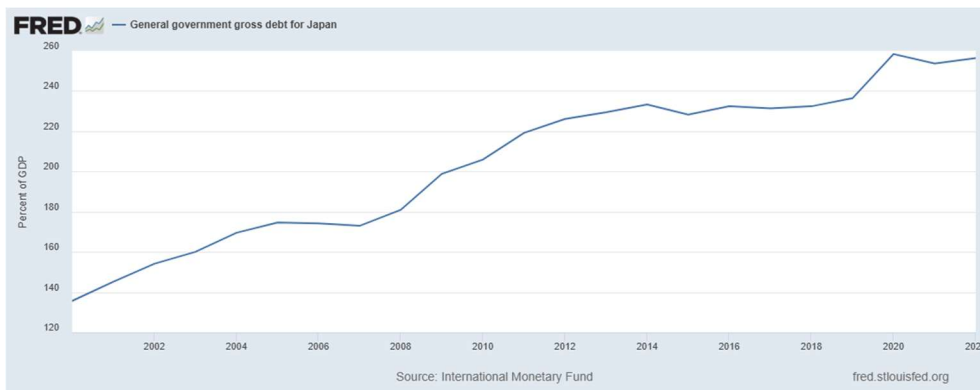
### Anexo 3- PIB Nominal do Reino Unido



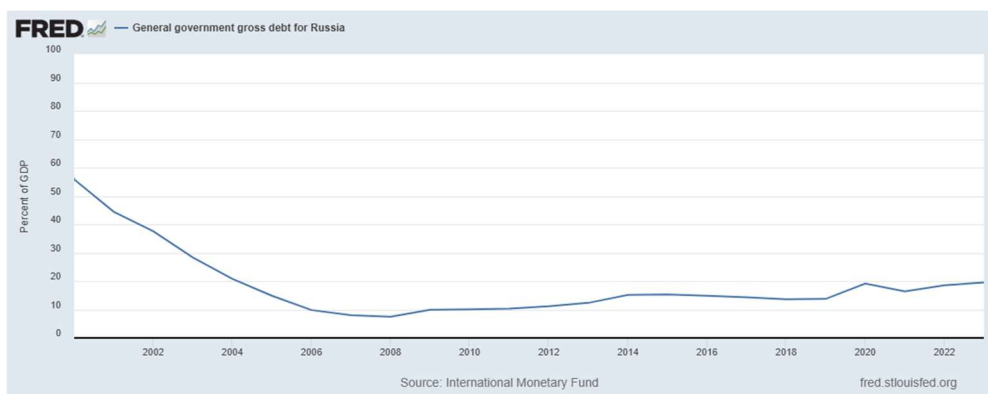
## Anexo 4- PIB Nominal da Índia



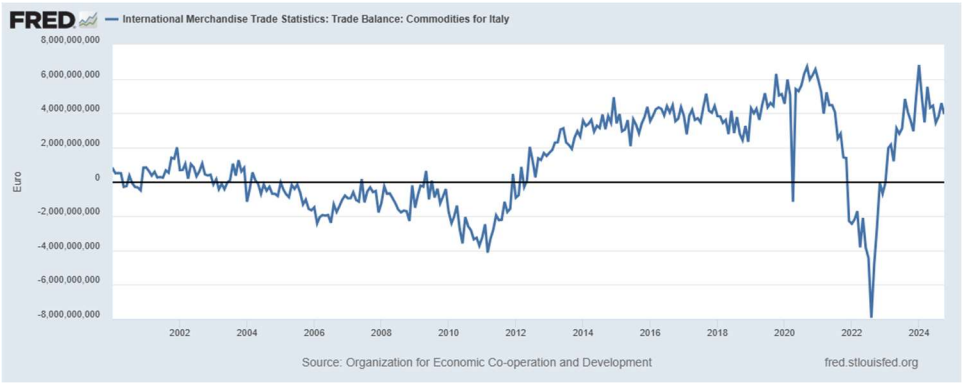
## Anexo 5- Endividamento Público em % do PIB (Japão)



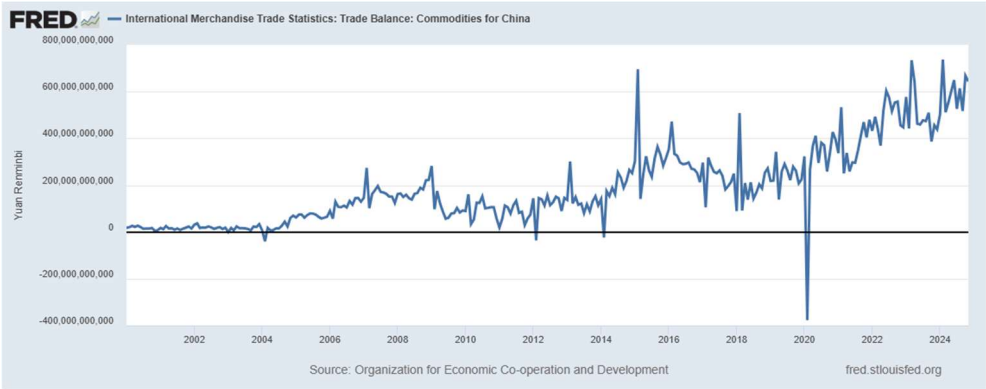
## Anexo 6- Endividamento Público em % do PIB (Rússia)



## Anexo 7- Balança Comercial Itália



## Anexo 8- Balança Comercial China

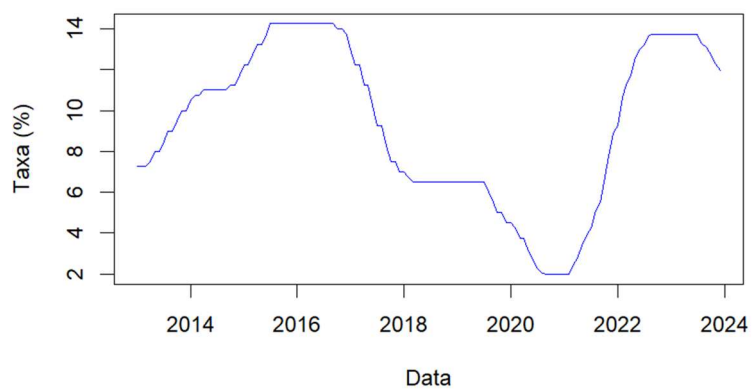


## Anexo 9- Tabela com a Descrição das Variáveis

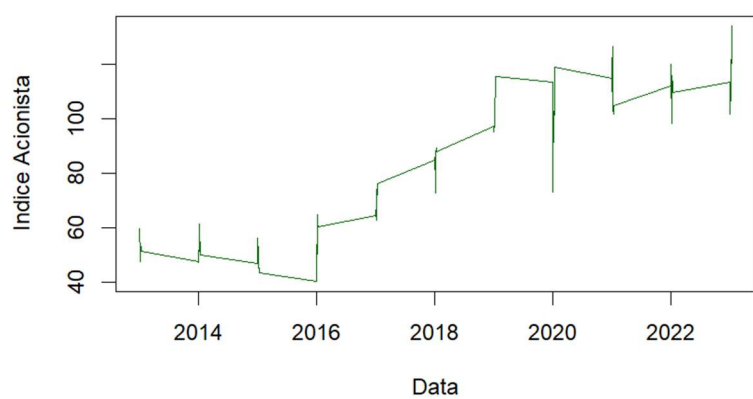
Descrição dos Dados	Política Monetária (PM)	Mercado Financeiro Acionista (MFA)	Mercado Financeiro Obrigacionista (MFO)
Nome da Variável	Interest Rates: Immediate Rates (< 24 Hours)	Índice Acionista Nacional	Taxas de juro das obrigações soberanas com maturidade de 10 anos
Natureza	Nominal	Nominal	Nominal
Unidade de Medida	Porcentagem ao ano (% a.a)	Pontos (valor nominal do índice)	Porcentagem ao ano (% a.a)
Periodicidade	Mensal (média do mês ou valor fixado, conforme o país)	Mensal (valor de fecho do último dia útil de cada mês)	Mensal (média mensal da yield)
Unidade de Observação	País (Brasil, Rússia, Índia, China, África do Sul)	País (Brasil, Rússia, Índia, China, África do Sul)	País (Brasil, Rússia, Índia, China, África do Sul)
Tipos de Dados	Séries temporais (time series)	Séries temporais (time series)	Séries temporais (time series)
Sazonalidade	Não é influenciada por padrões sazonais	Não relevante, não há meses específicos onde os retornos do mercado tenham uma grande variação	Não relevante exceto ciclos de emissão de dívida pública

## Anexo I- Gráficos Variáveis Brasil

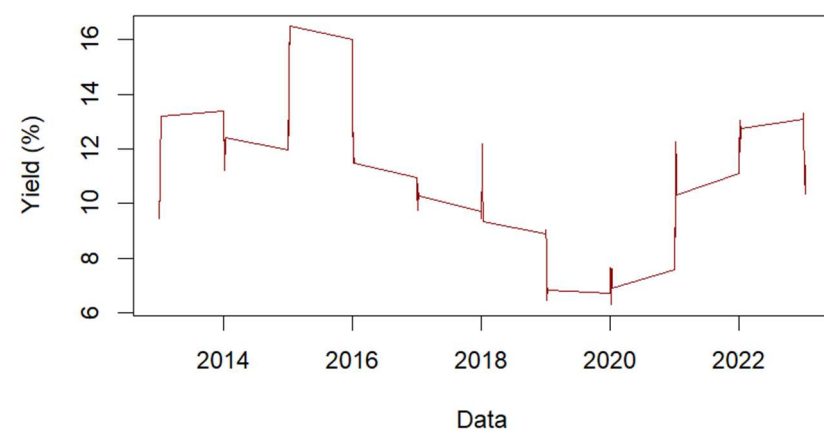
**Taxa de Política Monetária - Brasil**



**Índice Acionista - Brasil**

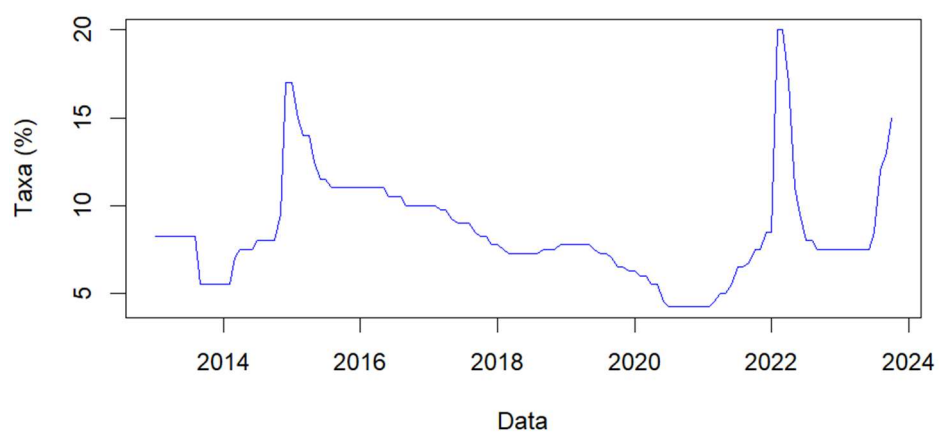


**Taxa de Juros de OT a 10 anos - Brasil**

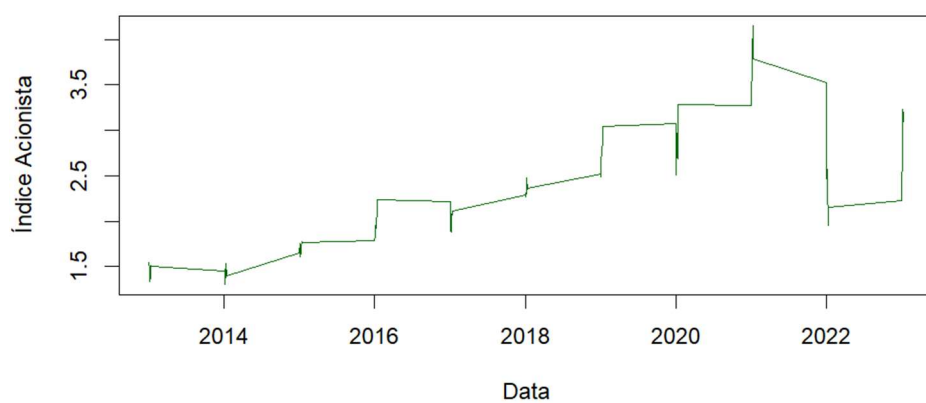


## Anexo II- Gráficos Variáveis Rússia

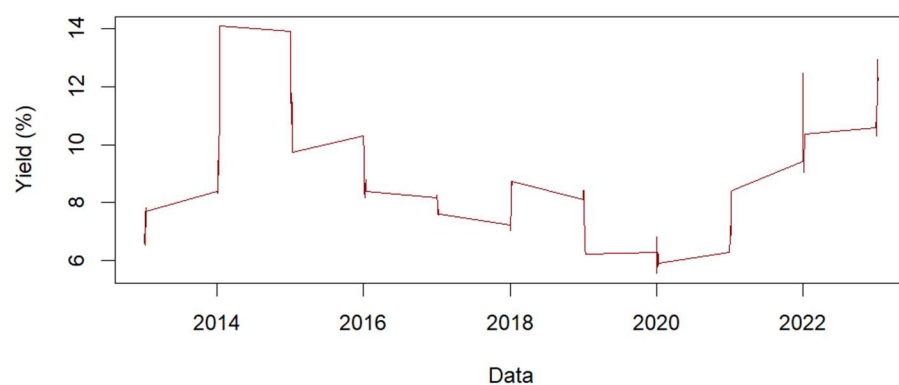
**Taxa de Política Monetária - Rússia**



**Índice Acionista - Rússia**

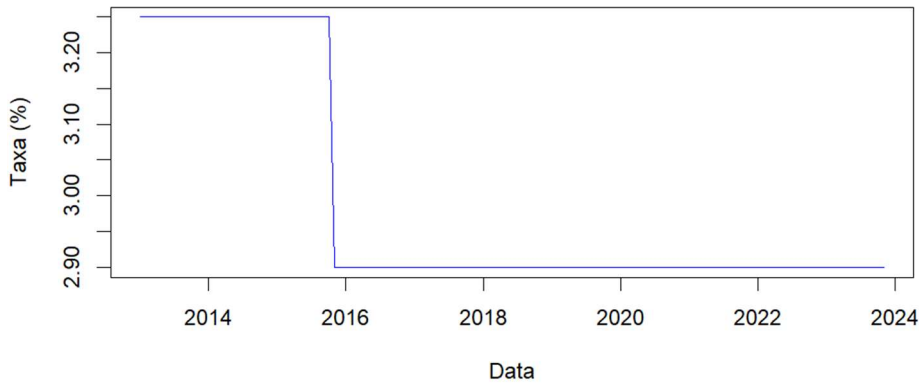


**Yield das OT a 10 anos - Rússia**

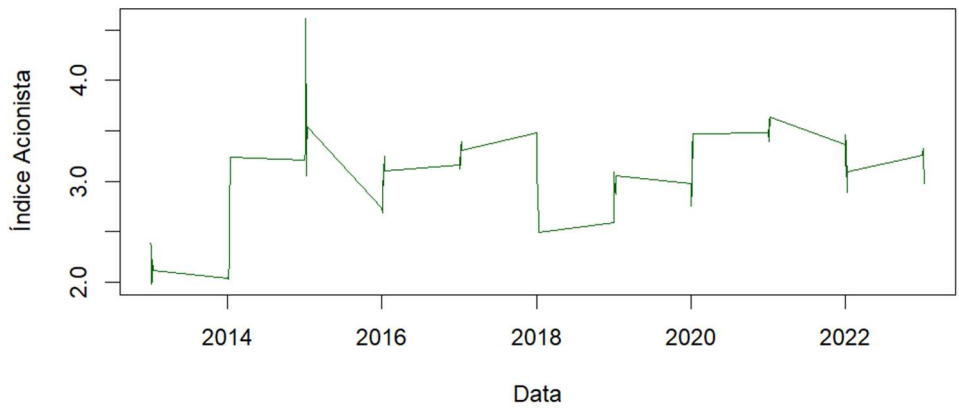


# Anexo III- Gráficos Variáveis China

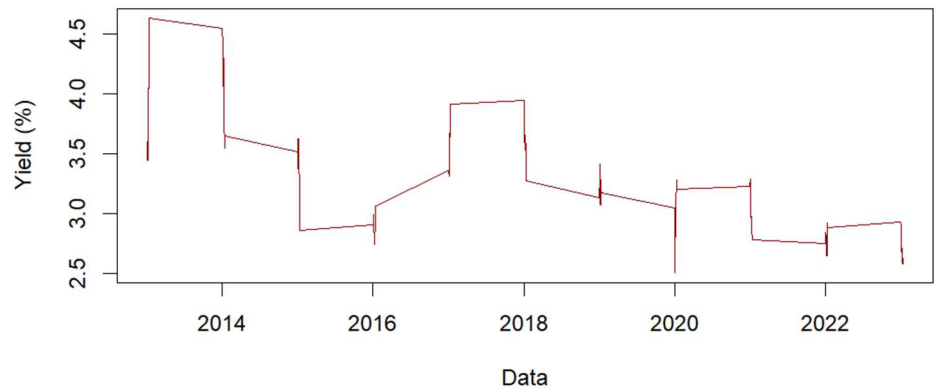
Taxa de Política Monetária - China



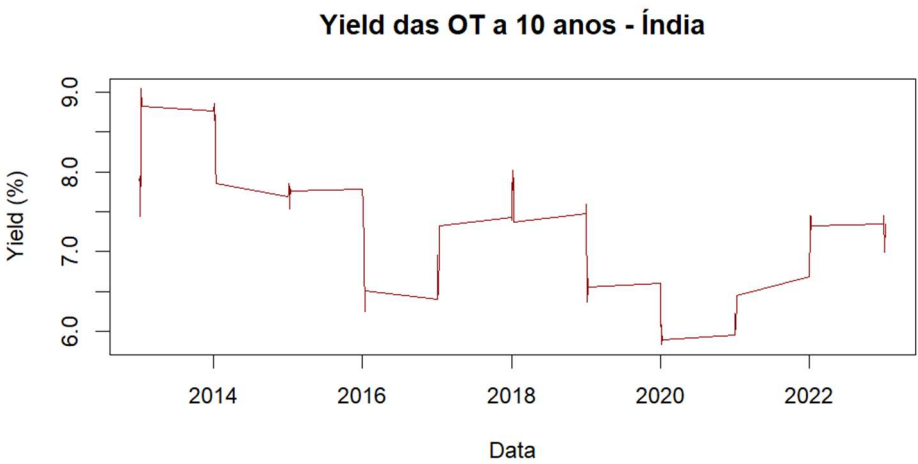
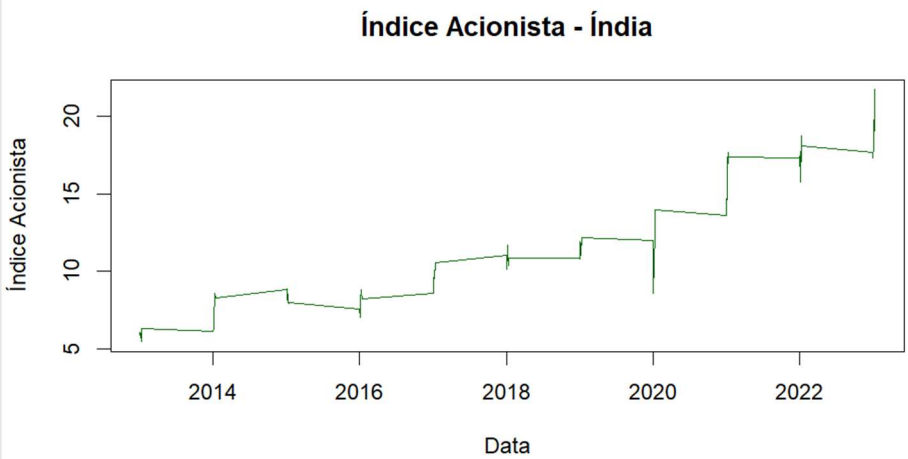
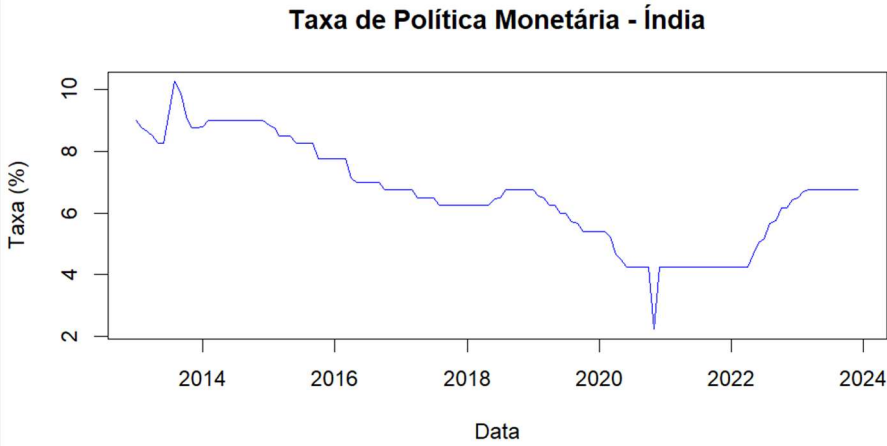
Índice Acionista - China



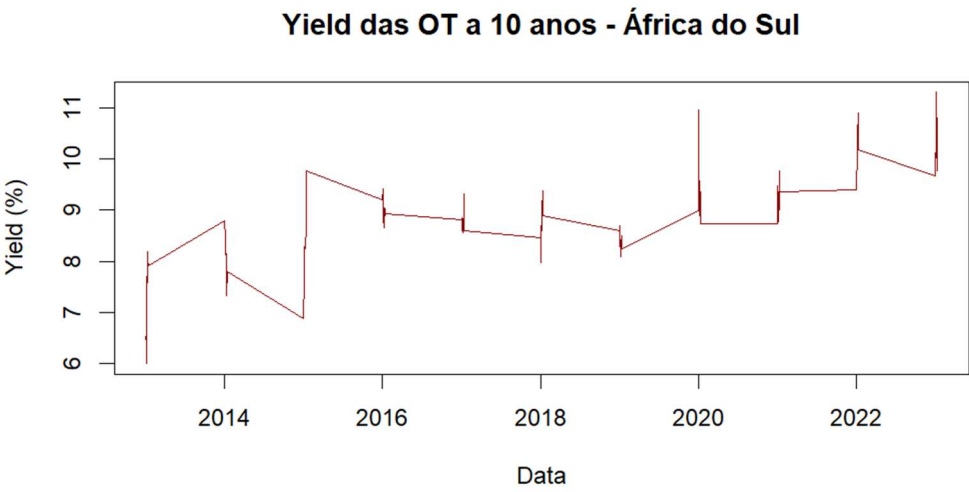
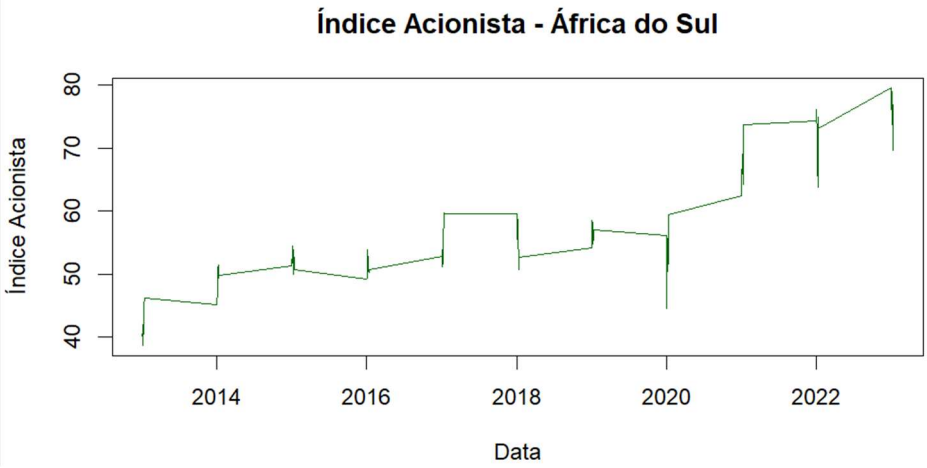
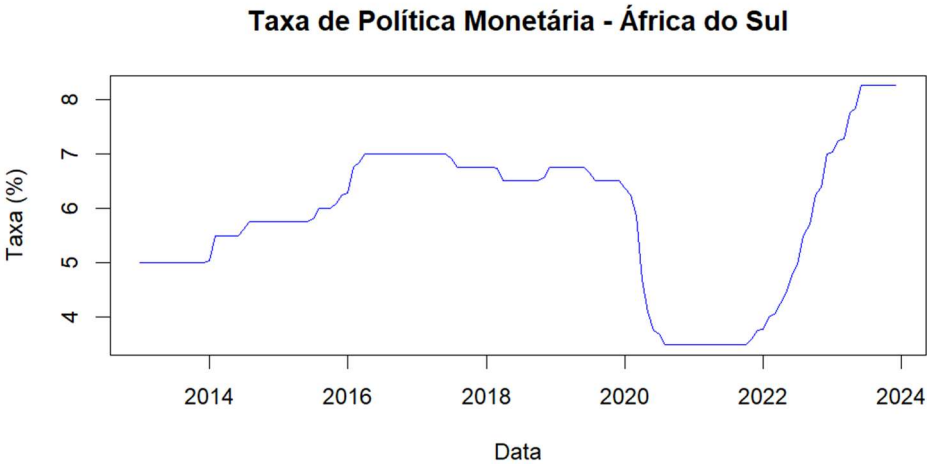
Yield das OT a 10 anos - China



# Anexo IV- Gráficos Variáveis Índia



# Anexo V- Gráficos Variáveis África do Sul



## Anexo VI- Estatísticas Descritivas Política Monetária

Estatísticas Descritivas Política Monetária	Brasil	Rússia	China	Índia	África do Sul
Média	9.352955	8.5	2.99084	6.621837	5.850653
Mediana	10	7.75	2.9	6.75	6.166667
Moda	6.5	7.5	2.9	4.25	7
Máximo	14.25	20	3.25	10.25	8.25
Mínimo	2	4.25	2.9	2.25	3.5
Desvio Padrão	3.941865	2.999677	0.1540232	1.6383	1.326959
Amplitude	12.25	15.75	0.35	8	4.75

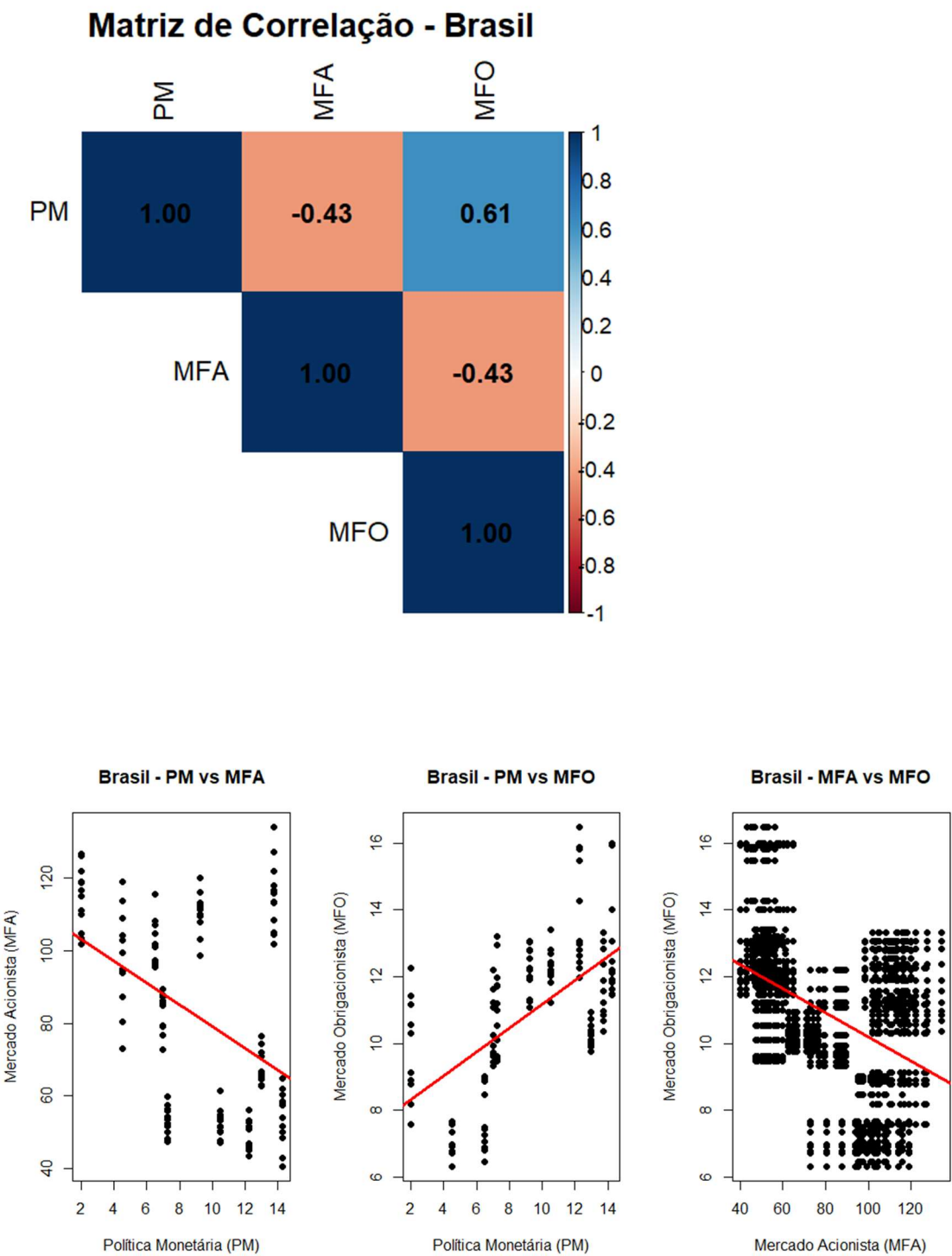
## Anexo VII- Estatísticas Descritivas Mercado Acionista

Estatísticas Descritivas Mercado Financeiro Acionista	Brasil	Rússia	China	Índia	África do Sul
Média	81.76883	2003.606	2669.659	10649.31	51514.43
Mediana	79.924	2049.5	3021	10095	53805
Moda	40.406	14	331	593	761
Máximo	134.185	4103	4611	21731	79476
Mínimo	40.406	14	23	593	761
Desvio Padrão	26.82539	961.9893	1042.286	4939.195	19130.16
Amplitude	93.779	4089	4588	21138	78715

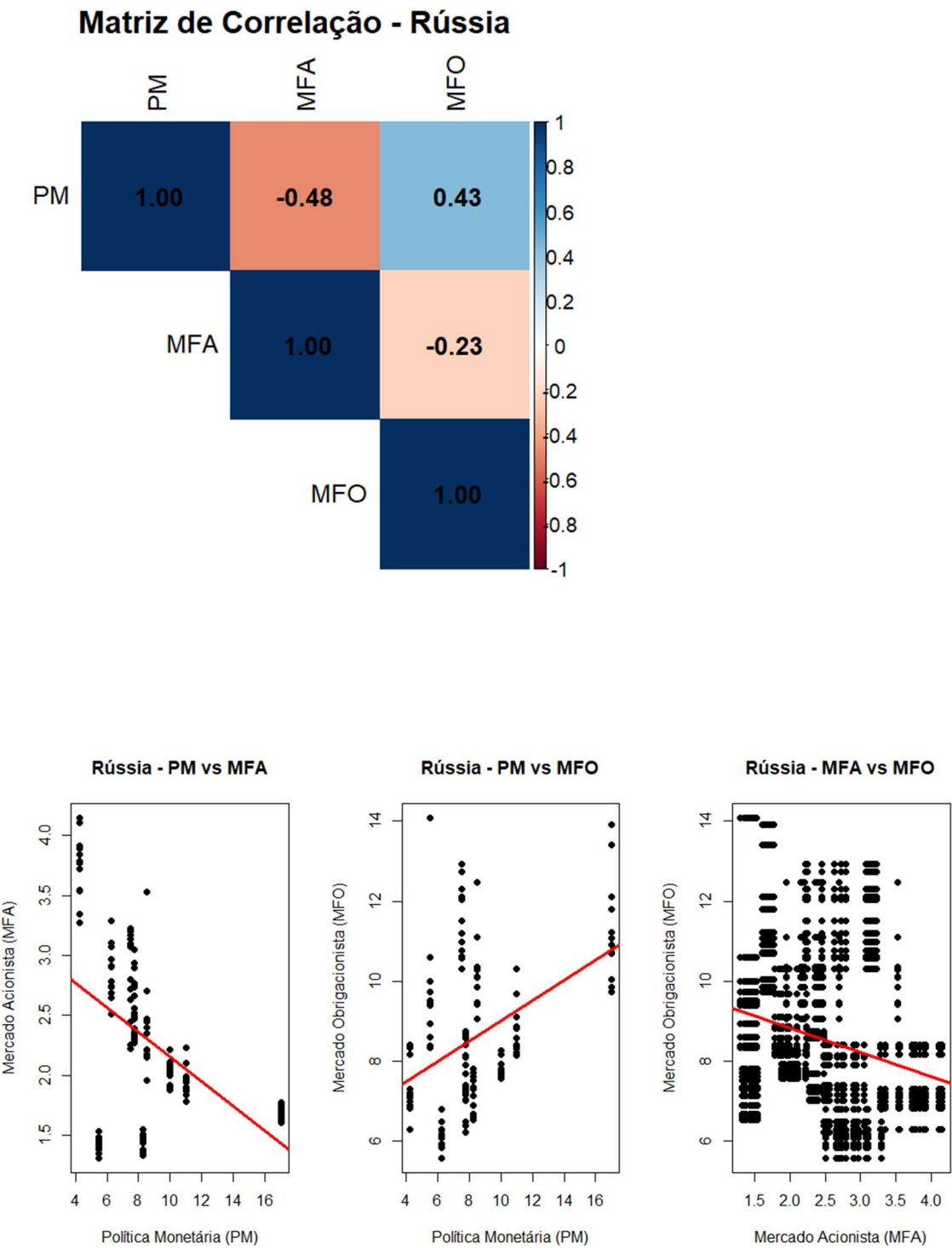
## Anexo VIII- Estatísticas Descritivas Mercado Obrigacionista

Estatísticas Descritivas Mercado Financeiro Obrigacionista	Brasil	Rússia	China	Índia	África do Sul
Média	10.85	8.64	3.29	7.25	8.85
Mediana	11.20	8.32	3.20	7.33	8.80
Moda	12.19	8.42	3.60	7.11	9.77
Máximo	16.49	14.09	4.63	9.04	11.30
Mínimo	6.30	5.57	2.51	5.84	6.01
Desvio Padrão	2.24	1.88	0.49	0.80	0.96
Amplitude	10.19	8.52	2.12	3.21	5.29

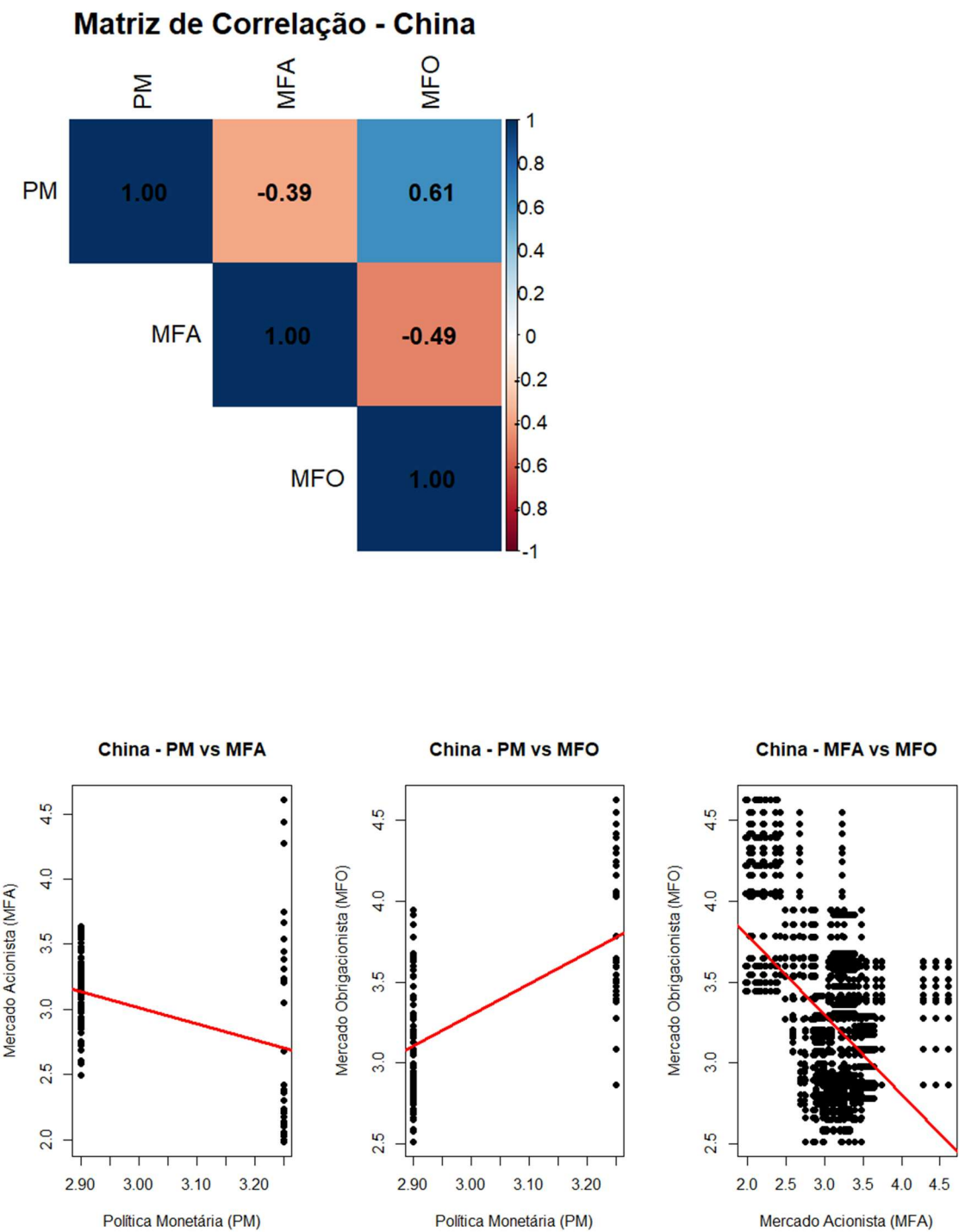
Anexo IX- Nível Correlação- Variáveis Brasil



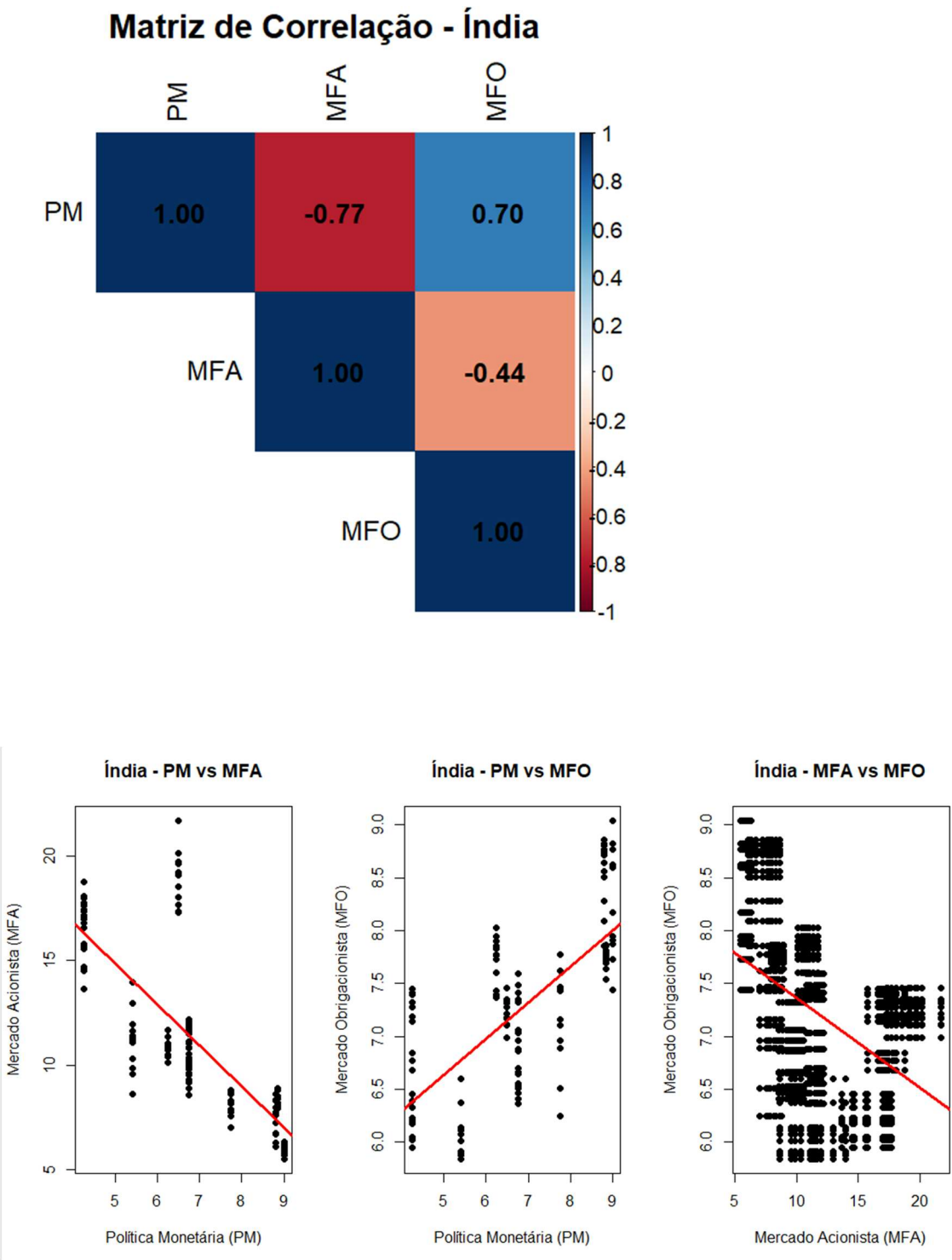
Anexo X- Nível Correlação- Variáveis Rússia



Anexo XI- Nível Correlação- Variáveis China

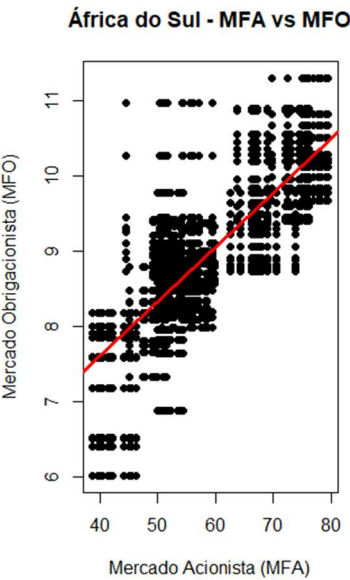
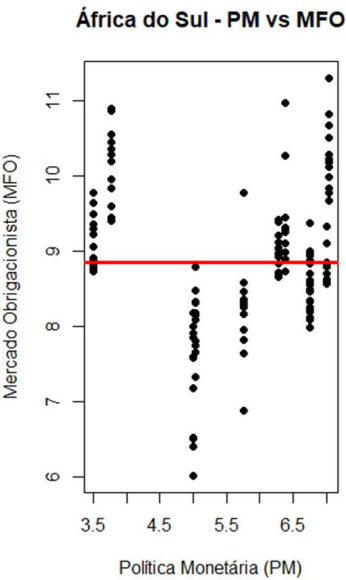
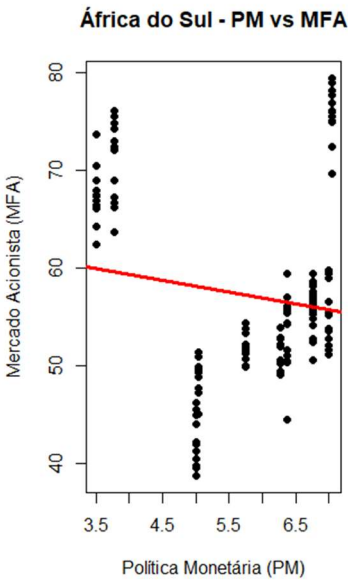
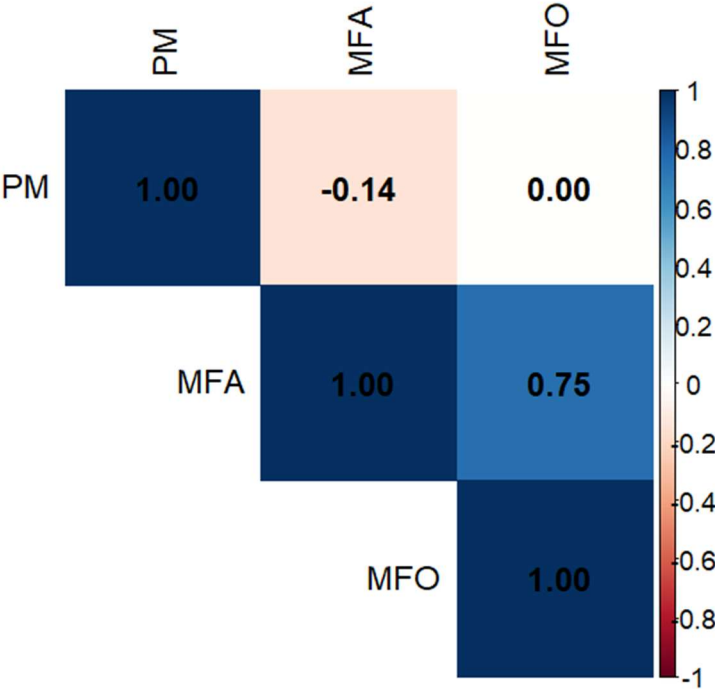


Anexo XII- Nível Correlação- Variáveis Índia



Anexo XIII- Nível Correlação- Variáveis África do Sul

Matriz de Correlação - África do Sul



## Anexo A

### PM Brasil

```
#####
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
#####

Test regression trend

Call:
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + tt + z.diff.lag)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-0.68086 -0.15805  0.00843  0.15543  0.78616

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) -0.0313731  0.0468946  -0.669   0.505
z.lag.1      -2.3861141  0.1360232 -17.542 < 2e-16 ***
tt           0.0003557  0.0006234   0.571   0.569
z.diff.lag   0.5213985  0.0768094   6.788 4.18e-10 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.2605 on 124 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.8427,    Adjusted R-squared:  0.8389
F-statistic: 221.4 on 3 and 124 DF,  p-value: < 2.2e-16

Value of test-statistic is: -17.542 102.5775 153.8638

Critical values for test statistics:
      1pct  5pct 10pct
tau3 -3.99 -3.43 -3.13
phi2  6.22  4.75  4.07
phi3  8.43  6.49  5.47
```

```
#####
# Phillips-Perron Unit Root Test #
#####

Test regression with intercept and trend

Call:
lm(formula = y ~ y.l1 + trend)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-1.00765 -0.18907  0.01721  0.15659  1.01442

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) -0.0169010  0.0289014  -0.585   0.560
y.l1         0.6043164  0.0703441   8.591 2.67e-14 ***
trend        0.0002070  0.0007672   0.270   0.788
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.3282 on 127 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.3681,    Adjusted R-squared:  0.3581
F-statistic: 36.98 on 2 and 127 DF,  p-value: 2.205e-13

Value of test-statistic, type: Z-tau is: -5.6829

      aux. Z statistics
Z-tau-mu      -0.5610
Z-tau-beta     0.2695

Critical values for Z statistics:
      1pct  5pct 10pct
critical values -4.030861 -3.444724 -3.146949
```

```
#####
# KPSS Unit Root Test #
#####
```

Test is of type: tau with 4 lags.

Value of test-statistic is: 0.0509

Critical value for a significance level of:

	10pct	5pct	2.5pct	1pct
critical values	0.119	0.146	0.176	0.216

## Anexo B

### MFA Brasil

```
#####
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
#####

Test regression trend

Call:
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + tt + z.diff.lag)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-12.9793  -3.2819  -0.0454   2.5542  31.4809

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) -0.736042   0.994195  -0.740   0.460
z.lag.1      -1.037487   0.116750 -8.886 5.79e-15 ***
tt           0.004457   0.013039   0.342   0.733
z.diff.lag   0.125778   0.086575   1.453   0.149
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 5.498 on 125 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.4816,    Adjusted R-squared:  0.4692
F-statistic: 38.72 on 3 and 125 DF,  p-value: < 2.2e-16

Value of test-statistic is: -8.8864 26.3969 39.5459

Critical values for test statistics:
      1pct  5pct 10pct
tau3  -3.99 -3.43 -3.13
phi2   6.22  4.75  4.07
phi3   8.43  6.49  5.47

#####
# Phillips-Perron Unit Root Test #
#####

Test regression with intercept and trend

Call:
lm(formula = y ~ y.l1 + trend)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-13.299  -3.206  -0.228   3.034  32.482

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) -0.467885   0.495436  -0.944   0.347
y.l1         0.094454   0.088041   1.073   0.285
trend        0.007776   0.013156   0.591   0.556

Residual standard error: 5.617 on 127 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.01238,    Adjusted R-squared: -0.003176
F-statistic: 0.7958 on 2 and 127 DF,  p-value: 0.4535

Value of test-statistic, type: Z-tau is: -10.2997

      aux. Z statistics
Z-tau-mu      -1.4113
Z-tau-beta      0.5923

Critical values for Z statistics:
      1pct  5pct 10pct
critical values -4.030861 -3.444724 -3.146949

#####
# KPSS Unit Root Test #
#####

Test is of type: tau with 4 lags.

Value of test-statistic is: 0.0489

Critical value for a significance level of:
      10pct  5pct 2.5pct 1pct
critical values 0.119 0.146 0.176 0.216
```

## Anexo C

### MFO Brasil

```
#####
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
#####

Test regression trend

Call:
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + tt + z.diff.lag)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-1.4466 -0.3893  0.0503  0.3823  1.7006

Coefficients:
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) -1.359e-02  1.097e-01  -0.124   0.902
z.lag.1      -8.765e-01  1.144e-01  -7.659 4.46e-12 ***
tt           -3.985e-05  1.449e-03  -0.028   0.978
z.diff.lag    4.058e-02  8.881e-02   0.457   0.649
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.6123 on 125 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.4267,    Adjusted R-squared:  0.4129
F-statistic: 31.01 on 3 and 125 DF,  p-value: 4.689e-15

Value of test-statistic is: -7.659 19.5869 29.3624

Critical values for test statistics:
      1pct  5pct 10pct
tau3 -3.99 -3.43 -3.13
phi2  6.22  4.75  4.07
phi3  8.43  6.49  5.47

#####
# Phillips-Perron Unit Root Test #
#####

Test regression with intercept and trend

Call:
lm(formula = y ~ y.l1 + trend)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-1.47305 -0.40286  0.05964  0.38127  1.69477

Coefficients:
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) -0.0096122  0.0537065  -0.179   0.858
y.l1         0.1667860  0.0871994   1.913   0.058 .
trend        -0.0003098  0.0014322  -0.216   0.829
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.6123 on 127 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.02865,    Adjusted R-squared:  0.01335
F-statistic: 1.873 on 2 and 127 DF,  p-value: 0.1579

Value of test-statistic, type: Z-tau is: -9.509

      aux. Z statistics
Z-tau-mu      -0.1904
Z-tau-beta    -0.2141

Critical values for Z statistics:
      1pct  5pct 10pct
critical values -4.030861 -3.444724 -3.146949

#####
# KPSS Unit Root Test #
#####

Test is of type: tau with 4 lags.

Value of test-statistic is: 0.1016

Critical value for a significance level of:
      10pct  5pct 2.5pct 1pct
critical values 0.119 0.146 0.176 0.216
```

## Anexo D

### PM Rússia

```
#####
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
#####

Test regression trend

Call:
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + tt + z.diff.lag)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-11.1154  -0.0715   0.0419   0.2108   5.9546

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) -0.177389   0.264682  -0.670   0.504
z.lag.1      -0.876733   0.113362  -7.734 3e-12 ***
tt            0.001993   0.003489   0.571   0.569
z.diff.lag    0.083670   0.089121   0.939   0.350
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 1.472 on 125 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.4087,    Adjusted R-squared:  0.3945
F-statistic: 28.8 on 3 and 125 DF,  p-value: 3.167e-14
```

Value of test-statistic is: -7.7339 19.9379 29.9068

Critical values for test statistics:

	1pct	5pct	10pct
tau3	-3.99	-3.43	-3.13
phi2	6.22	4.75	4.07
phi3	8.43	6.49	5.47

```
#####
# Phillips-Perron Unit Root Test #
#####
```

Test regression with intercept and trend

```
Call:
lm(formula = y ~ y.l1 + trend)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-11.3803  -0.0657   0.0362   0.2358   5.8385

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) -0.042896   0.128623  -0.334   0.7393
y.l1         0.191061   0.087096   2.194   0.0301 *
trend        0.001787   0.003430   0.521   0.6033
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 1.465 on 127 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.03952,    Adjusted R-squared:  0.02439
F-statistic: 2.613 on 2 and 127 DF,  p-value: 0.07729
```

Value of test-statistic, type: Z-tau is: -9.138

	aux. Z statistics
Z-tau-mu	-0.4125
Z-tau-beta	0.5134

Critical values for Z statistics:

	1pct	5pct	10pct
critical values	-4.030861	-3.444724	-3.146949

```
#####
# KPSS Unit Root Test #
#####
```

Test is of type: tau with 4 lags.

Value of test-statistic is: 0.0489

Critical value for a significance level of:

	10pct	5pct	2.5pct	1pct
critical values	0.119	0.146	0.176	0.216

## Anexo E

### MFA Rússia

```
#####
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
#####

Test regression trend

Call:
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + tt + z.diff.lag)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-0.40190 -0.06009 -0.01175  0.04174  1.05702

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) -1.540e-02  2.771e-02  -0.556    0.579
z.lag.1      -9.044e-01  1.251e-01  -7.231  4.2e-11 ***
tt           5.778e-05  3.651e-04   0.158    0.875
z.diff.lag   -8.022e-02  8.916e-02  -0.900    0.370
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.1544 on 125 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.4947,    Adjusted R-squared:  0.4826
F-statistic: 40.8 on 3 and 125 DF,  p-value: < 2.2e-16

Value of test-statistic is: -7.2315 17.4438 26.1657

Critical values for test statistics:
      1pct  5pct 10pct
tau3 -3.99 -3.43 -3.13
phi2  6.22  4.75  4.07
phi3  8.43  6.49  5.47

#####
# Phillips-Perron Unit Root Test #
#####

Test regression with intercept and trend

Call:
lm(formula = y ~ y.l1 + trend)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-0.40044 -0.06677 -0.01057  0.04747  1.07804

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) -1.225e-02  1.353e-02  -0.905    0.367
y.l1         1.801e-02  8.871e-02   0.203    0.839
trend        3.701e-05  3.593e-04   0.103    0.918

Residual standard error: 0.1538 on 127 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.0004064, Adjusted R-squared: -0.01534
F-statistic: 0.02582 on 2 and 127 DF,  p-value: 0.9745

Value of test-statistic, type: Z-tau is: -11.1834

      aux. Z statistics
Z-tau-mu      -0.6977
Z-tau-beta     0.1023

Critical values for Z statistics:
      1pct  5pct 10pct
critical values -4.030861 -3.444724 -3.146949

#####
# KPSS Unit Root Test #
#####

Test is of type: tau with 4 lags.

Value of test-statistic is: 0.0478

Critical value for a significance level of:
      10pct  5pct 2.5pct 1pct
critical values 0.119 0.146 0.176 0.216
```

## Anexo F

### MFO Rússia

```
#####
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
#####

Test regression trend

Call:
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + tt + z.diff.lag)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-3.4350 -0.2369  0.0333  0.3032  1.3816

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) -0.098277   0.110756  -0.887   0.377
z.lag.1      -0.971934   0.116821  -8.320 1.29e-13 ***
tt           0.000786   0.001458   0.539   0.591
z.diff.lag   0.114471   0.088375   1.295   0.198
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.6158 on 125 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.4461,    Adjusted R-squared:  0.4328
F-statistic: 33.56 on 3 and 125 DF,  p-value: 5.576e-16

Value of test-statistic is: -8.3198 23.0823 34.6179

Critical values for test statistics:
      1pct   5pct 10pct
tau3 -3.99 -3.43 -3.13
phi2  6.22  4.75  4.07
phi3  8.43  6.49  5.47

#####
# Phillips-Perron Unit Root Test #
#####

Test regression with intercept and trend

Call:
lm(formula = y ~ y.l1 + trend)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-3.4851 -0.2381  0.0310  0.2827  1.4282

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) -0.0370827   0.0543881  -0.682   0.497
y.l1         0.1263112   0.0880181   1.435   0.154
trend        0.0004516   0.0014466   0.312   0.755

Residual standard error: 0.6185 on 127 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.01697,    Adjusted R-squared:  0.00149
F-statistic: 1.096 on 2 and 127 DF,  p-value: 0.3373

Value of test-statistic, type: Z-tau is: -9.8307

      aux. Z statistics
Z-tau-mu      -0.8668
Z-tau-beta     0.3096

Critical values for Z statistics:
      1pct   5pct 10pct
critical values -4.030861 -3.444724 -3.146949

#####
# KPSS Unit Root Test #
#####

Test is of type: tau with 4 lags.

Value of test-statistic is: 0.1149

Critical value for a significance level of:
      10pct 5pct 2.5pct 1pct
critical values 0.119 0.146 0.176 0.216
```

## Anexo G

### PM China

```
#####
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
#####

Test regression trend

Call:
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + tt + z.diff.lag)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-0.00678 -0.00460 -0.00260 -0.00060  0.34528

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) -1.331e-03  5.574e-03  -0.239   0.812
z.lag.1      -1.028e+00  1.274e-01  -8.066 5.07e-13 ***
tt           6.241e-05  7.396e-05   0.844   0.400
z.diff.lag   1.385e-02  8.947e-02   0.155   0.877
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.03109 on 125 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.5067, Adjusted R-squared:  0.4949
F-statistic: 42.81 on 3 and 125 DF, p-value: < 2.2e-16

Value of test-statistic is: -8.0662 21.6882 32.5322

Critical values for test statistics:
      1pct   5pct 10pct
tau3  -3.99  -3.43 -3.13
phi2   6.22   4.75  4.07
phi3   8.43   6.49  5.47

#####
# Phillips-Perron Unit Root Test #
#####

Test regression with intercept and trend

Call:
lm(formula = y ~ y.l1 + trend)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-0.00667 -0.00458 -0.00261 -0.00064  0.34535

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  2.698e-03  2.716e-03   0.993   0.322
y.l1        -1.347e-02  8.874e-02  -0.152   0.880
trend        6.106e-05  7.231e-05   0.844   0.400

Residual standard error: 0.03085 on 127 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.005642, Adjusted R-squared:  -0.01002
F-statistic: 0.3603 on 2 and 127 DF, p-value: 0.6982

Value of test-statistic, type: Z-tau is: -11.4223

      aux. Z statistics
Z-tau-mu           1.0283
Z-tau-beta         0.8443

Critical values for Z statistics:
      1pct   5pct 10pct
critical values -4.030861 -3.444724 -3.146949

#####
# KPSS Unit Root Test #
#####

Test is of type: tau with 4 lags.

Value of test-statistic is: 0.0534

Critical value for a significance level of:
      10pct  5pct 2.5pct 1pct
critical values 0.119 0.146 0.176 0.216
```

## Anexo H

### MFA China

```
#####
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
#####

Test regression trend

Call:
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + tt + z.diff.lag)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-0.59190 -0.08548 -0.00256  0.09067  0.75480

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  0.0099433  0.0322319   0.308   0.758
z.lag.1      -0.9081989  0.1115871  -8.139 3.42e-13 ***
tt           -0.0002191  0.0004260  -0.514   0.608
z.diff.lag    0.1461214  0.0886976   1.647   0.102
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.1797 on 125 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.4089,    Adjusted R-squared:  0.3947
F-statistic: 28.82 on 3 and 125 DF,  p-value: 3.118e-14

Value of test-statistic is: -8.1389 22.0824 33.1233

Critical values for test statistics:
      1pct   5pct 10pct
tau3 -3.99 -3.43 -3.13
phi2  6.22  4.75  4.07
phi3  8.43  6.49  5.47

#####
# Phillips-Perron Unit Root Test #
#####

Test regression with intercept and trend

Call:
lm(formula = y ~ y.l1 + trend)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-0.64817 -0.08643  0.00355  0.09033  0.80064

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) -0.0038965  0.0158143  -0.246   0.8058
y.l1         0.2074911  0.0868009   2.390   0.0183 *
trend        -0.0001707  0.0004218  -0.405   0.6864
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.1802 on 127 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.04508,    Adjusted R-squared:  0.03004
F-statistic: 2.997 on 2 and 127 DF,  p-value: 0.05346

Value of test-statistic, type: Z-tau is: -8.9505

      aux. Z statistics
Z-tau-mu      -0.3156
Z-tau-beta     -0.3939

Critical values for Z statistics:
      1pct   5pct 10pct
critical values -4.030861 -3.444724 -3.146949

#####
# KPSS Unit Root Test #
#####

Test is of type: tau with 4 lags.

Value of test-statistic is: 0.036

Critical value for a significance level of:
      10pct   5pct 2.5pct 1pct
critical values 0.119 0.146 0.176 0.216
```

# Anexo I

## MFO China

```
#####
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
#####

Test regression trend

Call:
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + tt + z.diff.lag)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-0.41793 -0.06709  0.00749  0.09129  0.25074

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  9.350e-03  2.316e-02   0.404  0.6871
z.lag.1      -7.638e-01  1.213e-01  -6.298 4.68e-09 ***
tt           -6.123e-05  3.050e-04  -0.201  0.8412
z.diff.lag   -1.990e-01  8.802e-02  -2.261  0.0255 *
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.1287 on 125 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.4973,    Adjusted R-squared:  0.4852
F-statistic: 41.21 on 3 and 125 DF,  p-value: < 2.2e-16
```

Value of test-statistic is: -6.2984 13.2343 19.8514

Critical values for test statistics:

	1pct	5pct	10pct
tau3	-3.99	-3.43	-3.13
phi2	6.22	4.75	4.07
phi3	8.43	6.49	5.47

```
#####
# Phillips-Perron Unit Root Test #
#####
```

Test regression with intercept and trend

```
Call:
lm(formula = y ~ y.l1 + trend)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-0.45074 -0.06614  0.00605  0.09552  0.24252

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  0.0067137  0.0114509   0.586  0.559
y.l1         0.0468164  0.0884668   0.529  0.598
trend        -0.0001013  0.0003048  -0.332  0.740

Residual standard error: 0.1303 on 127 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.003183,    Adjusted R-squared:  -0.01252
F-statistic: 0.2027 on 2 and 127 DF,  p-value: 0.8167
```

Value of test-statistic, type: Z-tau is: -10.8907

	aux. Z statistics
Z-tau-mu	0.4679
Z-tau-beta	-0.3357

Critical values for Z statistics:

	1pct	5pct	10pct
critical values	-4.030861	-3.444724	-3.146949

```
#####
# KPSS Unit Root Test #
#####
```

Test is of type: tau with 4 lags.

Value of test-statistic is: 0.0457

Critical value for a significance level of:

	10pct	5pct	2.5pct	1pct
critical values	0.119	0.146	0.176	0.216

## Anexo J

### PM Índia

```
#####
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
#####

Test regression trend

Call:
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + tt + z.diff.lag)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-1.98818 -0.05176 -0.00111  0.04846  1.69431

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) -0.0506174  0.0584845  -0.865   0.388
z.lag.1      -1.1996617  0.1358191  -8.833 7.78e-15 ***
tt           0.0010776  0.0007766   1.388   0.168
z.diff.lag   0.0414462  0.0894698   0.463   0.644
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.3251 on 125 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.5761,    Adjusted R-squared:  0.566
F-statistic: 56.64 on 3 and 125 DF,  p-value: < 2.2e-16

Value of test-statistic is: -8.8328 26.0132 39.0163

Critical values for test statistics:
      1pct  5pct 10pct
tau3 -3.99 -3.43 -3.13
phi2  6.22  4.75  4.07
phi3  8.43  6.49  5.47

#####
# Phillips-Perron Unit Root Test #
#####

Test regression with intercept and trend

Call:
lm(formula = y ~ y.l1 + trend)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-1.98950 -0.05135 -0.00125  0.04329  1.70593

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) 0.0191317  0.0283442   0.675   0.5009
y.l1        -0.1517744  0.0878075  -1.728   0.0863 .
trend       0.0010219  0.0007579   1.348   0.1799
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.3228 on 127 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.03351,    Adjusted R-squared:  0.01828
F-statistic: 2.201 on 2 and 127 DF,  p-value: 0.1149

Value of test-statistic, type: Z-tau is: -13.329

      aux. Z statistics
Z-tau-mu      0.7896
Z-tau-beta    1.3686

Critical values for Z statistics:
      1pct  5pct 10pct
critical values -4.030861 -3.444724 -3.146949

#####
# KPSS Unit Root Test #
#####
```

Test is of type: tau with 4 lags.

Value of test-statistic is: 0.1149

Critical value for a significance level of:

	10pct	5pct	2.5pct	1pct
critical values	0.119	0.146	0.176	0.216

## Anexo K

### MFA Índia

```
#####
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
#####

Test regression trend

Call:
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + tt + z.diff.lag)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-1.22676 -0.31904  0.00903  0.24474  2.73919

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) -0.198768   0.097442  -2.040   0.0435 *
z.lag.1      -1.154683   0.122727  -9.409 3.21e-16 ***
tt           0.001194   0.001252   0.954   0.3419
z.diff.lag   0.120298   0.085611   1.405   0.1624
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.5245 on 125 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.5291,    Adjusted R-squared:  0.5178
F-statistic: 46.82 on 3 and 125 DF,  p-value: < 2.2e-16

Value of test-statistic is: -9.4085 29.5824 44.3111

Critical values for test statistics:
      1pct  5pct 10pct
tau3  -3.99 -3.43 -3.13
phi2   6.22  4.75  4.07
phi3   8.43  6.49  5.47

#####
# Phillips-Perron Unit Root Test #
#####

Test regression with intercept and trend

Call:
lm(formula = y ~ y.l1 + trend)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-1.21283 -0.30213 -0.01799  0.25590  2.73846

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) -1.091e-01  4.776e-02  -2.285   0.024 *
y.l1        -8.452e-05  8.659e-02  -0.001   0.999
trend        1.273e-03  1.248e-03   1.020   0.309
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.5305 on 127 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.008236,    Adjusted R-squared:  -0.007382
F-statistic: 0.5274 on 2 and 127 DF,  p-value: 0.5915

Value of test-statistic, type: Z-tau is: -11.6075

      aux. Z statistics
Z-tau-mu      -2.6981
Z-tau-beta      1.0259

Critical values for Z statistics:
      1pct      5pct     10pct
critical values -4.030861 -3.444724 -3.146949

#####
# KPSS Unit Root Test #
#####

Test is of type: tau with 4 lags.

Value of test-statistic is: 0.0473

Critical value for a significance level of:
      10pct  5pct 2.5pct 1pct
critical values 0.119 0.146 0.176 0.216
```

## Anexo L

### MFO Índia

```
#####
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
#####

Test regression trend

Call:
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + tt + z.diff.lag)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-0.70950 -0.11512 -0.00181  0.14529  0.63248

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) -0.0122998  0.0348807  -0.353   0.725
z.lag.1      -0.8260080  0.1219164  -6.775 4.36e-10 ***
tt           0.0002374  0.0004609   0.515   0.607
z.diff.lag   -0.1295328  0.0886105  -1.462   0.146
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.1945 on 125 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.4835,    Adjusted R-squared:  0.4711
F-statistic: 39 on 3 and 125 DF,  p-value: < 2.2e-16

Value of test-statistic is: -6.7752 15.3048 22.9554

Critical values for test statistics:
      1pct  5pct 10pct
tau3  -3.99 -3.43 -3.13
phi2   6.22  4.75  4.07
phi3   8.43  6.49  5.47

#####
# Phillips-Perron Unit Root Test #
#####

Test regression with intercept and trend

Call:
lm(formula = y ~ y.l1 + trend)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-0.72916 -0.11037  0.00351  0.13960  0.64710

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) 0.0044652  0.0170905   0.261   0.794
y.l1        0.0532514  0.0884973   0.602   0.548
trend       0.0002378  0.0004556   0.522   0.603

Residual standard error: 0.1948 on 127 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.005172,    Adjusted R-squared: -0.01049
F-statistic: 0.3301 on 2 and 127 DF,  p-value: 0.7195

Value of test-statistic, type: Z-tau is: -10.7509

      aux. Z statistics
Z-tau-mu      0.2320
Z-tau-beta    0.5246

Critical values for Z statistics:
      1pct  5pct 10pct
critical values -4.030861 -3.444724 -3.146949

#####
# KPSS Unit Root Test #
#####

Test is of type: tau with 4 lags.

Value of test-statistic is: 0.069

Critical value for a significance level of:
      10pct  5pct 2.5pct 1pct
critical values 0.119 0.146 0.176 0.216
```

## Anexo M

### PM África do Sul

```
#####
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
#####

Test regression trend

Call:
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + tt + z.diff.lag)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-0.50251 -0.00460  0.00477  0.01981  0.87184

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) -0.0203962   0.0271943   -0.750  0.454654
z.lag.1      -0.2979068   0.0809967   -3.678  0.000348 ***
tt            0.0001953   0.0003556    0.549  0.583762
z.diff.lag   -0.3808158   0.0826503   -4.608  9.9e-06 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.1491 on 125 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.3508,    Adjusted R-squared:  0.3352
F-statistic: 22.51 on 3 and 125 DF,  p-value: 1.013e-11

Value of test-statistic is: -3.678 4.5113 6.767

Critical values for test statistics:
      1pct  5pct 10pct
tau3  -3.99 -3.43 -3.13
phi2   6.22  4.75  4.07
phi3   8.43  6.49  5.47

#####
# Phillips-Perron Unit Root Test #
#####

Test regression with intercept and trend

Call:
lm(formula = y ~ y.l1 + trend)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-0.56800 -0.00440  0.00806  0.02249  0.88949

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) -0.0121456   0.0141689   -0.857   0.393
y.l1         0.5198061   0.0757632   6.861 2.69e-10 ***
trend        0.0002816   0.0003764    0.748   0.456
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.1601 on 127 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.2799,    Adjusted R-squared:  0.2686
F-statistic: 24.69 on 2 and 127 DF,  p-value: 8.777e-10

Value of test-statistic, type: Z-tau is: -6.5663

      aux. Z statistics
Z-tau-mu      -0.7221
Z-tau-beta     0.7716

Critical values for Z statistics:
      1pct  5pct 10pct
critical values -4.030861 -3.444724 -3.146949

#####
# KPSS Unit Root Test #
#####

Test is of type: tau with 4 lags.

Value of test-statistic is: 0.221

Critical value for a significance level of:
      10pct  5pct 2.5pct 1pct
critical values 0.119 0.146 0.176 0.216
```

## Anexo N

### MFA África do Sul

```
#####  
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #  
#####
```

Test regression trend

Call:

```
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + tt + z.diff.lag)
```

Residuals:

	Min	1Q	Median	3Q	Max
	-7.8039	-1.4709	-0.0937	1.7121	6.2135

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t )
(Intercept)	-0.1636652	0.4288299	-0.382	0.703
z.lag.1	-1.0953155	0.1289974	-8.491	5.07e-14 ***
tt	-0.0013475	0.0056341	-0.239	0.811
z.diff.lag	-0.0002725	0.0874263	-0.003	0.998

---

Signif. codes: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 2.383 on 125 degrees of freedom  
Multiple R-squared: 0.5585, Adjusted R-squared: 0.5479  
F-statistic: 52.71 on 3 and 125 DF, p-value: < 2.2e-16

Value of test-statistic is: -8.491 24.0925 36.1022

Critical values for test statistics:

	1pct	5pct	10pct
tau3	-3.99	-3.43	-3.13
phi2	6.22	4.75	4.07
phi3	8.43	6.49	5.47

```
#####  
# Phillips-Perron Unit Root Test #  
#####
```

Test regression with intercept and trend

Call:

```
lm(formula = y ~ y.l1 + trend)
```

Residuals:

	Min	1Q	Median	3Q	Max
	-7.6693	-1.4936	-0.1455	1.7752	6.3453

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t )
(Intercept)	-0.295031	0.213630	-1.381	0.170
y.l1	-0.087565	0.088391	-0.991	0.324
trend	0.000707	0.005653	0.125	0.901

Residual standard error: 2.418 on 127 degrees of freedom  
Multiple R-squared: 0.007771, Adjusted R-squared: -0.007855  
F-statistic: 0.4973 on 2 and 127 DF, p-value: 0.6094

Value of test-statistic, type: Z-tau is: -12.3868

	aux. Z statistics
Z-tau-mu	-1.5488
Z-tau-beta	0.1270

Critical values for Z statistics:

	1pct	5pct	10pct
critical values	-4.030861	-3.444724	-3.146949

```
#####  
# KPSS Unit Root Test #  
#####
```

Test is of type: tau with 4 lags.

Value of test-statistic is: 0.0391

Critical value for a significance level of:

	10pct	5pct	2.5pct	1pct
critical values	0.119	0.146	0.176	0.216

## Anexo O

### MFO África do Sul

```
#####
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
#####

Test regression trend

Call:
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + tt + z.diff.lag)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-1.49085 -0.20053  0.00991  0.22593  1.33816

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) -0.0182567  0.0747731  -0.244   0.808
z.lag.1      -1.3409749  0.1335121 -10.044 <2e-16 ***
tt           -0.0003486  0.0009890  -0.352   0.725
z.diff.lag   0.1444538  0.0873960   1.653   0.101
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.4173 on 125 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.6002, Adjusted R-squared:  0.5906
F-statistic: 62.54 on 3 and 125 DF, p-value: < 2.2e-16

Value of test-statistic is: -10.0438 33.6751 50.5003

Critical values for test statistics:
      1pct  5pct 10pct
tau3  -3.99 -3.43 -3.13
phi2   6.22  4.75  4.07
phi3   8.43  6.49  5.47

#####
# Phillips-Perron Unit Root Test #
#####

Test regression with intercept and trend

Call:
lm(formula = y ~ y.l1 + trend)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-1.72431 -0.23089  0.02476  0.21782  1.33189

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) -0.0306176  0.0372218  -0.823   0.4123
y.l1        -0.1661343  0.0874836  -1.899   0.0598 .
trend        -0.0005193  0.0009912  -0.524   0.6012
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.4236 on 127 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.02899, Adjusted R-squared:  0.0137
F-statistic: 1.896 on 2 and 127 DF, p-value: 0.1544

Value of test-statistic, type: Z-tau is: -14.0833

      aux. Z statistics
Z-tau-mu      -1.1694
Z-tau-beta    -0.5556

Critical values for Z statistics:
      1pct  5pct 10pct
critical values -4.030861 -3.444724 -3.146949

#####
# KPSS Unit Root Test #
#####

Test is of type: tau with 4 lags.

Value of test-statistic is: 0.0397

Critical value for a significance level of:
      10pct  5pct 2.5pct 1pct
critical values 0.119 0.146 0.176 0.216
```

## Anexo P

### Cointegração Brasil

```
#####  
# Johansen-Procedure #  
#####
```

Test type: trace statistic , without linear trend and constant in co  
integration

Eigenvalues (lambda):

[1] 1.386575e-01 1.085468e-01 2.818671e-02 1.942890e-16

Values of teststatistic and critical values of test:

	test	10pct	5pct	1pct
r <= 2		3.63	7.52	9.24 12.97
r <= 1		18.22	17.85	19.96 24.60
r = 0		37.18	32.00	34.91 41.07

Eigenvectors, normalised to first column:  
(These are the cointegration relations)

	PM.15	MFA.15	MFO.15	constant
PM.15	1.000000000	1.0000000	1.0000000	1.0000000
MFA.15	-0.006199024	-0.2455429	0.1880226	-0.6600207
MFO.15	-1.553686470	-5.4829615	-8.5682173	-3.9549772
constant	7.918556036	66.0688699	82.0759673	98.1136910

Weights W:

(This is the loading matrix)

	PM.15	MFA.15	MFO.15	constant
PM.d	-0.03013775	0.008025349	0.0008560687	1.819846e-17
MFA.d	-0.27902682	0.102649561	-0.0339149460	-5.672354e-17
MFO.d	0.10416177	0.007654178	0.0022396779	1.039906e-16

## Anexo Q

### Cointegração Rússia

```
#####  
# Johansen-Procedure #  
#####
```

Test type: trace statistic , without linear trend and constant in co  
integration

Eigenvalues (lambda):

```
[1] 2.723406e-01 7.861176e-02 1.725951e-02 4.918481e-18
```

Values of teststatistic and critical values of test:

	test	10pct	5pct	1pct
r <= 2		2.26	7.52	9.24 12.97
r <= 1		12.91	17.85	19.96 24.60
r = 0		54.24	32.00	34.91 41.07

Eigenvectors, normalised to first column:

(These are the cointegration relations)

	PM.12	MFA.12	MFO.12	constant
PM.12	1.0000000	1.000000	1.0000000	1.000000
MFA.12	0.6178703	-6.142917	15.5440244	-2.904406
MFO.12	-0.8841005	-4.156626	-5.1564726	-2.404617
constant	-2.6511143	39.403329	0.3510532	27.872225

Weights W:

(This is the loading matrix)

	PM.12	MFA.12	MFO.12	constant
PM.d	-0.304737165	0.035141347	0.003980191	2.226812e-16
MFA.d	0.021819159	0.002528728	-0.001043044	1.243561e-17
MFO.d	-0.008083788	0.013102054	0.004424839	7.063534e-17

## Anexo R

### Cointegração China

```
#####  
# Johansen-Procedure #  
#####
```

Test type: trace statistic , without linear trend and constant in co  
integration

Eigenvalues (lambda):

```
[1] 3.521191e-01 6.548456e-02 1.330787e-02 1.135519e-16
```

Values of teststatistic and critical values of test:

	test	10pct	5pct	1pct
r <= 2		1.67	7.52	9.24 12.97
r <= 1		10.14	17.85	19.96 24.60
r = 0		64.40	32.00	34.91 41.07

Eigenvectors, normalised to first column:  
(These are the cointegration relations)

	PM.17	MFA.17	MFO.17	constant
PM.17	1.00000000	1.00000000	1.00000000	1.00000000
MFA.17	0.35184466	-0.2697662	0.9836834	-0.1847124
MFO.17	-0.03110632	-0.8392050	-0.1239155	-0.1401689
constant	-3.90787374	0.6189668	-7.1622897	-1.9707310

Weights W:

(This is the loading matrix)

	PM.17	MFA.17	MFO.17	constant
PM.d	0.01303286	0.00465411	-0.001883206	9.318633e-16
MFA.d	-0.70511104	0.04839834	-0.001326570	-4.042188e-14
MFO.d	0.10516443	0.11938890	0.001765973	8.295148e-15

## Anexo S

### Cointegração Índia

```
#####  
# Johansen-Procedure #  
#####
```

Test type: trace statistic , without linear trend and constant in co  
integration

Eigenvalues (lambda):

[1] 8.820421e-02 7.368731e-02 4.504532e-02 2.498002e-16

Values of teststatistic and critical values of test:

	test	10pct	5pct	1pct
r <= 2	5.99	7.52	9.24	12.97
r <= 1	15.94	17.85	19.96	24.60
r = 0	27.95	32.00	34.91	41.07

Eigenvectors, normalised to first column:  
(These are the cointegration relations)

	PM.12	MFA.12	MFO.12	constant
PM.12	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000
MFA.12	1.200643	0.077774	0.200968	-0.110872
MFO.12	1.359125	-1.996008	-0.421337	1.015603
constant	-28.650877	7.126404	-7.149285	-11.230609

Weights W:

(This is the loading matrix)

	PM.12	MFA.12	MFO.12	constant
PM.d	-0.017753467	0.002593773	-0.025288943	-7.015345e-17
MFA.d	-0.020780061	-0.042751636	0.056268659	-5.635886e-17
MFO.d	-0.003385352	0.063281420	0.001448299	-1.769415e-16

## Anexo T

### Cointegração África do Sul

```
#####  
# Johansen-Procedure #  
#####
```

Test type: trace statistic , without linear trend and constant in co integration

Eigenvalues (lambda):

[1] 1.638270e-01 8.776612e-02 5.084444e-02 1.942890e-16

Values of teststatistic and critical values of test:

	test	10pct	5pct	1pct
r <= 2		6.78	7.52	9.24 12.97
r <= 1		18.73	17.85	19.96 24.60
r = 0		41.98	32.00	34.91 41.07

Eigenvectors, normalised to first column:

(These are the cointegration relations)

	PM.12	MFA.12	MFO.12	constant
PM.12	1.0000000	1.00000000	1.00000	1.0000000
MFA.12	0.4918386	-0.04451371	-5.49976	-0.1125249
MFO.12	-4.6823434	1.03935108	-95.58970	-0.9141172
constant	7.4895825	-13.14844287	1014.80975	10.1446908

Weights w:

(This is the loading matrix)

	PM.12	MFA.12	MFO.12	constant
PM.d	-0.006424235	-0.017506372	0.0001320810	9.343694e-17
MFA.d	-0.159184966	0.340288627	0.0006731563	7.683810e-16
MFO.d	0.040613827	-0.005602716	0.0003022022	-4.233776e-16

## Anexo U

### Modelo VAR Índia

Estimation results for equation PM:

PM = PM.11 + MFA.11 + MFO.11 + const

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t )
PM.11	-0.172759	0.087699	-1.970	0.0510 .
MFA.11	-0.084388	0.051981	-1.623	0.1070
MFO.11	0.244831	0.146617	1.670	0.0974 .
const	0.008244	0.028760	0.287	0.7749

Signif. codes: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.3195 on 126 degrees of freedom  
Multiple R-Squared: 0.06053, Adjusted R-squared: 0.03816  
F-statistic: 2.706 on 3 and 126 DF, p-value: 0.04817

Estimation results for equation MFA:

MFA = PM.11 + MFA.11 + MFO.11 + const

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t )
PM.11	0.16052	0.14578	1.101	0.2729
MFA.11	0.01856	0.08640	0.215	0.8303
MFO.11	0.13525	0.24371	0.555	0.5799
const	-0.10936	0.04781	-2.288	0.0238 *

Signif. codes: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.5311 on 126 degrees of freedom  
Multiple R-Squared: 0.01366, Adjusted R-squared: -0.009823  
F-statistic: 0.5817 on 3 and 126 DF, p-value: 0.6281

Estimation results for equation MFO:

MFO = PM.11 + MFA.11 + MFO.11 + const

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t )
PM.11	0.1321850	0.0524166	2.522	0.0129 *
MFA.11	0.0002662	0.0310686	0.009	0.9932
MFO.11	0.0229758	0.0876309	0.262	0.7936
const	0.0027454	0.0171894	0.160	0.8734

Signif. codes: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.191 on 126 degrees of freedom  
Multiple R-Squared: 0.05118, Adjusted R-squared: 0.02859  
F-statistic: 2.266 on 3 and 126 DF, p-value: 0.08408

## Anexo V

### Estabilidade Modelo VAR Índia

[1] 0.2582024 0.0847574 0.0847574

## **Anexo W**

### **Testes Diagnóstico aos resíduos Modelo Índia**

Portmanteau Test (asymptotic)

data: Residuals of VAR object VAR\_model  
Chi-squared = 91.159, df = 81, p-value = 0.2064

\$serial

Portmanteau Test (asymptotic)

data: Residuals of VAR object VAR\_model  
Chi-squared = 91.159, df = 81, p-value = 0.2064

ARCH (multivariate)

data: Residuals of VAR object VAR\_model  
Chi-squared = 481.93, df = 432, p-value = 0.04847

\$arch.mul

ARCH (multivariate)

data: Residuals of VAR object VAR\_model  
Chi-squared = 481.93, df = 432, p-value = 0.04847

JB-Test (multivariate)

data: Residuals of VAR object VAR\_model  
Chi-squared = 1513.7, df = 6, p-value < 2.2e-16

\$jb.mul\$Skewness

Skewness only (multivariate)

data: Residuals of VAR object VAR\_model  
Chi-squared = 41.275, df = 3, p-value = 5.718e-09

\$jb.mul\$Kurtosis

Kurtosis only (multivariate)

data: Residuals of VAR object VAR\_model  
Chi-squared = 1472.4, df = 3, p-value < 2.2e-16

## Anexo X

### Testes de Causalidade à Granger Índia

Granger causality test

```
Model 1: data_series[, "MFA"] ~ Lags(data_series[, "MFA"], 1:1) + Lags(data_series[, "PM"], 1:1)
Model 2: data_series[, "MFA"] ~ Lags(data_series[, "MFA"], 1:1)
Res.Df Df      F Pr(>F)
1      127
2      128 -1 1.4316 0.2337
```

Granger causality test

```
Model 1: data_series[, "PM"] ~ Lags(data_series[, "PM"], 1:1) + Lags(data_series[, "MFA"], 1:1)
Model 2: data_series[, "PM"] ~ Lags(data_series[, "PM"], 1:1)
Res.Df Df      F Pr(>F)
1      127
2      128 -1 2.654 0.1058
```

Granger causality test

```
Model 1: data_series[, "MFO"] ~ Lags(data_series[, "MFO"], 1:1) + Lags(data_series[, "PM"], 1:1)
Model 2: data_series[, "MFO"] ~ Lags(data_series[, "MFO"], 1:1)
Res.Df Df      F Pr(>F)
1      127
2      128 -1 6.4443 0.01234 *
```

Granger causality test

```
Model 1: data_series[, "PM"] ~ Lags(data_series[, "PM"], 1:1) + Lags(data_series[, "MFO"], 1:1)
Model 2: data_series[, "PM"] ~ Lags(data_series[, "PM"], 1:1)
Res.Df Df      F Pr(>F)
1      127
2      128 -1 2.8081 0.09625 .
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
```

Granger causality test

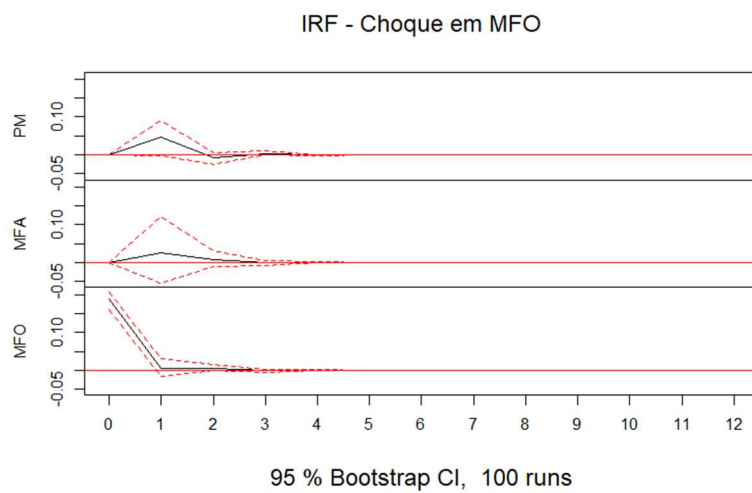
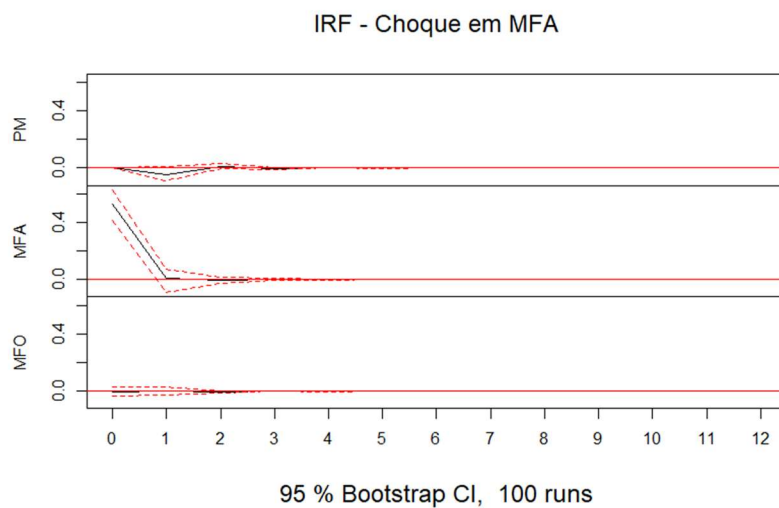
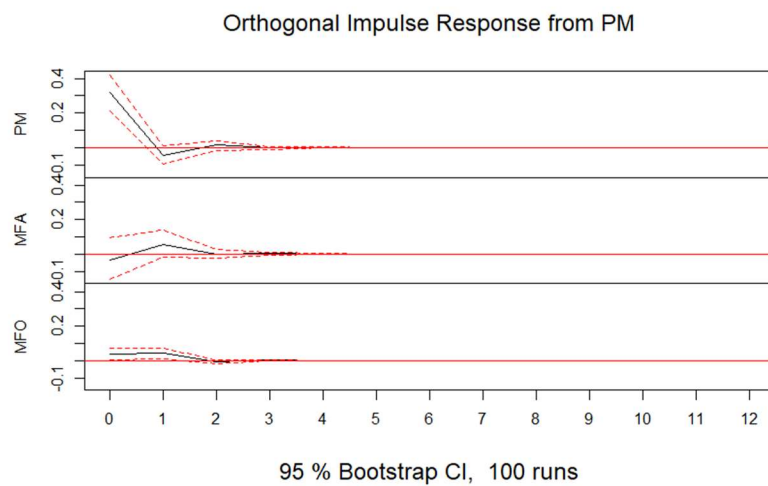
```
Model 1: data_series[, "MFO"] ~ Lags(data_series[, "MFO"], 1:1) + Lags(data_series[, "MFA"], 1:1)
Model 2: data_series[, "MFO"] ~ Lags(data_series[, "MFO"], 1:1)
Res.Df Df      F Pr(>F)
1      127
2      128 -1 0.0327 0.8568
```

Granger causality test

```
Model 1: data_series[, "MFA"] ~ Lags(data_series[, "MFA"], 1:1) + Lags(data_series[, "MFO"], 1:1)
Model 2: data_series[, "MFA"] ~ Lags(data_series[, "MFA"], 1:1)
Res.Df Df      F Pr(>F)
1      127
2      128 -1 0.5184 0.4729
```

## Anexo Y

### Função Impulso Resposta Índia



## Anexo Z

### Decomposição da Variância Erro de Previsão Índia

\$PM

	PM	MFA	MFO
[1,]	1.00000000	0.00000000	0.00000000
[2,]	0.96111174	0.01937476	0.01950779
[3,]	0.9600088	0.01978901	0.02020215
[4,]	0.9599246	0.01982599	0.02024939
[5,]	0.9599188	0.01982846	0.02025273
[6,]	0.9599184	0.01982862	0.02025294
[7,]	0.9599184	0.01982863	0.02025296
[8,]	0.9599184	0.01982863	0.02025296

\$MFA

	PM	MFA	MFO
[1,]	0.004810677	0.9951893	0.000000000
[2,]	0.015472245	0.9822750	0.002252797
[3,]	0.015465676	0.9820341	0.002500219
[4,]	0.015473438	0.9820256	0.002500925
[5,]	0.015473749	0.9820251	0.002501106
[6,]	0.015473769	0.9820251	0.002501118
[7,]	0.015473771	0.9820251	0.002501118
[8,]	0.015473771	0.9820251	0.002501118

\$MFO

	PM	MFA	MFO
[1,]	0.03405466	0.0005253231	0.9654200
[2,]	0.08069804	0.0004997355	0.9188022
[3,]	0.08107880	0.0014502375	0.9174710
[4,]	0.08114089	0.0014668364	0.9173923
[5,]	0.08114476	0.0014685863	0.9173867
[6,]	0.08114501	0.0014686985	0.9173863
[7,]	0.08114503	0.0014687058	0.9173863
[8,]	0.08114503	0.0014687063	0.9173863

# Anexo AA

## Modelo VECM Brasil

Response ts\_PM.d :

```
Call:
lm(formula = ts_PM.d ~ ect1 + ts_PM.d11 + ts_MFA.d11 + ts_MFO.d11 +
    ts_PM.d12 + ts_MFA.d12 + ts_MFO.d12 + ts_PM.d13 + ts_MFA.d13 +
    ts_MFO.d13 + ts_PM.d14 + ts_MFA.d14 + ts_MFO.d14 - 1, data = dat
a.mat)
```

```
Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-0.56979 -0.15041  0.00567  0.14178  0.61421
```

```
Coefficients:
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
ect1         -0.0301378  0.0140540   -2.144  0.0341 *
ts_PM.d11     0.1969456  0.0895056    2.200  0.0298 *
ts_MFA.d11    -0.0039444  0.0049638   -0.795  0.4285
ts_MFO.d11    -0.0941255  0.0449060   -2.096  0.0383 *
ts_PM.d12     0.3740680  0.0783833    4.772 5.44e-06 ***
ts_MFA.d12     0.0008821  0.0047588    0.185  0.8533
ts_MFO.d12     0.0257897  0.0449198    0.574  0.5670
ts_PM.d13     0.5472639  0.0816691    6.701 8.26e-10 ***
ts_MFA.d13     0.0059255  0.0046605    1.271  0.2062
ts_MFO.d13    -0.0056861  0.0441336   -0.129  0.8977
ts_PM.d14    -0.1070490  0.0983007   -1.089  0.2785
ts_MFA.d14    -0.0103819  0.0047856   -2.169  0.0321 *
ts_MFO.d14    -0.0508374  0.0442815   -1.148  0.2534
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
```

Residual standard error: 0.2482 on 114 degrees of freedom  
Multiple R-squared: 0.673, Adjusted R-squared: 0.6357  
F-statistic: 18.05 on 13 and 114 DF, p-value: < 2.2e-16

Response MFA.d :

```
Call:
lm(formula = MFA.d ~ ect1 + PM.d11 + MFA.d11 + MFO.d11 + PM.d12 +
    MFA.d12 + MFO.d12 + PM.d13 + MFA.d13 + MFO.d13 + PM.d14 +
    MFA.d14 + MFO.d14 - 1, data = data.mat)
```

```
Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-11.5495  -3.8821  -0.8555   1.9340  26.7463
```

```
Coefficients:
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
ect1         -0.279027  0.300375   -0.929  0.3549
PM.d11       -3.224562  1.981559   -1.627  0.1064
MFA.d11     -0.009166  0.106296   -0.086  0.9314
MFO.d11     -0.557127  1.023686   -0.544  0.5873
PM.d12       -1.143931  1.666928   -0.686  0.4939
MFA.d12      -0.120536  0.101890   -1.183  0.2393
MFO.d12      0.696649  0.982751    0.709  0.4798
PM.d13        0.036912  1.674912    0.022  0.9825
MFA.d13     -0.155384  0.099685   -1.559  0.1218
MFO.d13      0.457678  1.000187    0.458  0.6481
PM.d14        2.147553  1.994296    1.077  0.2838
MFA.d14     -0.056275  0.102463   -0.549  0.5839
MFO.d14      2.515909  0.993174    2.533  0.0127 *
```

---  
Signif. codes: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 5.304 on 114 degrees of freedom  
Multiple R-squared: 0.173, Adjusted R-squared: 0.07865  
F-statistic: 1.834 on 13 and 114 DF, p-value: 0.04587

Response ts\_MFO.d :

```
Call:
lm(formula = ts_MFO.d ~ ect1 + ts_PM.d11 + ts_MFA.d11 + ts_MFO.d11 +
    ts_PM.d12 + ts_MFA.d12 + ts_MFO.d12 + ts_PM.d13 + ts_MFA.d13 +
    ts_MFO.d13 + ts_PM.d14 + ts_MFA.d14 + ts_MFO.d14 - 1, data = dat
a.mat)
```

```
Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-1.21076 -0.37744 -0.06619  0.35346  1.49152
```

```
Coefficients:
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
ect1          0.104162  0.031410    3.316  0.00122 **
ts_PM.d11     0.058982  0.200042    0.295  0.76865
ts_MFA.d11    -0.010649  0.011094   -0.960  0.33912
ts_MFO.d11     0.166821  0.100364    1.662  0.09923 .
ts_PM.d12     0.060228  0.175184    0.344  0.73163
ts_MFA.d12     0.013897  0.010636    1.307  0.19395
ts_MFO.d12     0.029858  0.100394    0.297  0.76669
ts_PM.d13     -0.124207  0.182528   -0.680  0.49758
ts_MFA.d13    -0.005726  0.010416   -0.550  0.58356
ts_MFO.d13     0.136321  0.098637    1.382  0.16966
ts_PM.d14     -0.004091  0.219699   -0.019  0.98517
ts_MFA.d14     -0.007051  0.010696   -0.659  0.51110
ts_MFO.d14    -0.278953  0.098968   -2.819  0.00569 **
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
```

Residual standard error: 0.5547 on 114 degrees of freedom  
Multiple R-squared: 0.2661, Adjusted R-squared: 0.1824  
F-statistic: 3.18 on 13 and 114 DF, p-value: 0.0004279

## **Anexo AB**

### **Estabilidade do Modelo VECM Brasil**

```
[1] 0.8948548 0.8230028 0.8230028 0.8200988 0.8200988 0.7648946
[7] 0.7648946 0.6979081 0.6979081 0.6736947 0.6736947 0.5566046
[13] 0.5566046 0.3527742 0.2460412
```

## **Anexo AC**

### **Testes Diagnóstico Resíduos Modelo VECM Brasil**

Portmanteau Test (adjusted)

data: Residuals of VAR object var\_diff\_model  
Chi-squared = 60.37, df = 63, p-value = 0.5706

\$serial

Portmanteau Test (adjusted)

data: Residuals of VAR object var\_diff\_model  
Chi-squared = 60.37, df = 63, p-value = 0.5706

ARCH (multivariate)

data: Residuals of VAR object var\_diff\_model  
Chi-squared = 456.12, df = 432, p-value = 0.2037

\$arch.mul

ARCH (multivariate)

data: Residuals of VAR object var\_diff\_model  
Chi-squared = 456.12, df = 432, p-value = 0.2037

JB-Test (multivariate)

data: Residuals of VAR object var\_diff\_model  
Chi-squared = 231.02, df = 6, p-value < 2.2e-16

\$jb.mul\$skewness

Skewness only (multivariate)

data: Residuals of VAR object var\_diff\_model  
Chi-squared = 30.562, df = 3, p-value = 1.051e-06

\$jb.mul\$kurtosis

Kurtosis only (multivariate)

data: Residuals of VAR object var\_diff\_model  
Chi-squared = 200.46, df = 3, p-value < 2.2e-16

## **Anexo AD**

### **Testes de Causalidade à Granger Brasil**

Granger causality test

```
Model 1: d_ts_MFA ~ Lags(d_ts_MFA, 1:5) + Lags(d_ts_PM, 1:5)
Model 2: d_ts_MFA ~ Lags(d_ts_MFA, 1:5)
      Res.Df Df       F Pr(>F)
1        115
2        120 -5  1.1885 0.3192
```

Granger causality test

```
Model 1: d_ts_PM ~ Lags(d_ts_PM, 1:5) + Lags(d_ts_MFA, 1:5)
Model 2: d_ts_PM ~ Lags(d_ts_PM, 1:5)
      Res.Df Df       F Pr(>F)
1        115
2        120 -5  1.4827 0.2008
```

Granger causality test

```
Model 1: d_ts_MFO ~ Lags(d_ts_MFO, 1:5) + Lags(d_ts_PM, 1:5)
Model 2: d_ts_MFO ~ Lags(d_ts_MFO, 1:5)
      Res.Df Df       F Pr(>F)
1        115
2        120 -5  1.9869 0.08574 .
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
```

Granger causality test

```
Model 1: d_ts_PM ~ Lags(d_ts_PM, 1:5) + Lags(d_ts_MFO, 1:5)
Model 2: d_ts_PM ~ Lags(d_ts_PM, 1:5)
      Res.Df Df       F Pr(>F)
1        115
2        120 -5  0.3313 0.8932
```

Granger causality test

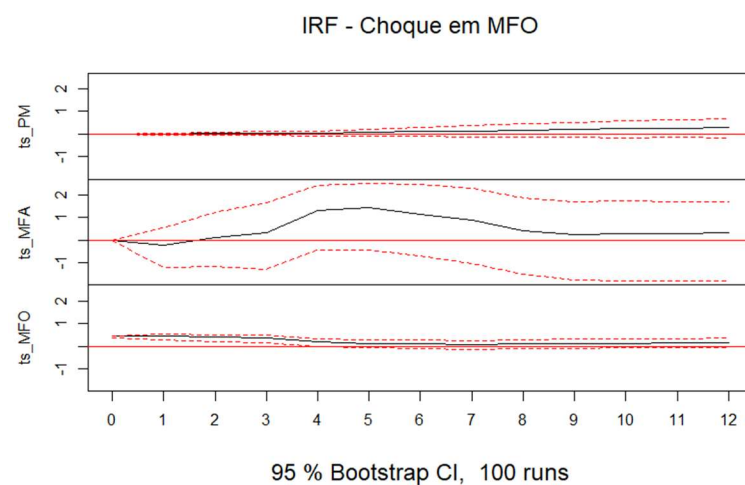
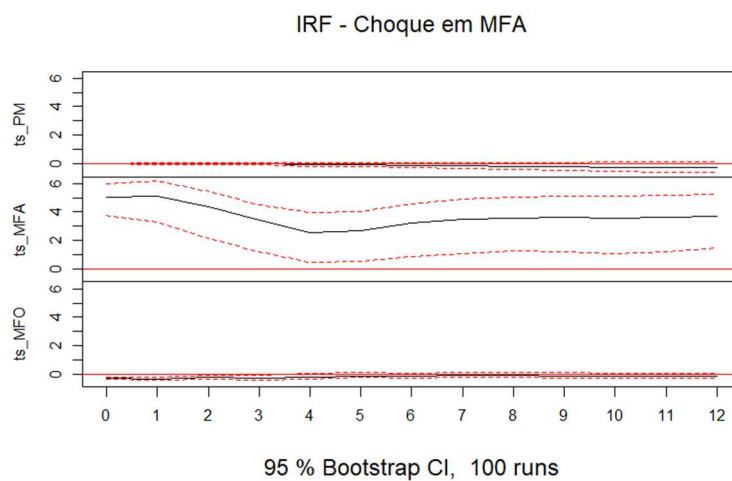
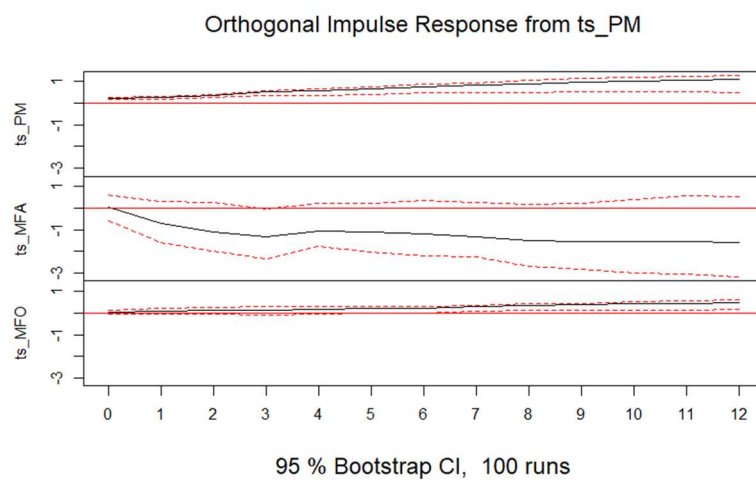
```
Model 1: d_ts_MFO ~ Lags(d_ts_MFO, 1:5) + Lags(d_ts_MFA, 1:5)
Model 2: d_ts_MFO ~ Lags(d_ts_MFO, 1:5)
      Res.Df Df       F Pr(>F)
1        115
2        120 -5  1.0476 0.3933
```

Granger causality test

```
Model 1: d_ts_MFA ~ Lags(d_ts_MFA, 1:5) + Lags(d_ts_MFO, 1:5)
Model 2: d_ts_MFA ~ Lags(d_ts_MFA, 1:5)
      Res.Df Df       F Pr(>F)
1        115
2        120 -5  1.5015 0.1948
```

## Anexo AE

### Função Impulso Resposta Brasil



## **Anexo AF**

### **Decomposição Variância Erro de Previsão Brasil**

	d_ts_PM	d_ts_MFA	d_ts_MFO
[1,]	1.0000000	0.0000000000	0.00000000
[2,]	0.9820948	0.0006588546	0.01724635
[3,]	0.9802539	0.0005564166	0.01918965
[4,]	0.9786170	0.0075624829	0.01382048
[5,]	0.9635261	0.0156825042	0.02079144
[6,]	0.9492275	0.0235455899	0.02722696
[7,]	0.9513904	0.0214073446	0.02720229
[8,]	0.9525177	0.0208977168	0.02658462

\$d\_ts\_MFA

	d_ts_PM	d_ts_MFA	d_ts_MFO
[1,]	0.001174912	0.9988251	0.00000000
[2,]	0.018333801	0.9654569	0.01620934
[3,]	0.030457189	0.9523780	0.01716476
[4,]	0.038594627	0.9445379	0.01686752
[5,]	0.036892443	0.9091059	0.05400163
[6,]	0.036840388	0.9078850	0.05527458
[7,]	0.036371349	0.9048175	0.05881115
[8,]	0.036342221	0.9044990	0.05915875

\$d\_ts\_MFO

	d_ts_PM	d_ts_MFA	d_ts_MFO
[1,]	0.0001866370	0.2612705	0.7385428
[2,]	0.0002387924	0.2712581	0.7285031
[3,]	0.0061632015	0.2877663	0.7060705
[4,]	0.0084776180	0.2893681	0.7021542
[5,]	0.0313352019	0.2712940	0.6973708
[6,]	0.0362522569	0.2801911	0.6835566
[7,]	0.0396588480	0.2818546	0.6784865
[8,]	0.0507965619	0.2796560	0.6695475

## Anexo AG

### Modelo VECM África do Sul

Response ts\_PM.d :

```
Call:
lm(formula = ts_PM.d ~ ect1 + ts_PM.d11 + ts_MFA.d11 + ts_MFO.d11 +
    ts_PM.d12 + ts_MFA.d12 + ts_MFO.d12 + ts_PM.d13 + ts_MFA.d13 +
    ts_MFO.d13 + ts_PM.d14 + ts_MFA.d14 + ts_MFO.d14 + ts_PM.d15 +
    ts_MFA.d15 + ts_MFO.d15 + ts_PM.d16 + ts_MFA.d16 + ts_MFO.d16 -
    1, data = data.mat)
```

Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-0.50631	-0.08557	-0.00914	0.04068	0.50712

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t )
ect1	-0.0417592	0.0111273	-3.753	0.000286 ***
ts_PM.d11	0.4023842	0.0942330	4.270	4.27e-05 ***
ts_MFA.d11	0.0146432	0.0065090	2.250	0.026535 *
ts_MFO.d11	0.0599868	0.0332432	1.804	0.073995 .
ts_PM.d12	0.3395395	0.1024154	3.315	0.001254 **
ts_MFA.d12	-0.0007625	0.0065400	-0.117	0.907410
ts_MFO.d12	-0.0811393	0.0343182	-2.364	0.019884 *
ts_PM.d13	-0.2139753	0.1066415	-2.006	0.047350 *
ts_MFA.d13	0.0053547	0.0062639	0.855	0.394563
ts_MFO.d13	-0.0049684	0.0346614	-0.143	0.886292
ts_PM.d14	0.1665307	0.1055480	1.578	0.117598
ts_MFA.d14	0.0109710	0.0063302	1.733	0.085983 .
ts_MFO.d14	0.0297232	0.0365061	0.814	0.417357
ts_PM.d15	-0.1145148	0.1038518	-1.103	0.272665
ts_MFA.d15	0.0123468	0.0063807	1.935	0.055652 .
ts_MFO.d15	0.0425904	0.0379549	1.122	0.264342
ts_PM.d16	0.1795390	0.0946423	1.897	0.060546 .
ts_MFA.d16	0.0087326	0.0063817	1.368	0.174084
ts_MFO.d16	-0.0104346	0.0372330	-0.280	0.779832

---  
Signif. codes: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1  
Residual standard error: 0.1372 on 106 degrees of freedom  
Multiple R-squared: 0.5662, Adjusted R-squared: 0.4884  
F-statistic: 7.281 on 19 and 106 DF, p-value: 4.219e-12

Response ts\_MFA.d :

```
Call:
lm(formula = ts_MFA.d ~ ect1 + ts_PM.d11 + ts_MFA.d11 + ts_MFO.d11 +
    ts_PM.d12 + ts_MFA.d12 + ts_MFO.d12 + ts_PM.d13 + ts_MFA.d13 +
    ts_MFO.d13 + ts_PM.d14 + ts_MFA.d14 + ts_MFO.d14 + ts_PM.d15 +
    ts_MFA.d15 + ts_MFO.d15 + ts_PM.d16 + ts_MFA.d16 + ts_MFO.d16 -
    1, data = data.mat)
```

Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-5.6886	-1.6689	-0.1304	1.3333	4.6840

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t )
ect1	0.219237	0.178994	1.225	0.22335
ts_PM.d11	0.950586	1.515835	0.627	0.53194
ts_MFA.d11	-0.108292	0.104703	-1.034	0.30336
ts_MFO.d11	-0.589359	0.534751	-1.102	0.27291
ts_PM.d12	1.541576	1.647458	0.936	0.35154
ts_MFA.d12	0.106150	0.105203	1.009	0.31527
ts_MFO.d12	1.021430	0.552044	1.850	0.06706 .
ts_PM.d13	-0.791883	1.715437	-0.462	0.64530
ts_MFA.d13	0.056069	0.100762	0.556	0.57907
ts_MFO.d13	0.612803	0.557565	1.099	0.27423
ts_PM.d14	-2.318954	1.697847	-1.366	0.17489
ts_MFA.d14	-0.297448	0.101828	-2.921	0.00426 **
ts_MFO.d14	-0.071974	0.587239	-0.123	0.90268
ts_PM.d15	4.279237	1.670562	2.562	0.01183 *
ts_MFA.d15	-0.201593	0.102640	-1.964	0.05214 .
ts_MFO.d15	-1.516175	0.610544	-2.483	0.01458 *
ts_PM.d16	-2.135762	1.522419	-1.403	0.16358
ts_MFA.d16	-0.008092	0.102656	-0.079	0.93732
ts_MFO.d16	0.231795	0.598932	0.387	0.69952

---  
Signif. codes: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1  
Residual standard error: 2.207 on 106 degrees of freedom  
Multiple R-squared: 0.2457, Adjusted R-squared: 0.1105  
F-statistic: 1.817 on 19 and 106 DF, p-value: 0.0297

```

Response ts_MFO.d :

Call:
lm(formula = ts_MFO.d ~ ect1 + ts_PM.d11 + ts_MFA.d11 + ts_MFO.d11 +
    ts_PM.d12 + ts_MFA.d12 + ts_MFO.d12 + ts_PM.d13 + ts_MFA.d13 +
    ts_MFO.d13 + ts_PM.d14 + ts_MFA.d14 + ts_MFO.d14 + ts_PM.d15 +
    ts_MFA.d15 + ts_MFO.d15 + ts_PM.d16 + ts_MFA.d16 + ts_MFO.d16 -
    1, data = data.mat)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-1.29329 -0.24764 -0.01189  0.18087  1.26261

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
ect1         0.076989   0.032790   2.348  0.0207 *
ts_PM.d11    0.036635   0.277685   0.132  0.8953
ts_MFA.d11  -0.036960   0.019181  -1.927  0.0567 .
ts_MFO.d11  -0.153784   0.097961  -1.570  0.1194
ts_PM.d12   -0.023489   0.301797  -0.078  0.9381
ts_MFA.d12  -0.017980   0.019272  -0.933  0.3530
ts_MFO.d12  -0.209154   0.101129  -2.068  0.0411 *
ts_PM.d13   -0.015851   0.314250  -0.050  0.9599
ts_MFA.d13  -0.009223   0.018458  -0.500  0.6183
ts_MFO.d13  -0.009189   0.102140  -0.090  0.9285
ts_PM.d14    0.457141   0.311028   1.470  0.1446
ts_MFA.d14   0.003011   0.018654   0.161  0.8721
ts_MFO.d14  -0.256280   0.107576  -2.382  0.0190 *
ts_PM.d15   -0.702778   0.306030  -2.296  0.0236 *
ts_MFA.d15  -0.011198   0.018803  -0.596  0.5527
ts_MFO.d15   0.052188   0.111845   0.467  0.6417
ts_PM.d16    0.255809   0.278891   0.917  0.3611
ts_MFA.d16  -0.023850   0.018805  -1.268  0.2075
ts_MFO.d16  -0.074741   0.109718  -0.681  0.4972
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 0.4043 on 106 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.2361,    Adjusted R-squared:  0.09917
F-statistic: 1.724 on 19 and 106 DF, p-value: 0.043

```

## Modelo AH

### Estabilidade Modelo VECM África do Sul

```

[1] 0.8816925 0.8816925 0.8405938 0.8405938 0.8251591 0.8251591
[7] 0.7689650 0.7689650 0.7494914 0.7494914 0.7321077 0.7321077
[13] 0.7290873 0.7290873 0.7247079 0.7247079 0.6751676 0.6751676
[19] 0.6608838 0.6608838 0.5845975

```

## **Modelo AI**

### **Testes de Diagnóstico Resíduos Modelo VECM África do Sul**

Portmanteau Test (adjusted)

data: Residuals of VAR object var\_diff\_model  
Chi-squared = 54.47, df = 45, p-value = 0.1575

\$serial

Portmanteau Test (adjusted)

data: Residuals of VAR object var\_diff\_model  
Chi-squared = 54.47, df = 45, p-value = 0.1575

ARCH (multivariate)

data: Residuals of VAR object var\_diff\_model  
Chi-squared = 442.33, df = 432, p-value = 0.3552

\$arch.mul

ARCH (multivariate)

data: Residuals of VAR object var\_diff\_model  
Chi-squared = 442.33, df = 432, p-value = 0.3552

\$skewness

skewness only (multivariate)

data: Residuals of VAR object var\_diff\_model  
Chi-squared = 8.6572, df = 3, p-value = 0.03421

\$kurtosis

kurtosis only (multivariate)

data: Residuals of VAR object var\_diff\_model  
Chi-squared = 113.89, df = 3, p-value < 2.2e-16

\$jb.mul

\$jb.mul\$JB

JB-Test (multivariate)

data: Residuals of VAR object var\_diff\_model  
Chi-squared = 122.54, df = 6, p-value < 2.2e-16

## Modelo AJ

### Testes de Causalidade à Granger África do Sul

Granger causality test

```
Model 1: d_ts_MFA ~ Lags(d_ts_MFA, 1:7) + Lags(d_ts_PM, 1:7)
Model 2: d_ts_MFA ~ Lags(d_ts_MFA, 1:7)
  Res.Df Df      F Pr(>F)
1     109
2     116 -7  1.3909 0.2164
```

Granger causality test

```
Model 1: d_ts_PM ~ Lags(d_ts_PM, 1:7) + Lags(d_ts_MFA, 1:7)
Model 2: d_ts_PM ~ Lags(d_ts_PM, 1:7)
  Res.Df Df      F Pr(>F)
1     109
2     116 -7  0.494 0.8372
```

Granger causality test

```
Model 1: d_ts_MFO ~ Lags(d_ts_MFO, 1:7) + Lags(d_ts_PM, 1:7)
Model 2: d_ts_MFO ~ Lags(d_ts_MFO, 1:7)
  Res.Df Df      F Pr(>F)
1     109
2     116 -7  1.352 0.2331
```

Granger causality test

```
Model 1: d_ts_PM ~ Lags(d_ts_PM, 1:7) + Lags(d_ts_MFO, 1:7)
Model 2: d_ts_PM ~ Lags(d_ts_PM, 1:7)
  Res.Df Df      F Pr(>F)
1     109
2     116 -7  2.1121 0.04813 *
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
```

Granger causality test

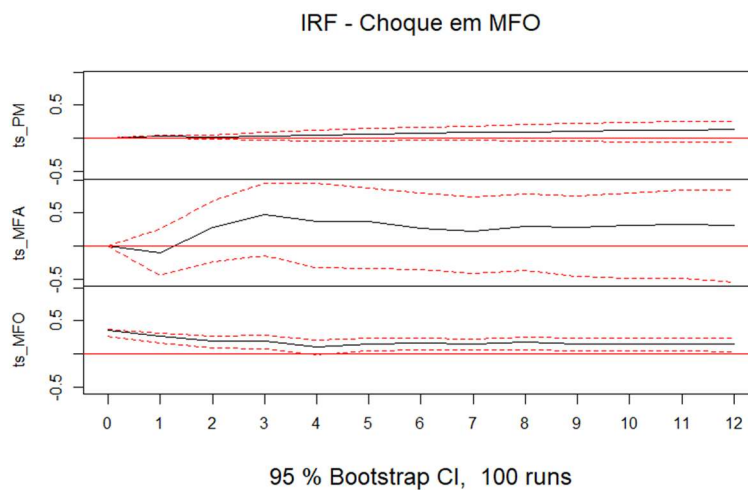
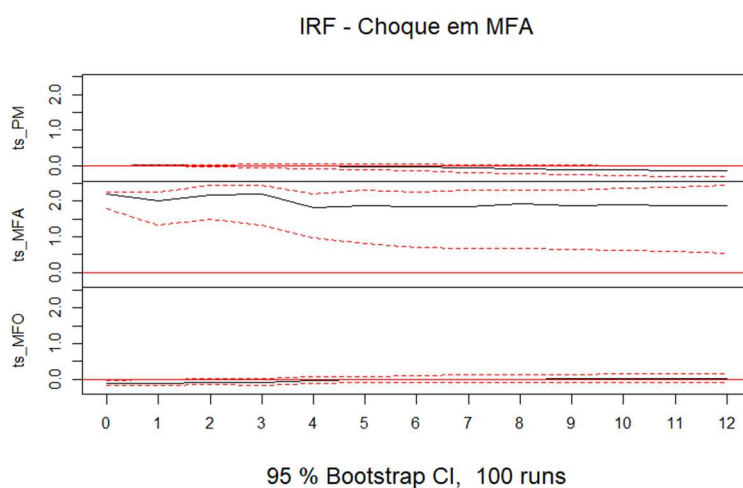
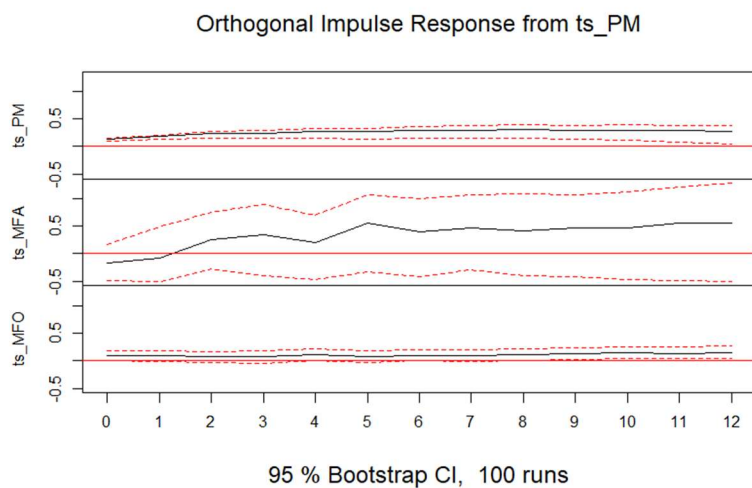
```
Model 1: d_ts_MFO ~ Lags(d_ts_MFO, 1:7) + Lags(d_ts_MFA, 1:7)
Model 2: d_ts_MFO ~ Lags(d_ts_MFO, 1:7)
  Res.Df Df      F Pr(>F)
1     109
2     116 -7  0.6969 0.6745
```

Granger causality test

```
Model 1: d_ts_MFA ~ Lags(d_ts_MFA, 1:7) + Lags(d_ts_MFO, 1:7)
Model 2: d_ts_MFA ~ Lags(d_ts_MFA, 1:7)
  Res.Df Df      F Pr(>F)
1     109
2     116 -7  1.8873 0.0784 .
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
```

## Anexo AK

### Função Impulso Resposta África do Sul



## Anexo AL

### **Decomposição Variância do Erro de Previsão África do Sul**

```
$d_ts_PM
      d_ts_PM      d_ts_MFA      d_ts_MFO
[1,] 1.0000000 0.000000e+00 0.00000000
[2,] 0.9748270 6.815873e-05 0.02510482
[3,] 0.9440408 5.433252e-03 0.05052595
[4,] 0.9442947 6.746222e-03 0.04895906
[5,] 0.9478045 6.321966e-03 0.04587355
[6,] 0.9456249 6.280994e-03 0.04809408
[7,] 0.9460011 6.238979e-03 0.04775997
```

```
$d_ts_MFA
      d_ts_PM      d_ts_MFA      d_ts_MFO
[1,] 0.01932255 0.9806774 0.00000000
[2,] 0.01904420 0.9634272 0.01752859
[3,] 0.03382691 0.9094995 0.05667363
[4,] 0.03372331 0.9067198 0.05955692
[5,] 0.03418381 0.9034511 0.06236508
[6,] 0.05151620 0.8632005 0.08528334
[7,] 0.05562926 0.8493719 0.09499886
```

```
$d_ts_MFO
      d_ts_PM      d_ts_MFA      d_ts_MFO
[1,] 0.03737782 0.06918906 0.8934331
[2,] 0.03985156 0.07059122 0.8895572
[3,] 0.04299022 0.06840616 0.8886036
[4,] 0.04309046 0.06853751 0.8883720
[5,] 0.04562711 0.08006303 0.8743099
[6,] 0.06533041 0.07764487 0.8570247
[7,] 0.07014097 0.08245842 0.8474006
```

# Anexo AM

## Modelo VECM Rússia

Response ts\_PM.d :

```
Call:
lm(formula = ts_PM.d ~ ect1 + ts_PM.d11 + ts_MFA.d11 + ts_MFO.d11 +
    ts_PM.d12 + ts_MFA.d12 + ts_MFO.d12 - 1, data = data.mat)
```

Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-8.0367	-0.6760	0.0076	0.5000	4.8923

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t )
ect1	-0.291548	0.076257	-3.823	0.000209 ***
ts_PM.d11	0.480869	0.107850	4.459	1.85e-05 ***
ts_MFA.d11	4.138192	0.928750	4.456	1.87e-05 ***
ts_MFO.d11	-0.004484	0.270237	-0.017	0.986788
ts_PM.d12	0.112969	0.116308	0.971	0.333323
ts_MFA.d12	-0.737329	0.983646	-0.750	0.454946
ts_MFO.d12	-0.400642	0.267084	-1.500	0.136182

---  
Signif. codes: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 1.316 on 122 degrees of freedom  
Multiple R-squared: 0.2571, Adjusted R-squared: 0.2145  
F-statistic: 6.031 on 7 and 122 DF, p-value: 4.741e-06

Response ts\_MFA.d :

```
Call:
lm(formula = ts_MFA.d ~ ect1 + ts_PM.d11 + ts_MFA.d11 + ts_MFO.d11 +
    ts_PM.d12 + ts_MFA.d12 + ts_MFO.d12 - 1, data = data.mat)
```

Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-0.37709	-0.08909	-0.01129	0.04853	0.78765

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t )
ect1	0.021367	0.008482	2.519	0.0131 *
ts_PM.d11	-0.028871	0.011995	-2.407	0.0176 *
ts_MFA.d11	-0.058463	0.103299	-0.566	0.5725
ts_MFO.d11	0.054942	0.030057	1.828	0.0700 .
ts_PM.d12	-0.010516	0.012936	-0.813	0.4178
ts_MFA.d12	0.062540	0.109405	0.572	0.5686
ts_MFO.d12	0.035178	0.029706	1.184	0.2386

---  
Signif. codes: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.1463 on 122 degrees of freedom  
Multiple R-squared: 0.1355, Adjusted R-squared: 0.08586  
F-statistic: 2.731 on 7 and 122 DF, p-value: 0.01146

Response ts\_MFO.d :

```
Call:
lm(formula = ts_MFO.d ~ ect1 + ts_PM.d11 + ts_MFA.d11 + ts_MFO.d11 +
    ts_PM.d12 + ts_MFA.d12 + ts_MFO.d12 - 1, data = data.mat)
```

Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-3.2310	-0.2924	-0.0008	0.2811	1.3321

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t )
ect1	0.001315	0.033237	0.040	0.968497
ts_PM.d11	0.175605	0.047007	3.736	0.000286 ***
ts_MFA.d11	1.119553	0.404805	2.766	0.006564 **
ts_MFO.d11	-0.027068	0.117785	-0.230	0.818629
ts_PM.d12	0.063327	0.050694	1.249	0.213986
ts_MFA.d12	-0.366118	0.428731	-0.854	0.394803
ts_MFO.d12	-0.267631	0.116411	-2.299	0.023205 *

---  
Signif. codes: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.5735 on 122 degrees of freedom  
Multiple R-squared: 0.1852, Adjusted R-squared: 0.1385  
F-statistic: 3.963 on 7 and 122 DF, p-value: 0.0006198

## **Anexo AN**

### **Estabilidade Modelo VECM Rússia**

[1] 0.3709414 0.3709414 0.3158036 0.3158036 0.1584412 0.1185216

## **Anexo AO**

### **Testes Diagnóstico ao Modelo VECM Rússia**

Portmanteau Test (adjusted)

data: Residuals of VAR object var\_diff\_model  
Chi-squared = 60.675, df = 27, p-value = 0.000215

\$serial

Portmanteau Test (adjusted)

data: Residuals of VAR object var\_diff\_model  
Chi-squared = 60.675, df = 27, p-value = 0.000215

ARCH (multivariate)

data: Residuals of VAR object var\_diff\_model  
Chi-squared = 573.66, df = 432, p-value = 5.489e-06

\$arch.mul

ARCH (multivariate)

data: Residuals of VAR object var\_diff\_model  
Chi-squared = 573.66, df = 432, p-value = 5.489e-06

JB-Test (multivariate)

data: Residuals of VAR object var\_diff\_model  
Chi-squared = 2594.3, df = 6, p-value < 2.2e-16

\$skewness

Skewness only (multivariate)

data: Residuals of VAR object var\_diff\_model  
Chi-squared = 208.86, df = 3, p-value < 2.2e-16

\$kurtosis

Kurtosis only (multivariate)

data: Residuals of VAR object var\_diff\_model  
Chi-squared = 2385.5, df = 3, p-value < 2.2e-16

## Anexo AP

### Modelo DCC GARCH Rússia

```
*-----*
*          DCC GARCH Fit          *
*-----*

Distribution      : mvnorm
Model            : DCC(1,1)
No. Parameters    : 17
[VAR GARCH DCC UncQ] : [0+12+2+3]
No. Series       : 3
No. Obs.         : 131
Log-Likelihood   : -157.9877
Av.Log-Likelihood : -1.21

Optimal Parameters
-----
              Estimate Std. Error   t value Pr(>|t|)
[dPM].mu      0.081807   0.094595   0.864811 0.387142
[dPM].omega   0.045326   0.098601   0.459693 0.645736
[dPM].alpha1  0.419341   0.135383   3.097454 0.001952
[dPM].beta1   0.579659   0.193563   2.994681 0.002747
[dMFA].mu     -0.018195   0.007912  -2.299761 0.021462
[dMFA].omega  0.003760   0.001517   2.479029 0.013174
[dMFA].alpha1 0.797827   0.301571   2.645569 0.008155
[dMFA].beta1  0.201173   0.094929   2.119193 0.034074
[dMFO].mu     -0.027300   0.047912  -0.569789 0.568821
[dMFO].omega  0.022859   0.019111   1.196083 0.231664
[dMFO].alpha1 0.342910   0.137534   2.493273 0.012657
[dMFO].beta1  0.656090   0.072686   9.026320 0.000000
[Joint]dcca1  0.000000   0.000001   0.011241 0.991032
[Joint]dccb1  0.901035   0.148369   6.072911 0.000000
```

## Anexo AQ

### Testes Diagnóstico Modelo DCC GARCH Rússia

dPM :

Box-Ljung test

data: resid\_std[, i]  
X-squared = 12.395, df = 12, p-value = 0.4145

dMFA :

Box-Ljung test

data: resid\_std[, i]  
X-squared = 16.242, df = 12, p-value = 0.1804

dMFO :

Box-Ljung test

data: resid\_std[, i]  
X-squared = 8.2742, df = 12, p-value = 0.7633

dPM :

ARCH LM-test; Null hypothesis: no ARCH effects

data: resid\_std[, i]  
Chi-squared = 3.0107, df = 12, p-value = 0.9955

dMFA :

ARCH LM-test; Null hypothesis: no ARCH effects

data: resid\_std[, i]  
Chi-squared = 8.057, df = 12, p-value = 0.7807

dMFO :

ARCH LM-test; Null hypothesis: no ARCH effects

data: resid\_std[, i]  
Chi-squared = 7.5746, df = 12, p-value = 0.8174

## **Anexo AR**

### **Testes de Causalidade à Granger Rússia**

Granger causality test

```
Model 1: d_ts_MFA ~ Lags(d_ts_MFA, 1:2) + Lags(d_ts_PM, 1:2)
Model 2: d_ts_MFA ~ Lags(d_ts_MFA, 1:2)
      Res.Df Df       F Pr(>F)
1      124
2      126 -2  1.5487 0.2166
```

Granger causality test

```
Model 1: d_ts_PM ~ Lags(d_ts_PM, 1:2) + Lags(d_ts_MFA, 1:2)
Model 2: d_ts_PM ~ Lags(d_ts_PM, 1:2)
      Res.Df Df       F Pr(>F)
1      124
2      126 -2  6.5027 0.002063 **
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
```

Granger causality test

```
Model 1: d_ts_MFO ~ Lags(d_ts_MFO, 1:2) + Lags(d_ts_PM, 1:2)
Model 2: d_ts_MFO ~ Lags(d_ts_MFO, 1:2)
      Res.Df Df       F Pr(>F)
1      124
2      126 -2  7.1048 0.001199 **
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
```

Granger causality test

```
Model 1: d_ts_PM ~ Lags(d_ts_PM, 1:2) + Lags(d_ts_MFO, 1:2)
Model 2: d_ts_PM ~ Lags(d_ts_PM, 1:2)
      Res.Df Df       F Pr(>F)
1      124
2      126 -2  1.8972 0.1543
```

Granger causality test

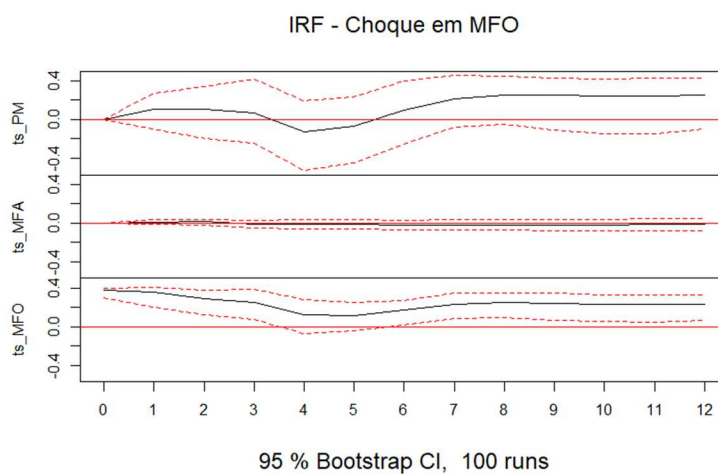
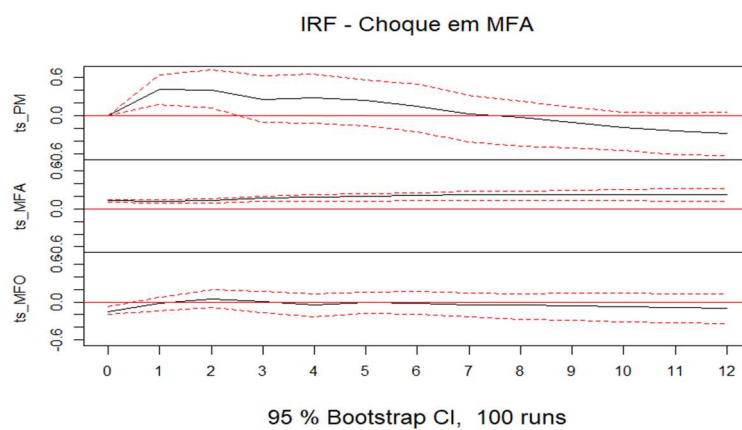
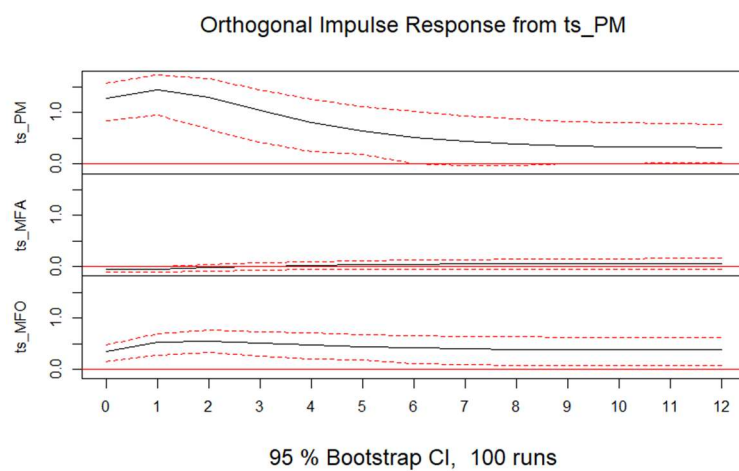
```
Model 1: d_ts_MFO ~ Lags(d_ts_MFO, 1:2) + Lags(d_ts_MFA, 1:2)
Model 2: d_ts_MFO ~ Lags(d_ts_MFO, 1:2)
      Res.Df Df       F Pr(>F)
1      124
2      126 -2  2.4106 0.09396 .
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
```

Granger causality test

```
Model 1: d_ts_MFA ~ Lags(d_ts_MFA, 1:2) + Lags(d_ts_MFO, 1:2)
Model 2: d_ts_MFA ~ Lags(d_ts_MFA, 1:2)
      Res.Df Df       F Pr(>F)
1      124
2      126 -2  3.4893 0.03355 *
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
```

## Anexo AS

### Função Impulso Resposta Rússia



## **Anexo AT**

### **Decomposição da variância do erro de previsão Rússia**

```
$d_ts_PM
      d_ts_PM    d_ts_MFA    d_ts_MFO
[1,] 1.0000000 0.00000000 0.00000000
[2,] 0.9093648 0.08907369 0.001561498
[3,] 0.8896642 0.09264913 0.017686681
[4,] 0.8861477 0.09512117 0.018731090
[5,] 0.8847477 0.09657375 0.018678595
[6,] 0.8846201 0.09669903 0.018680907
[7,] 0.8846186 0.09669891 0.018682506
[8,] 0.8846164 0.09670078 0.018682790
```

```
$d_ts_MFA
      d_ts_PM    d_ts_MFA    d_ts_MFO
[1,] 0.1277563 0.8722437 0.00000000
[2,] 0.1272215 0.8412151 0.03156346
[3,] 0.1267216 0.8241327 0.04914572
[4,] 0.1301621 0.8209677 0.04887024
[5,] 0.1308636 0.8203846 0.04875178
[6,] 0.1308793 0.8203662 0.04875455
[7,] 0.1308806 0.8203633 0.04875605
[8,] 0.1308817 0.8203622 0.04875610
```

```
$d_ts_MFO
      d_ts_PM    d_ts_MFA    d_ts_MFO
[1,] 0.3663091 0.06550058 0.5681903
[2,] 0.3927257 0.12137326 0.4859011
[3,] 0.3858378 0.12326727 0.4908949
[4,] 0.3858919 0.12349733 0.4906108
[5,] 0.3858628 0.12520764 0.4889296
[6,] 0.3858504 0.12537477 0.4887749
[7,] 0.3858502 0.12537498 0.4887748
[8,] 0.3858499 0.12537552 0.4887746
```

## Anexo AU

### Modelo VECM China

Response ts\_PM.d :

```
Call:
lm(formula = ts_PM.d ~ ect1 + ts_PM.d11 + ts_MFA.d11 + ts_MFO.d11 +
    ts_PM.d12 + ts_MFA.d12 + ts_MFO.d12 + ts_PM.d13 + ts_MFA.d13 +
    ts_MFO.d13 + ts_PM.d14 + ts_MFA.d14 + ts_MFO.d14 + ts_PM.d15 +
    ts_MFA.d15 + ts_MFO.d15 + ts_PM.d16 + ts_MFA.d16 + ts_MFO.d16 -
    1, data = data.mat)
```

Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-0.034058	-0.008032	0.000465	0.008655	0.251190

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t )
ect1	0.013033	0.020625	0.632	0.5288
ts_PM.d11	0.073806	0.100603	0.734	0.4648
ts_MFA.d11	-0.026623	0.016413	-1.622	0.1078
ts_MFO.d11	0.046846	0.020910	2.240	0.0272 *
ts_PM.d12	0.024240	0.098127	0.247	0.8054
ts_MFA.d12	0.088100	0.016392	5.375	4.59e-07 ***
ts_MFO.d12	-0.020982	0.021437	-0.979	0.3299
ts_PM.d13	-0.014764	0.099152	-0.149	0.8819
ts_MFA.d13	-0.011295	0.018185	-0.621	0.5359
ts_MFO.d13	-0.015974	0.021672	-0.737	0.4627
ts_PM.d14	0.007662	0.104190	0.074	0.9415
ts_MFA.d14	-0.031225	0.017998	-1.735	0.0857 .
ts_MFO.d14	0.022871	0.021673	1.055	0.2937
ts_PM.d15	-0.144288	0.103400	-1.395	0.1658
ts_MFA.d15	0.027926	0.018805	1.485	0.1405
ts_MFO.d15	-0.024754	0.022035	-1.123	0.2638
ts_PM.d16	-0.083831	0.106535	-0.787	0.4331
ts_MFA.d16	-0.007741	0.017582	-0.440	0.6606
ts_MFO.d16	0.005934	0.021402	0.277	0.7821

---  
Signif. codes: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1  
Residual standard error: 0.0288 on 106 degrees of freedom  
Multiple R-squared: 0.2823, Adjusted R-squared: 0.1537  
F-statistic: 2.195 on 19 and 106 DF, p-value: 0.006181

Response ts\_MFA.d :

```
Call:
lm(formula = ts_MFA.d ~ ect1 + ts_PM.d11 + ts_MFA.d11 + ts_MFO.d11 +
    ts_PM.d12 + ts_MFA.d12 + ts_MFO.d12 + ts_PM.d13 + ts_MFA.d13 +
    ts_MFO.d13 + ts_PM.d14 + ts_MFA.d14 + ts_MFO.d14 + ts_PM.d15 +
    ts_MFA.d15 + ts_MFO.d15 + ts_PM.d16 + ts_MFA.d16 + ts_MFO.d16 -
    1, data = data.mat)
```

Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-0.41171	-0.07503	0.00000	0.06407	0.65473

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t )
ect1	-0.7051110	0.1010874	-6.975	2.73e-10 ***
ts_PM.d11	-0.3266810	0.4930853	-0.663	0.5091
ts_MFA.d11	0.0911771	0.0804472	1.133	0.2596
ts_MFO.d11	0.0623783	0.1024883	0.609	0.5441
ts_PM.d12	0.9268491	0.4809489	1.927	0.0566 .
ts_MFA.d12	-0.1348441	0.0803429	-1.678	0.0962 .
ts_MFO.d12	0.0342573	0.1050716	0.326	0.7450
ts_PM.d13	1.9928719	0.4859758	4.101	8.09e-05 ***
ts_MFA.d13	0.0712926	0.0891315	0.800	0.4256
ts_MFO.d13	0.1162224	0.1062201	1.094	0.2764
ts_PM.d14	2.1945632	0.5106684	4.297	3.85e-05 ***
ts_MFA.d14	0.1258029	0.0882145	1.426	0.1568
ts_MFO.d14	-0.2070982	0.1062251	-1.950	0.0539 .
ts_PM.d15	2.6723858	0.5067963	5.273	7.13e-07 ***
ts_MFA.d15	0.0008216	0.0921701	0.009	0.9929
ts_MFO.d15	0.0704406	0.1079991	0.652	0.5157
ts_PM.d16	1.2702595	0.5221631	2.433	0.0167 *
ts_MFA.d16	0.2182210	0.0861739	2.532	0.0128 *
ts_MFO.d16	-0.0605762	0.1048964	-0.577	0.5648

---  
Signif. codes: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1  
Residual standard error: 0.1412 on 106 degrees of freedom  
Multiple R-squared: 0.5062, Adjusted R-squared: 0.4177  
F-statistic: 5.72 on 19 and 106 DF, p-value: 1.611e-09

```

Response ts_MFO.d :

Call:
lm(formula = ts_MFO.d ~ ect1 + ts_PM.d11 + ts_MFA.d11 + ts_MFO.d11 +
  ts_PM.d12 + ts_MFA.d12 + ts_MFO.d12 + ts_PM.d13 + ts_MFA.d13 +
  ts_MFO.d13 + ts_PM.d14 + ts_MFA.d14 + ts_MFO.d14 + ts_PM.d15 +
  ts_MFA.d15 + ts_MFO.d15 + ts_PM.d16 + ts_MFA.d16 + ts_MFO.d16 -
  1, data = data.mat)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-0.42991 -0.07596  0.01487  0.08311  0.25574

Coefficients:
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
ect1          0.105164   0.094774   1.110   0.270
ts_PM.d11     0.471675   0.462287   1.020   0.310
ts_MFA.d11    -0.035649   0.075422  -0.473   0.637
ts_MFO.d11     0.003371   0.096087   0.035   0.972
ts_PM.d12     0.214376   0.450909   0.475   0.635
ts_MFA.d12     0.006521   0.075325   0.087   0.931
ts_MFO.d12     0.169086   0.098509   1.716   0.089
ts_PM.d13     0.210228   0.455622   0.461   0.645
ts_MFA.d13    -0.089508   0.083564  -1.071   0.287
ts_MFO.d13     0.005298   0.099586   0.053   0.958
ts_PM.d14     0.385581   0.478772   0.805   0.422
ts_MFA.d14    -0.049756   0.082705  -0.602   0.549
ts_MFO.d14    -0.057858   0.099590  -0.581   0.563
ts_PM.d15    -0.336867   0.475142  -0.709   0.480
ts_MFA.d15    -0.063186   0.086413  -0.731   0.466
ts_MFO.d15    -0.028353   0.101254  -0.280   0.780
ts_PM.d16    -0.694369   0.489549  -1.418   0.159
ts_MFA.d16    -0.090460   0.080792  -1.120   0.265
ts_MFO.d16     0.011636   0.098345   0.118   0.906
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 0.1323 on 106 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.1331,    Adjusted R-squared:  -0.02233
F-statistic: 0.8563 on 19 and 106 DF,  p-value: 0.6361

```

## **Anexo AV**

### **Estabilidade Modelo VECM China**

```

[1] 0.8901974 0.8901974 0.8643813 0.8643813 0.8468674 0.8468674
[7] 0.8298713 0.8298713 0.8253910 0.8253910 0.8075239 0.8075239
[13] 0.7373876 0.7124392 0.7124392 0.6924900 0.6924900 0.6797812
[19] 0.6797812 0.6404985 0.6404985

```

## **Anexo AW**

### **Testes Diagnóstico Resíduos Modelo VECM China**

Portmanteau Test (adjusted)

data: Residuals of VAR object var\_diff\_model  
Chi-squared = 27.298, df = 9, p-value = 0.001248

\$serial

Portmanteau Test (adjusted)

data: Residuals of VAR object var\_diff\_model  
Chi-squared = 27.298, df = 9, p-value = 0.001248

ARCH (multivariate)

data: Residuals of VAR object var\_diff\_model  
Chi-squared = 496.38, df = 432, p-value = 0.01732

\$arch.mu1

ARCH (multivariate)

data: Residuals of VAR object var\_diff\_model  
Chi-squared = 496.38, df = 432, p-value = 0.01732

JB-Test (multivariate)

data: Residuals of VAR object var\_diff\_model  
Chi-squared = 18055, df = 6, p-value < 2.2e-16

\$Skewness

Skewness only (multivariate)

data: Residuals of VAR object var\_diff\_model  
Chi-squared = 890.76, df = 3, p-value < 2.2e-16

\$Kurtosis

Kurtosis only (multivariate)

data: Residuals of VAR object var\_diff\_model  
Chi-squared = 17164, df = 3, p-value < 2.2e-16

## Anexo AX

### Modelo DCC GARCH China

```
*-----*
*          DCC GARCH Fit          *
*-----*

Distribution      : mvnorm
Model            : DCC(1,1)
No. Parameters    : 17
[VAR GARCH DCC UncQ] : [0+12+2+3]
No. Series       : 3
No. Obs.         : 131
Log-Likelihood    : 410.9663
Av.Log-Likelihood : 3.14

Optimal Parameters
-----
              Estimate Std. Error   t value Pr(>|t|)
[dPM].mu      0.002668    0.002694   0.990328 0.322014
[dPM].omega    0.000189    0.000148   1.275132 0.202262
[dPM].alpha1   0.000000    0.009629   0.000000 1.000000
[dPM].beta1    0.804029    0.358740   2.241262 0.025009
[dMFA].mu      0.001960    0.012889   0.152089 0.879117
[dMFA].omega    0.004514    0.001641   2.750664 0.005947
[dMFA].alpha1  0.349839    0.224117   1.560966 0.118532
[dMFA].beta1    0.557985    0.082448   6.767739 0.000000
[dMFO].mu      0.007211    0.010969   0.657352 0.510954
[dMFO].omega    0.000118    0.001312   0.089594 0.928610
[dMFO].alpha1  0.023717    0.041375   0.573217 0.566498
[dMFO].beta1    0.975283    0.108539   8.985591 0.000000
[Joint]dcca1   0.014035    0.028965   0.484554 0.627992
[Joint]dccb1   0.959271    0.021577  44.457405 0.000000
```

## Anexo AY

### Testes Diagnóstico Resíduos Modelo DCC GARCH China

Variável: dPM

Box-Ljung test

data: residuals\_std[, i]  
X-squared = 0.30628, df = 5, p-value = 0.9975

Variável: dMFA

Box-Ljung test

data: residuals\_std[, i]  
X-squared = 6.6221, df = 5, p-value = 0.2503

Variável: dMFO

Box-Ljung test

data: residuals\_std[, i]  
X-squared = 5.8697, df = 5, p-value = 0.3191

Variável: dPM

ARCH LM-test; Null hypothesis: no ARCH effects

data: residuals\_std[, i]  
Chi-squared = 0.038473, df = 5, p-value = 1

Variável: dMFA

ARCH LM-test; Null hypothesis: no ARCH effects

data: residuals\_std[, i]  
Chi-squared = 5.183, df = 5, p-value = 0.394

Variável: dMFO

ARCH LM-test; Null hypothesis: no ARCH effects

data: residuals\_std[, i]  
Chi-squared = 0.80133, df = 5, p-value = 0.9769

## **Anexo AZ**

### **Testes de Causalidade à Granger China**

Granger causality test

```
Model 1: d_ts_MFA ~ Lags(d_ts_MFA, 1:7) + Lags(d_ts_PM, 1:7)
Model 2: d_ts_MFA ~ Lags(d_ts_MFA, 1:7)
      Res.Df Df    F      Pr(>F)
1      109
2      116 -7  5.839 9.085e-06 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
```

Granger causality test

```
Model 1: d_ts_PM ~ Lags(d_ts_PM, 1:7) + Lags(d_ts_MFA, 1:7)
Model 2: d_ts_PM ~ Lags(d_ts_PM, 1:7)
      Res.Df Df    F      Pr(>F)
1      109
2      116 -7  4.7333 0.0001136 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
```

Granger causality test

```
Model 1: d_ts_MFO ~ Lags(d_ts_MFO, 1:7) + Lags(d_ts_PM, 1:7)
Model 2: d_ts_MFO ~ Lags(d_ts_MFO, 1:7)
      Res.Df Df    F      Pr(>F)
1      109
2      116 -7  1.1004 0.3681
```

Granger causality test

```
Model 1: d_ts_PM ~ Lags(d_ts_PM, 1:7) + Lags(d_ts_MFO, 1:7)
Model 2: d_ts_PM ~ Lags(d_ts_PM, 1:7)
      Res.Df Df    F      Pr(>F)
1      109
2      116 -7  0.6297 0.7304
```

Granger causality test

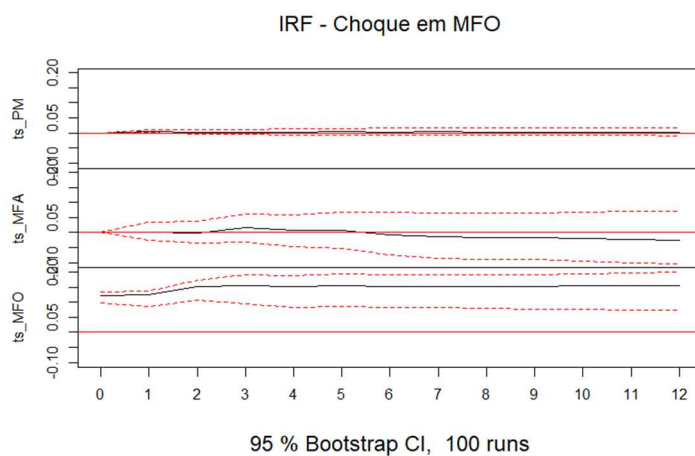
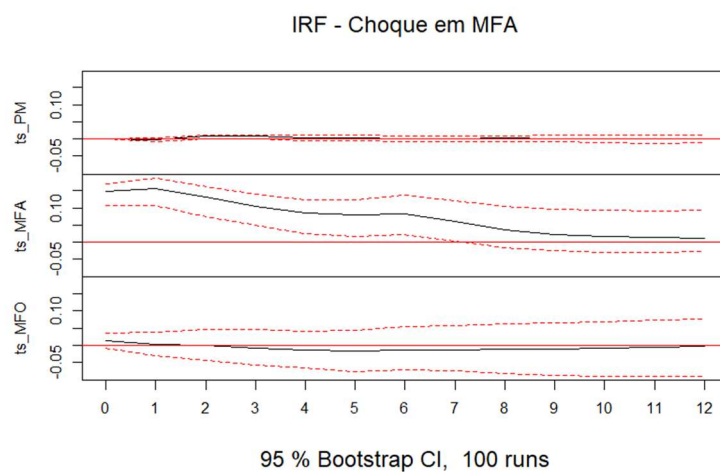
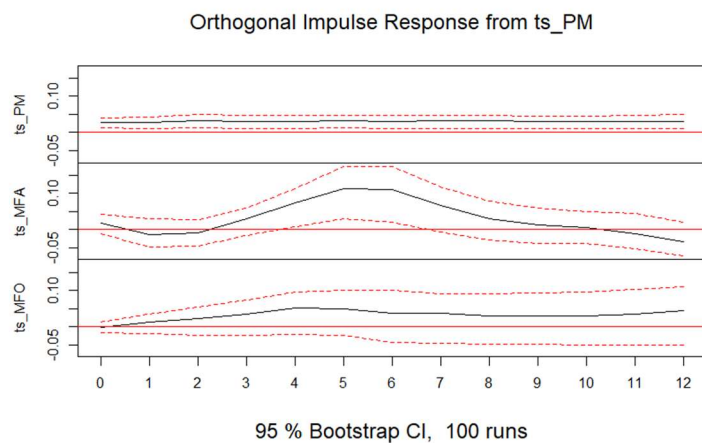
```
Model 1: d_ts_MFO ~ Lags(d_ts_MFO, 1:7) + Lags(d_ts_MFA, 1:7)
Model 2: d_ts_MFO ~ Lags(d_ts_MFO, 1:7)
      Res.Df Df    F      Pr(>F)
1      109
2      116 -7  0.3514 0.928
```

Granger causality test

```
Model 1: d_ts_MFA ~ Lags(d_ts_MFA, 1:7) + Lags(d_ts_MFO, 1:7)
Model 2: d_ts_MFA ~ Lags(d_ts_MFA, 1:7)
      Res.Df Df    F      Pr(>F)
1      109
2      116 -7  0.7789 0.6063
```

## Anexo BA

### Função Impulso Resposta China



## **Anexo BB**

### **Decomposição Variância do Erro de Previsão China**

```
$d_ts_PM
      d_ts_PM    d_ts_MFA    d_ts_MFO
[1,] 1.00000000 0.00000000 0.00000000
[2,] 0.9480227 0.01042893 0.04154840
[3,] 0.7945629 0.16836469 0.03707242
[4,] 0.7913151 0.17131727 0.03736759
[5,] 0.7730110 0.18959554 0.03739349
[6,] 0.7668214 0.19405322 0.03912535
[7,] 0.7644795 0.19400423 0.04151630
[8,] 0.7621462 0.19347679 0.04437701

$d_ts_MFA
      d_ts_PM    d_ts_MFA    d_ts_MFO
[1,] 0.004829383 0.9951706 0.000000000
[2,] 0.055624956 0.9431639 0.001211096
[3,] 0.056000621 0.9396519 0.004347514
[4,] 0.119514634 0.8648629 0.015622498
[5,] 0.186382893 0.7856623 0.027954766
[6,] 0.223906432 0.7456434 0.030450120
[7,] 0.221235972 0.7488656 0.029898451
[8,] 0.290832545 0.6817584 0.027409039

$d_ts_MFO
      d_ts_PM    d_ts_MFA    d_ts_MFO
[1,] 2.263336e-05 0.03560439 0.9643730
[2,] 1.990065e-02 0.03614698 0.9439524
[3,] 3.002595e-02 0.03467388 0.9353002
[4,] 3.833129e-02 0.04327774 0.9183910
[5,] 5.103908e-02 0.04771445 0.9012465
[6,] 5.055050e-02 0.05726590 0.8921836
[7,] 5.892415e-02 0.05753923 0.8835366
[8,] 6.753096e-02 0.05881325 0.8736558
```