

**UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO DE JANEIRO (UFRJ)
CURSO DE GRADUAÇÃO EM CIÊNCIAS ECONÔMICAS**

FELIPE DE PAIVA RODAS BASPINO ARIAS

**“CHOQUE DE 2002 NO INVESTIMENTO PRIVADO E O AJUSTE FISCAL DE
2003”**

RIO DE JANEIRO

2021

**UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO DE JANEIRO (UFRJ)
CURSO DE GRADUAÇÃO EM CIÊNCIAS ECONÔMICAS**

FELIPE DE PAIVA RODAS BASPINO ARIAS

**“CHOQUE DE 2002 NO INVESTIMENTO PRIVADO E O AJUSTE FISCAL DE
2003”**

Trabalho de Conclusão de Curso apresentado ao Instituto de Economia da Universidade Federal do Rio de Janeiro como exigência para obtenção do título de Bacharel Em Ciências Econômicas.

Orientador: Professor Dr. Antonio Luis Licha

RIO DE JANEIRO

2021

CIP - Catalogação na Publicação

D? DE PAIVA RODAS BASPINO ARIAS, FELIPE
"CHOQUE DE 2002 NO INVESTIMENTO PRIVADO E O
AJUSTE FISCAL DE 2003" / FELIPE DE PAIVA RODAS
BASPINO ARIAS. -- Rio de Janeiro, 2021.
40 f.

Orientador: Antonio Luis Licha.
Trabalho de conclusão de curso (graduação) -
Universidade Federal do Rio de Janeiro, Instituto
de Economia, Bacharel em Ciências Econômicas, 2021.

1. Incerteza. 2. Economia brasileira. 3. Ajuste
fiscal. 4. Prêmio de risco. 5. Vector
Autoregression. I. Licha, Antonio Luis, orient. II.
Título.

Elaborado pelo Sistema de Geração Automática da UFRJ com os dados fornecidos
pelo(a) autor(a), sob a responsabilidade de Miguel Romeu Amorim Neto - CRB-7/6283.

FELIPE DE PAIVA RODAS BASPINO ARIAS

“CHOQUE DE 2002 NO INVESTIMENTO PRIVADO E O AJUSTE FISCAL DE 2003”

Trabalho de conclusão de curso apresentado ao Instituto de Economia da Universidade Federal do Rio de Janeiro, como requisito para a obtenção do título de Bacharel em Ciências Econômicas.

Rio de Janeiro, 8/2/2021.

ANTONIO LUIS LICHA

Professor Dr. do Instituto de Economia da UFRJ

MARGARIDA MARIA GOMES PEREIRA SARMIENTO GUTIERREZ

Professora Dra. do Instituto Coppead de Administração da UFRJ

SUSAN SCHOMMER

Professora Dra. do Instituto de Economia da UFRJ

AGRADECIMENTOS

Meu nome é o que assinará o trabalho, mas sempre foi uma obra de diversas mãos. Aos meus pais, Isabela e Marco, por todos os valores incumbidos e pela dedicação ao longo dos anos, tenho somente a agradecer.

Aos meus avós pelo exemplo de vida e carinho.

À minha irmã, Laura, pelo companheirismo e ajuda.

Aos meus amigos Aline Araujo, Allan Blanco, Antonia Jaeger, Breno Aroeira, Gabriel Costa, Gabriel Chianca, Gustavo Costa, Isadora Bonitz, Luiz Madoreira, Matheus Silva, Nathan Jardim e Rafael Neves por todo apoio e amizade durante estes 4 anos e meio.

Ao IE-UFRJ pela experiência de vida.

RESUMO

Este trabalho procura apresentar o cenário macroeconômico no qual o ajuste fiscal de 2003 foi implementado, modelando o impacto da incerteza gerado durante a eleição em uma proxy da formação bruta de capital fixo (FBCF) do setor privado de acordo com Bloom (2009). As conclusões indicam que estas medidas não foram substanciais, porém serviram um papel relevante como parte de um pacote mainstream, que sinalizou que a nova gestão não romperia com o tripé macroeconômico ou decretaria moratória da dívida, reduzindo consideravelmente a incerteza e o prêmio de risco de ativos brasileiros. O modelo econométrico desenvolvido aponta que em um cenário de incerteza alto, classificado como o percentil 95% da volatilidade mensal do Ibovespa, há uma queda de -0.5% PIB a -0.7% PIB em 3 trimestres, sendo neutralizado em 6 trimestres e zerado cumulativamente em 5 trimestres. Porém, foi encontrada autocorrelação em todas as versões do modelo, o que indica que há espaço para melhora na identificação de variáveis.

Palavras-chave: Incerteza. Economia brasileira. Ajuste fiscal. Prêmio de risco. *Vector Autoregression*.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1: Estresse nos ativos brasileiros entre 2002 e 2003	8
Figura 2: Vulnerabilidade externa do Brasil contra pares emergentes	10
Figura 3: Comparação do crescimento após crises cambiais no final da década de 90 e no início da década de 2000	13
Figura 4: Volatilidade mensal anualizada do índice de ações S&P 500	14
Figura 5: Dummy de incerteza	16
Figura 6: Investimento privado como %PIB	17
Figura 7: Investimento privado a preços constantes de 1995	17
Figura 8: Resposta ao impulso da 1ª versão do modelo	19
Figura 9: Resposta ao impulso da 4ª versão do modelo	20
Figura 10: Impulso resposta cumulativo de choque de incerteza no FBCF privado (%PIB)	21

SUMÁRIO

INTRODUÇÃO	6
1. ANÁLISE DO PERÍODO E DAS MEDIDAS IMPLEMENTADAS	8
1.1 Contexto macroeconômico	8
1.2 Medidas implementadas	11
2. ESTIMAÇÃO DO MODELO	14
2.1 Método	14
2.2 Análise inicial das variáveis	16
2.3 Resultados do modelo	19
3. ANÁLISE DOS RESULTADOS E CONCLUSÕES	21
REFERÊNCIAS	23
ANEXO I – GRÁFICOS DE SÉRIES TEMPORAIS	25
ANEXO II – TESTES ADF DAS SÉRIES EM NÍVEL	32
ANEXO III – TESTES ADF DAS SÉRIES PÓS-TRATAMENTO	33
ANEXO IV – TESTES PORTMANTEAU DE AUTOCORRELAÇÃO	34
ANEXO V – GRÁFICOS DE RESPOSTA AO IMPULSO	36

INTRODUÇÃO

Pretendo realizar uma análise geral do contexto em que o ajuste fiscal de 2003 foi implementado, detalhando suas medidas e modelando o impacto da incerteza gerado durante a eleição em uma proxy da formação bruta de capital fixo (FBCF) do setor privado, um indicador que julgo ser mais sensível à incerteza dada a importância da confiança na decisão de investimento. Para tal, adaptarei a metodologia desenvolvida por Bloom (2009) para estimar o impacto da incerteza decorrente das eleições de 2002.

No primeiro capítulo, apresento o contexto macroeconômico durante as eleições de 2002, detalhando seu impacto em variáveis econômicas e implicações políticas de sua incerteza gerada. Após esta elucidação, explico as medidas tomadas no contexto do ajuste fiscal de 2003, concluindo que seu impacto foi mais relevante no sentido de sinalizar um compromisso da nova administração com o modelo vigente na gestão anterior, como parte de um pacote que incluiu nomeações de economistas mainstream para os principais cargos do Ministério da Fazenda, Banco Central e Ministério do Planejamento, assim reduzindo a elevada incerteza e prêmios de riscos até então vigentes.

A fim de averiguar o impacto da incerteza gerada durante as eleições, modelo um Vetor Autoregressivo (VAR) de acordo com a abordagem apresentada em Bloom (2009) para analisar o impacto da incerteza como um choque de segunda ordem.

Por fim, concluo com uma análise dos resultados da estimação e do ajuste fiscal de 2003.

Inicialmente, pretendia adaptar para países emergentes a metodologia desenvolvida em Alesina (2019) para analisar o impacto de políticas de ajuste fiscal sobre o produto em um prazo de 5 anos para países da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE) entre 1980 e 2014. Para tal, Alesina e Favero destringem as medidas de cada ajuste fiscal entre as políticas baseadas em cortes de gastos e as focadas em elevações de tributos, de acordo com seu impacto em cada ano. Como conclusão, os autores encontram, via um VAR estrutural, que em um período de 5 anos medidas baseadas em cortes de gastos são consideravelmente menos contracionistas do que as centradas em elevações de tributos, via principalmente o canal da confiança.

Iniciando esta análise dos ajustes fiscais em países emergentes de acordo, incluí na minha cesta os programas que se encaixassem na condição de identificação de narrativa explicitada por Alesina (2019) e introduzida por Romer (2010), na qual seriam selecionados apenas os ajustes

exógenos ao ciclo de negócios, definidos como os motivados pelo objetivo de elevar o crescimento de longo prazo ou de reduzir um déficit fiscal perene. Contudo, ao tentar quantificar estas medidas, encontrei que os ajustes fiscais de países emergentes são de maior dificuldade na modelagem dada a execução muitas vezes incompletas dos planos, a complexidade das reformas implementadas em comparação as dos países da OCDE e o baixo número de planos transparentes.

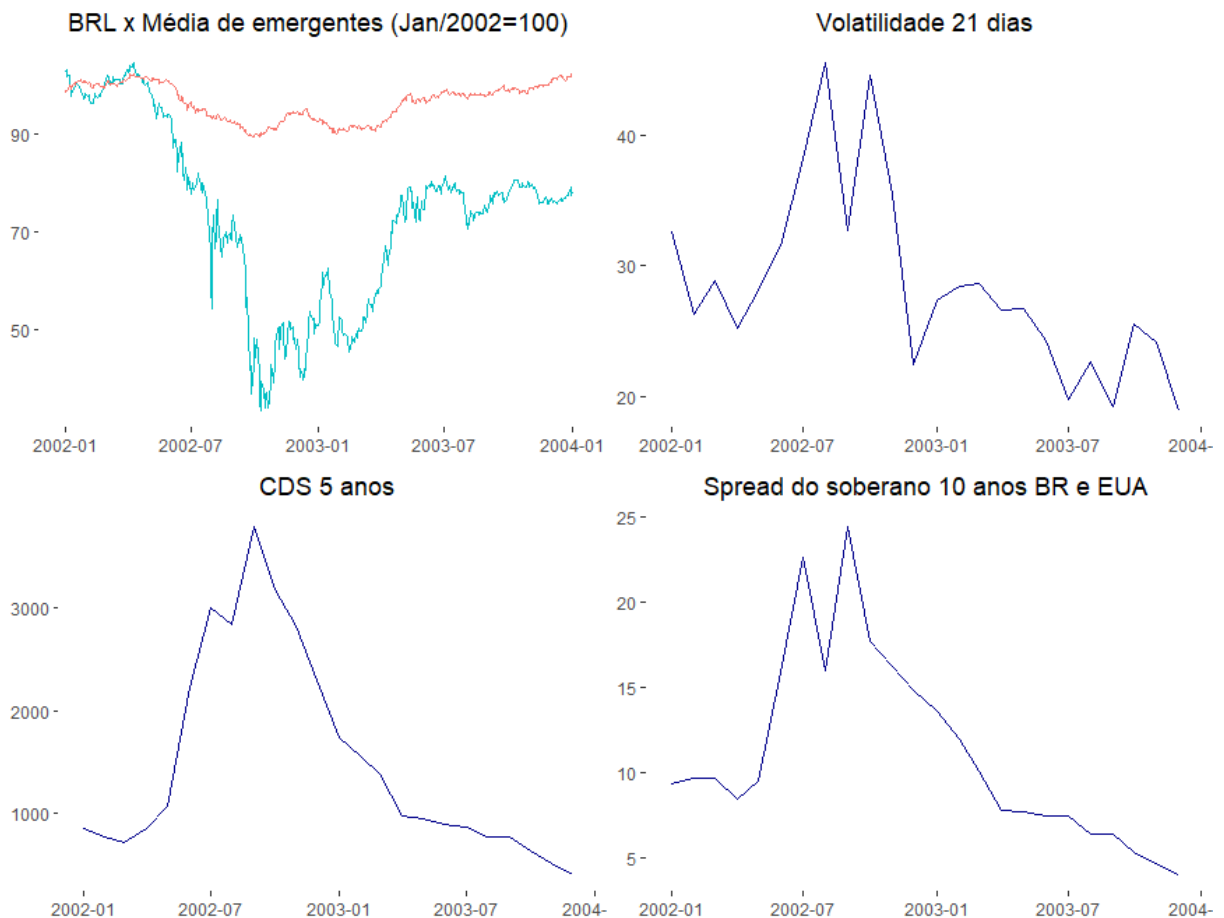
Assim, decidi focar em um único ajuste fiscal, o de 2003, encontrando que as medidas implementadas não foram as dominantes na recuperação, mas sim sua sinalização como parte de um pacote, que também incluiu a nomeação de economistas mainstream para os principais cargos de política econômica do Executivo, a manutenção da diretoria do BCB e a continuação das metas de superávit primário que, em conjunto, contribuíram para reduzir a incerteza, assim melhorando as condições macroeconômicas.

I. ANÁLISE DO PERÍODO E DAS MEDIDAS IMPLEMENTADAS

1.1 Contexto macroeconômico

Após o conturbado 2º mandato do presidente Fernando Henrique Cardoso, marcado por um baixo crescimento decorrente em parte de diversos choques como o contágio das crises em países emergentes, o racionamento de energia elétrica de 2001, os ataques de 11/set, seu partido, o Partido da Social Democracia Brasileira (PSDB), entra enfraquecido nas eleições de 2002 contra o candidato do Partido dos Trabalhadores (PT), Luiz Inácio Lula da Silva, representante de um contingente mais à esquerda da sociedade. Diante do crescimento deste último nas pesquisas intenção de votos, os mercados começam a precificar uma eleição de Lula nos ativos, com uma forte depreciação do Real contra uma média de pares emergentes (África do Sul, Chile, Colômbia, México, Rússia e Turquia), um aumento da volatilidade no índice Ibovespa, uma abertura na taxa do Credit Default Swap (CDS) soberano de 5 anos e uma alta no prêmio de títulos soberanos de duration mais longo.

Figura 1: Estresse nos ativos brasileiros entre 2002 e 2003:

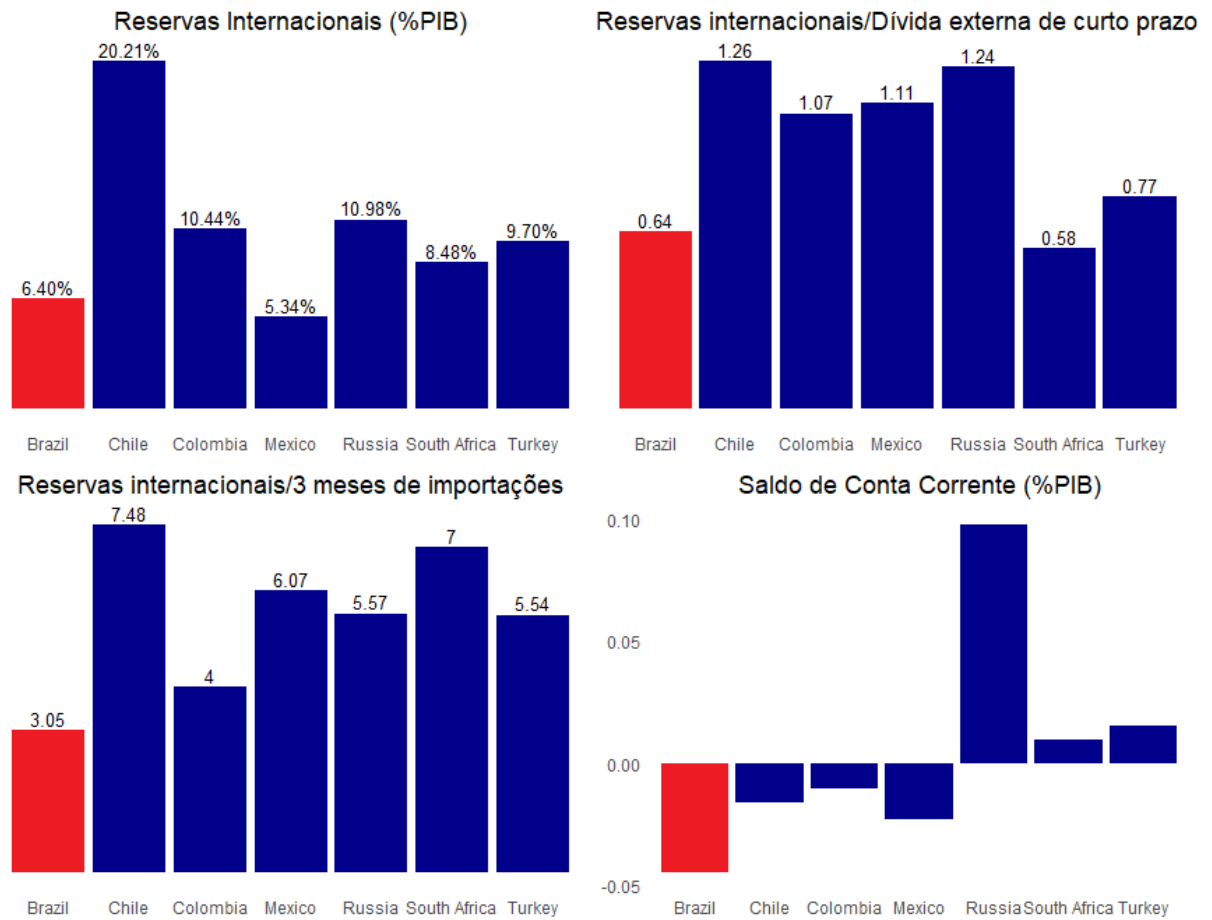


Fonte: Bloomberg

Tal resposta é fruto principalmente de uma preocupação com as medidas que um possível governo petista poderia implementar, uma vez que políticos proeminentes e economistas ligados ao partido já defenderam medidas mal vistas pelos mercados, como na disputa presidencial de 1989, quando levantaram medidas como a “moratória da dívida externa, o alongamento unilateral da dívida interna e a intervenção sobre aplicações financeiras de curto prazo” (TRAUMANN, 2018).

“Em 1994, o partido votou contra o Plano Real. Seu programa eleitoral, defendia a renegociação da dívida externa “sem aceitar as condições do FMI” e a recomposição das perdas salariais do Plano Real. Em 1998, o PT prometeu rever privatizações e, internamente, estudava a centralização de câmbio e o controle de capitais. Votou contra a Lei de Responsabilidade Fiscal, a mais importante legislação fiscal desde a Constituinte, e foi ao STF por considerar a lei “incompatível com a responsabilidade social”.” (TRAUMANN, 2018)

Dado o cenário recente de turbulências entre países emergentes, a relevante vulnerabilidade externa do país e um início de década de baixo crescimento, os ativos passaram a refletir grande incerteza e a embutir elevados prêmios de risco. É verdade que o Partido dos Trabalhadores fez esforços para se aproximar de representantes do setor real e dos mercados como, por exemplo, a nomeação do senador e ex-presidente da Federação das Indústrias do Estado de Minas Gerais (FIEMG) José Alencar para vice-presidente em 2001, mas a retórica da campanha continuava sinalizando uma ruptura com o regime vigente: “[...]nosso programa de governo para o Brasil, de caráter democrático e popular, representará a ruptura com o atual modelo econômico”. (TRAUMANN, 2018)

Figura 2: Vulnerabilidade externa do Brasil contra pares emergentes

Fonte: FMI e Agências locais

Como lembra Giambiagi (2010), apesar da tentativa de apaziguamento com a “Carta ao povo brasileiro”, publicada em junho de 2002, na qual o presidente defende “um novo contrato social, capaz de assegurar o crescimento com estabilidade” e “preservar o superávit primário o quanto for necessário para impedir que a dívida interna aumente e destrua a confiança na capacidade do governo de honrar os seus compromissos”, os mercados não se convenceram, seguindo estressados até a virada do ano.

Desta maneira, Lula entra em seu 1ª ano de governo com uma crise de credibilidade, com o IPCA em 14.5% a.a., um IGP-M de 27.8% a.a., câmbio em seu nível mais depreciado desde o Plano Real e uma dívida líquida do governo geral em 60% do PIB — crescente monotonamente há 8 anos. Além disso, tínhamos poucos 30 bi de reservas internacionais, das quais 55% eram fruto de um empréstimo junto ao Fundo Monetário Internacional (FMI).

Após a vitória petista no 2ª turno em outubro, a incerteza se manteve alta, com a nova administração não anunciando sua equipe econômica até janeiro de 2003.

Torna-se claro que a nova administração Lula precisaria de credibilidade perante aos mercados para ter qualquer governabilidade, tanto economicamente quanto politicamente, apesar de críticas de alas heterodoxas do partido e de sua cúpula (TRAUMANN, 2018).

Para tal, o Executivo entrante decide nomear Antonio Palocci, ao invés do mal quisto pelo mercado Aloizio Mercadante. A melhora de tom se inicia com o contato maior entre o governo entrante e com representantes do mercado financeiro e do setor real, (DIEGUEZ, 2008), em especial via o futuro ministro Antonio Palocci, considerado mais moderado após sua gestão de Ribeirão Preto. Além disso, contribuem a nomeação de economistas mainstream para cargos relevantes, como Henrique Meirelles na presidência do Banco Central, Joaquim Levy na secretaria do Tesouro Nacional e Marcos Lisboa na secretaria de Política Econômica, além da manutenção dos sete diretores do Banco Central indicados pela gestão anterior.

Por influência de Palocci, Lula também convidou para o Ministério do Desenvolvimento o presidente do Conselho de Administração da Sadia, Luiz Fernando Furlan, e para o Ministério da Agricultura o produtor rural Roberto Rodrigues.

1.2 Medidas Implementadas

Entre as medidas do ajuste fiscal de 2003, podemos citar: (i) Não reajustar salários de servidores públicos após a forte inflação de 2002, representando um corte real nesta despesa (ii) uma reforma previdenciária tímida (iii) reforma tributária pouco abrangente (iv) A chamada “autonomia operacional” do Banco Central.

Reforma da previdência: Mais representativa, foi a principal reforma em termos fiscais, a proposta de emenda à Constituição 40/2003, que se transforma na Emenda Constitucional 41, de 2003, atuou principalmente sobre a previdência dos servidores públicos federais via: (i) imposição do teto do Instituto Nacional do Seguro Social (INSS) sobre as aposentadorias de novos entrantes no regime próprio de previdência dos servidores (RPPS) (ii) elevação da idade mínima de aposentadoria dos servidores federais em 7 anos (iii) início da contribuição previdenciária sobre salários de inativos que ultrapassasse o teto do INSS (Amaro, 2011).. Segundo estimativas do Tesouro Nacional em 2003, o impacto fiscal seria de R\$ 56 bi em 30 anos (cerca de 3.7% PIB do ano), contudo sua principal medida, o teto do RPPS, não foi

implementada efetivada por ausência de regulamentação legal e uma judicialização do tema. (GIAMBIAGI, 2010)

Reforma tributária: Como mostra Dall'acqua (2005), a proposta acabou desfigurada no plenário, adiando os trechos acerca da unificação do Imposto sobre Circulação de Mercadorias e Serviços (ICMS) - o que levaria ao fim da guerra fiscal - e da implementação de um imposto sobre valor agregado, medidas que reduziriam significativamente a complexidade tributária brasileira, mas que não foram retomadas no restante da gestão Lula I e Lula II. Em sua versão final de dezembro de 2003, não gera impacto fiscal relevante além da manutenção da Contribuição Provisória sobre Movimentação Financeira (CPMF) em 0.38% e da Desvinculação de Receitas da União (DRU) por 4 anos, algo já plenamente esperado, apenas ajustando a distribuição dos tributos entre a União e municípios (Elevação do Fundo de Participação dos Municípios (FPM) em R\$ 6 bi, partilha da Contribuições de Intervenção no Domínio Econômico sobre combustíveis (CIDE) com estados e municípios, liberdade na definição do imposto territorial rural), mas de maneira neutra para a carga tributária.

Juntando os impactos líquidos destas reformas, embora tenham proporcionados certos avanços institucionais e de sustentabilidade fiscal, não foram substanciais, não justificando por si só a queda do risco país de 1400 pontos para 400 pontos em 2003. Também não se destacam se comparadas com as implementadas no governo anterior, que elevou sensivelmente a carga tributária, de 27% PIB para 33% PIB. Além disso, não houve mudança relevante nos estados e municípios, cujo agregado manteve o nível de superávit visto nos 3 anos anteriores de acordo com os tratados de renegociação de dívida assinados na gestão anterior.

Desta maneira, é necessário ver o ajuste fiscal de 2003 não somente pelas suas reformas, mas como parte de um pacote para sinalizar um compromisso da gestão petista com a sustentabilidade das contas públicas, das metas de inflação e do câmbio flutuante, dos quais também fizeram parte o superávit primário em 4.5% e uma autonomia operacional para o Banco Central (BCB, 2019).

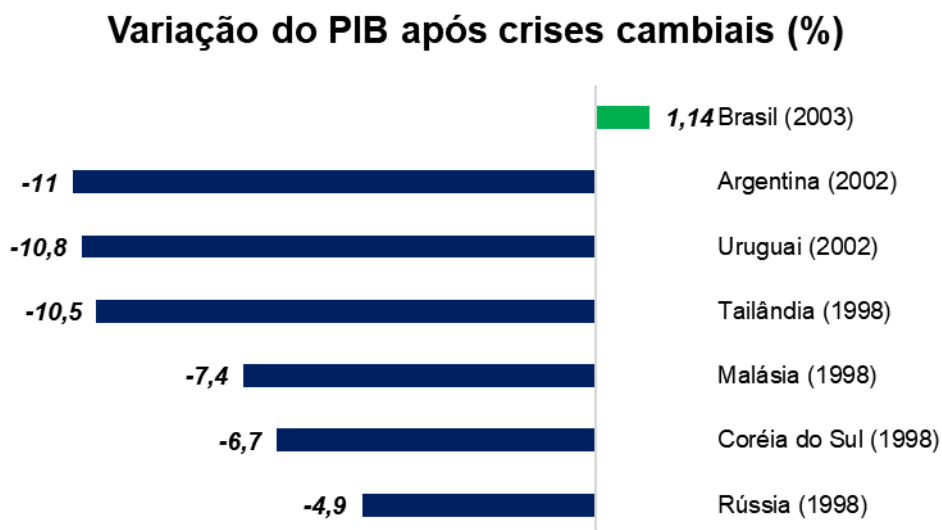
Ao retirar o risco de cauda de uma possível moratória da dívida, mantendo o arcabouço institucional implementado durante a gestão anterior, os ativos brasileiros puderam se beneficiar do início de uma melhora do setor externo, já refletida em outros pares emergentes,

como a África do Sul, Rússia e Colômbia, decorrente de uma alta incipiente do preço de commodities e de uma postura monetária mais estimulativa pelo Federal Reserve (FED).

Para ilustrar a relevância da retirada deste risco, vale lembrar o contexto de crises econômicas recentes, como a de 2002 na Argentina e a de 1998 na Rússia, que contribuíam para um sentimento desfavorável com ativos emergentes. Caso o governo iniciasse sua agenda com políticas mal vistas pelo mercado, poderia acabar gerando um efeito de cascata, com pioras de ativos se retroalimentando até chegar a um ponto em que uma moratória ou um acordo com o FMI sejam a escolha ótima. Isto é algo levantado em Rossi (2002) por George Soros, gestor do fundo Quantum, muito influente nos mercados emergentes: “por uma questão de profecia que se autocumpra, os mercados acham que Lula dará o calote quando assumir e já começaram a se prevenir, apostando contra o Brasil [...] Se Lula de fato vencer, assumirá com uma situação financeira tão dramática que não lhe restará alternativa a não ser dar o calote que o mercado antecipava que ele daria. [...] Em circunstâncias distintas, foi o que ocorreu na Argentina. Ou seja, não foi um calote ideológico ou voluntarioso, mas uma imposição das circunstâncias”.

Desta maneira, a melhora externa, somada a um ajuste de uma crise de confiança mais harmonioso do que as crises de balanço de pagamento dos anos anteriores, acabou permitindo uma retomada mais acelerada do PIB contra as crises cambiais da década de 90 e início da década de 2000.

Figura 3: Comparação do crescimento após crises cambiais no final da década de 90 e no início da década de 2000



Fonte: RTI BCB

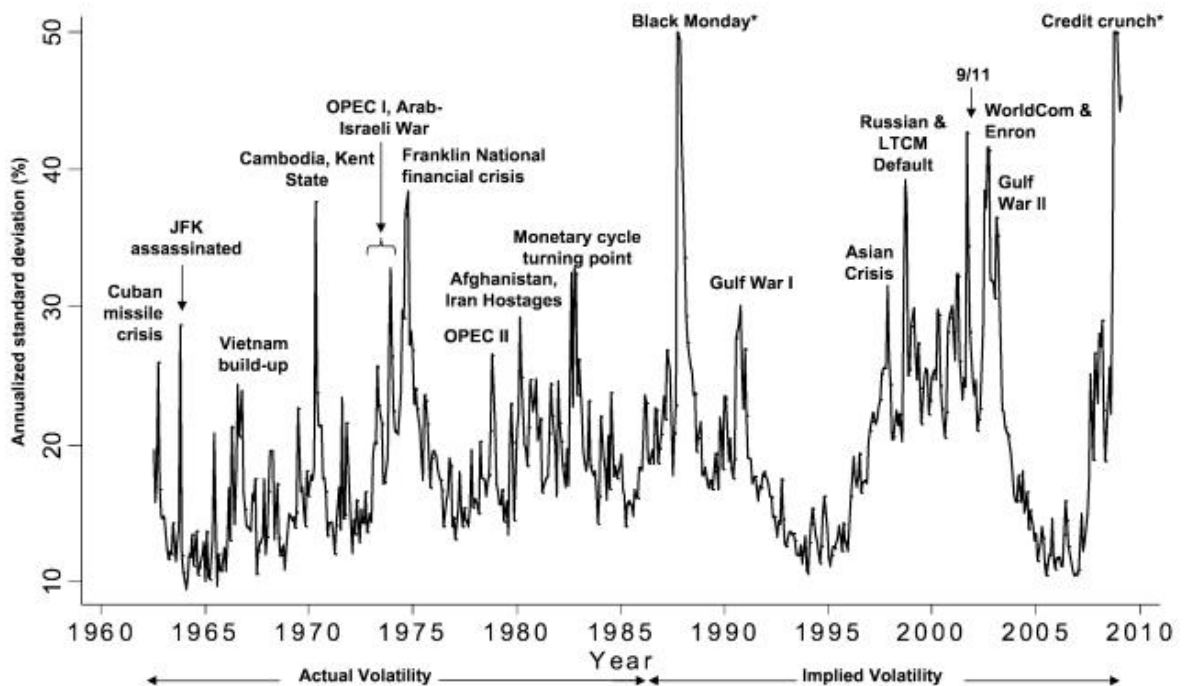
II. ESTIMAÇÃO DO MODELO

2.1 Método

Para estimar o impacto da incerteza gerada durante as eleições de 2002, adapta-se a abordagem de Bloom (2009), na qual o autor apresenta uma metodologia para analisar o impacto de eventos que geraram choques de incerteza na economia americana, partindo de um modelo micro fundamentado de firmas para um modelo macroeconômico, do qual faremos uso.

Bloom trata a incerteza como um choque de segunda ordem: primeiro, um choque acontece, afetando as variáveis reais, mas também gerando, em um segundo momento, incerteza entre os agentes, que por sua vez também afetará as variáveis econômicas.

Figura 4: Volatilidade mensal anualizada do índice de ações S&P 500



Para tal, ele utiliza como proxy uma dummy da volatilidade mensal anualizada do índice de ações S&P 500, tomando o valor 1 para os meses no percentil 95% de volatilidade (1.65 desvios padrões acima da média) e o valor 0 para os restantes. Bloom escolhe esta medida por: (i) ser uma medida altamente correlacionada com outras medidas de incerteza e (ii) “Including the stock-market levels as the first variable in the VAR ensures the impact of stockmarket levels is already controlled for when looking at the impact of volatility shocks”.

Uma vez criada esta dummy, ele estima um modelo de Vetores Autoregressivos (VAR) multivariado com a seguinte ordem de estimação: $\log(\text{nível do S\&P500})$, a proxy de incerteza

descrita no parágrafo acima, o Federal Funds Rate, log (average hourly earnings), log (inflação do consumidor), horas trabalhadas, log (emprego) e log (indicador de atividade). Ele escolhe tal ordem ao assumir que, primeiro os choques afetam o mercado acionário (nível do S&P 500 e a proxy de incerteza), depois os preços (Federal Funds Rate, average hourly earnings e inflação do consumidor) e, por fim, as quantidades (horas trabalhadas, emprego e indicador de atividade).

Esta família de modelos é amplamente utilizada em estimações de séries temporais pois, além de permitir múltiplas variáveis endógenas com defasagem, assim como o VECM, ele nos proporciona com uma maneira de calcular o impacto em vários períodos de choques de uma variável em outra variável, o que iremos representar via gráficos de resposta ao impulso. (BUENO, 2015)

Vale lembrar que VARs comportam somente variáveis estacionárias, então o Teste de Dickey-Fuller aumentado (ADF) foi aplicado nas séries escolhidas.

Nesta estimativa para o caso brasileiro, a volatilidade mensal anualizada do índice de ações S&P 500 foi substituída pela volatilidade do índice Ibovespa em 21 dias úteis na proxy de incerteza. Esta dummy também toma o valor 1 para os meses no percentil 95% de volatilidade e o valor 0 para os restantes.

O VAR foi estimado de acordo com a ordem proposta pelo autor, com o choque primeiro afetando o Ibovespa, posteriormente, os preços da economia (Taxa de juro real ex-ante e Custo unitário do trabalho) são abalados pela incerteza e, finalmente, as variáveis reais de quantidade (Índice de Atividade Econômica do Banco Central do Brasil, Nível de Utilização da Capacidade da Indústria e Investimento privado) respondem às mudanças proporcionadas pelos preços.

As observações foram trimestralizadas e se estendem do primeiro trimestre de 2002 até o quarto trimestre de 2020. Para determinar o lag, foi aplicado o método Critério Bayesiano de Schwarz (BIC) para chegar no lag de 4.

O indicador de investimento privado foi calculado a partir de uma metodologia utilizada por dos Santos (2009): fazer uso da Formação Bruta de Capital Fixo subtraída pela linha de investimento público do Boletim de Estatísticas Fiscais do Governo Geral (STN).

Quanto ao tratamento dos dados, utilizamos as séries em log, seguido por um filtro Hodrick-Prescott, a fim de eliminar a tendência, com exceção da dummy de incerteza. Os resultados abaixo foram gerados pelo software RStudio.

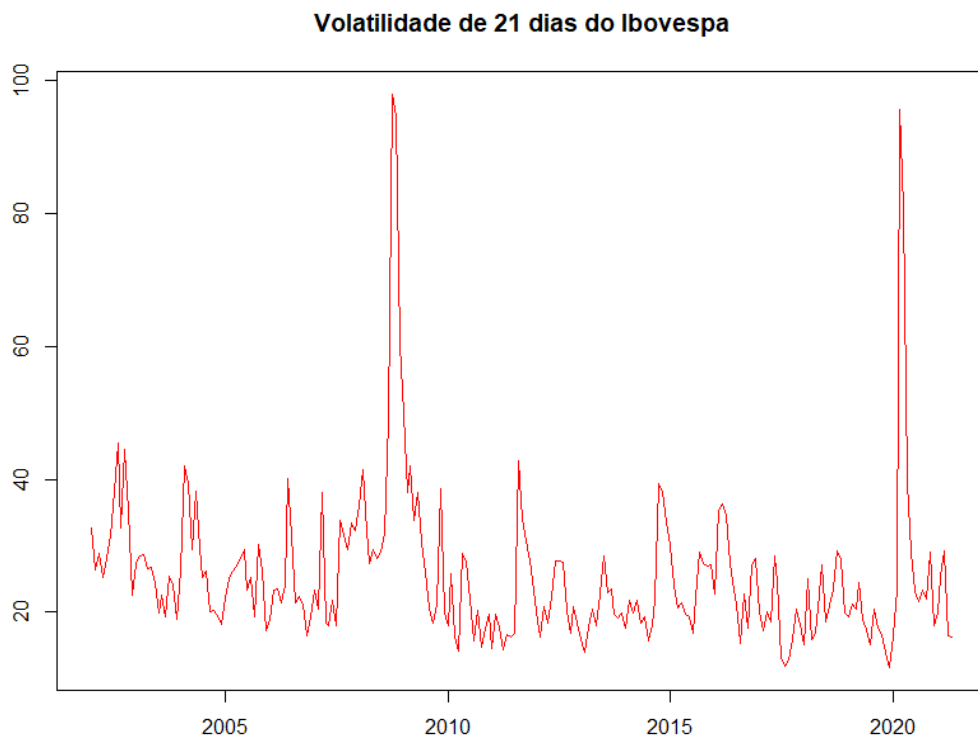
2.2 Análise inicial das variáveis

Volatilidade 21 dias Ibovespa:

Mensuração de incerteza calculada a partir do desvio padrão diário em uma escala logarítmica histórica de mudanças de preços dos últimos 21 dias. A série é estacionária (Anexo II) e foi coletada pelo Terminal Bloomberg.

É utilizada no modelo como variável dummy, tomando o valor 1 quando seu valor ultrapassa um valor limite de 44. Desta forma, é possível filtrar choques de incerteza que de fato são relevantes o suficiente para impactar as variáveis reais como a eleição de Lula em 2002 e a pandemia do COVID-19.

Figura 5: Dummy de incerteza



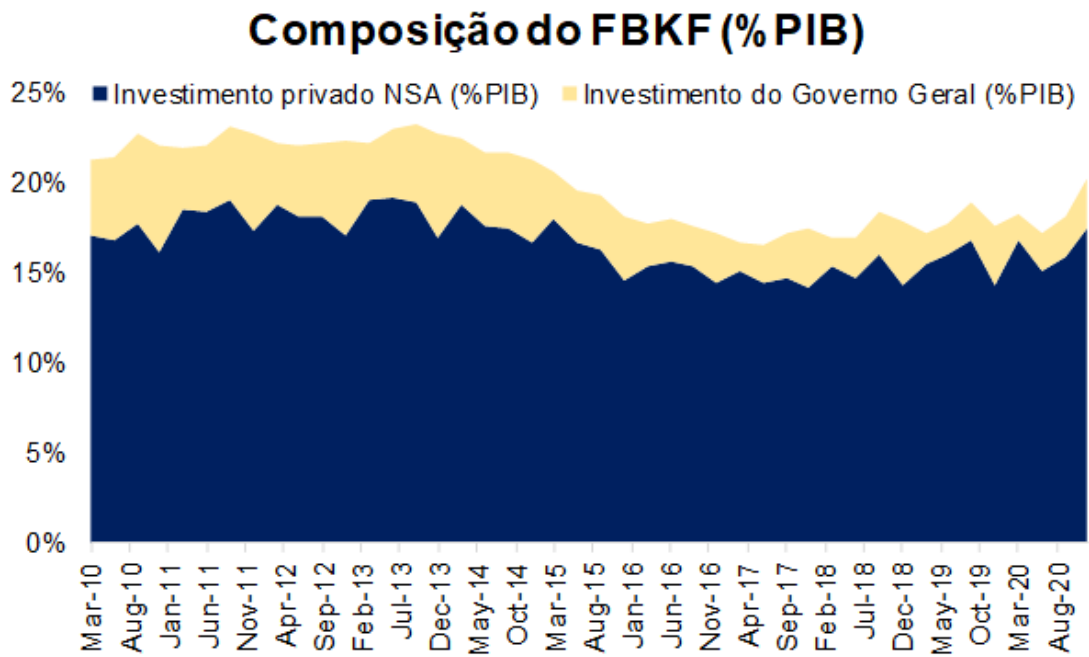
Investimento privado (%PIB):

O investimento privado foi elaborado a partir da subtração do FBCF pelo investimento público. O FBCF foi coletado do Sistema de Contas Nacionais Trimestrais do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e o investimento público foi calculado a partir do Boletim de

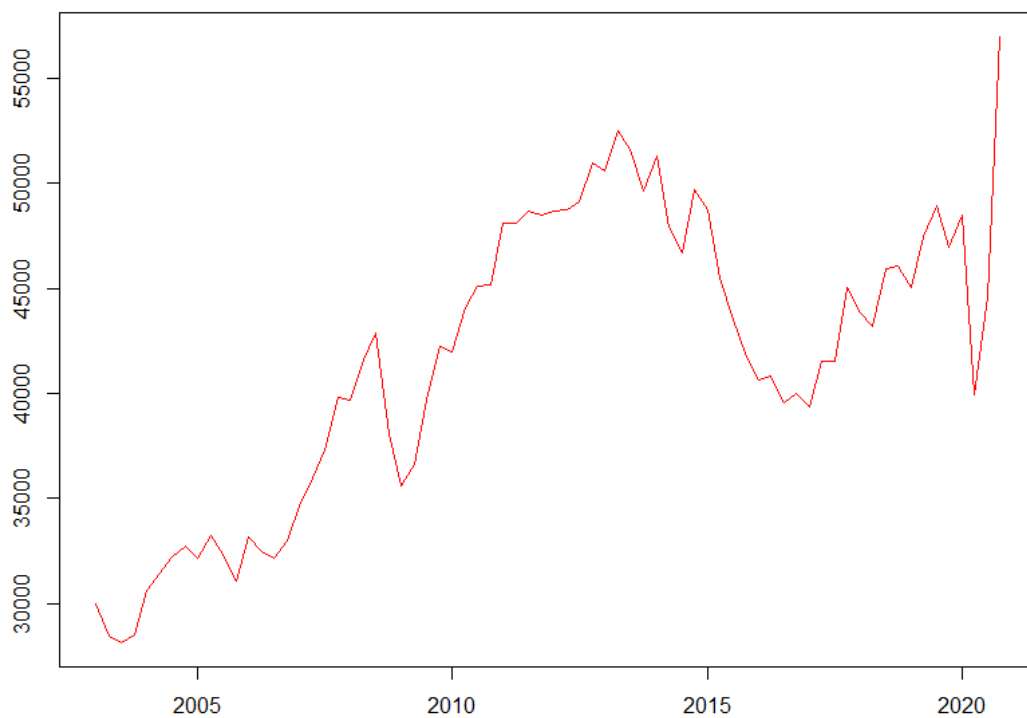
Estatísticas Fiscais do Governo Geral (STN). Posteriormente a série foi dessazonalizada com o método X-13-ARIMA-SEATS.

A série é estacionária em nível (Anexo II) para um intervalo de confiança de 5%.

Figuras 6 e 7: Investimento privado como % PIB e a preços constantes de 1995



Investimento privado s.a. (Preços de 1995)



Juro real ex-ante de 1 ano:

Uma das medidas de preço do modelo, o Juro real ex-ante de 1 ano utilizado é o juro real da Nota do Tesouro Nacional – série B (NTN-B) de 1 ano coletado pelo Terminal Bloomberg. A série é não-estacionária em nível (Anexo II) para um intervalo de confiança de 10%. Após aplicarmos log e um filtro Hodrick–Prescott, a série se torna estacionária para um intervalo de confiança de 10%. (Anexo III)

Custo Unitário do Trabalho (CUT):

Produzido pelo Confederação Nacional da Indústria, o Custo Unitário do Trabalho (CUT) mede o preço do trabalho, ajudando a compreender como o preço da mão de obra é afetado por um choque de incerteza. A variável sobe durante o ciclo das commodities do governo Lula e cai durante a recessão de 2015 e 2016.

A série é não-estacionária em nível (Anexo II) para um intervalo de confiança de 10%. Após aplicar log e um filtro Hodrick–Prescott, a série se torna estacionária para um intervalo de confiança de 10%. (Anexo III)

Nível de Utilização da Capacidade da Indústria (NUCI):

O Nível de Utilização da Capacidade da Indústria (NUCI) diz respeito ao quanto da capacidade industrial está sendo aproveitada para produção e sua série é fornecida pelo Instituto Brasileiro de Economia (IBRE) já com ajuste sazonal. Logo, seu nível está intimamente ligado à forma como as firmas atuam dado um cenário de incerteza; em momentos de maior incerteza e menor demanda o custo oportunidade da ociosidade se torna mais atrativo para as firmas. É por essa razão que se observa quedas bruscas nos anos 2008 e 2020.

A série é não-estacionária em nível (Anexo II). para um intervalo de confiança de 10%. Após aplicarmos log e um filtro Hodrick–Prescott, a série se torna estacionária para um intervalo de confiança de 10%. (Anexo III)

Índice de Atividade Econômica do Banco Central do Brasil (IBC-BR):

Índice de Atividade Econômica do Banco Central do Brasil (IBC-BR) atua como uma proxy mensal para o PIB trimestral e também é fornecida pelo Sistema Gerenciador de Séries Temporais do BCB (SGS) já dessazonalizado. Como esperado, com choques de incerteza, existe uma queda do indicador em eventos de estresse.

A série é não-estacionária (Anexo II) para um intervalo de confiança de 10%. Após aplicarmos log e um filtro Hodrick–Prescott, a série se torna estacionária para um intervalo de confiança de 10%. (Anexo III)

Índice de Commodities Brasil (IC-BR):

O Índice de Commodities do Brasil (IC-BR) agrega as cotações das Commodities em um só índice e a preços em Reais, sendo fornecido pelo SGS do BCB. É uma variável relevante para tratar o boom de commodities em meados dos anos 2000 em uma das variações do modelo.

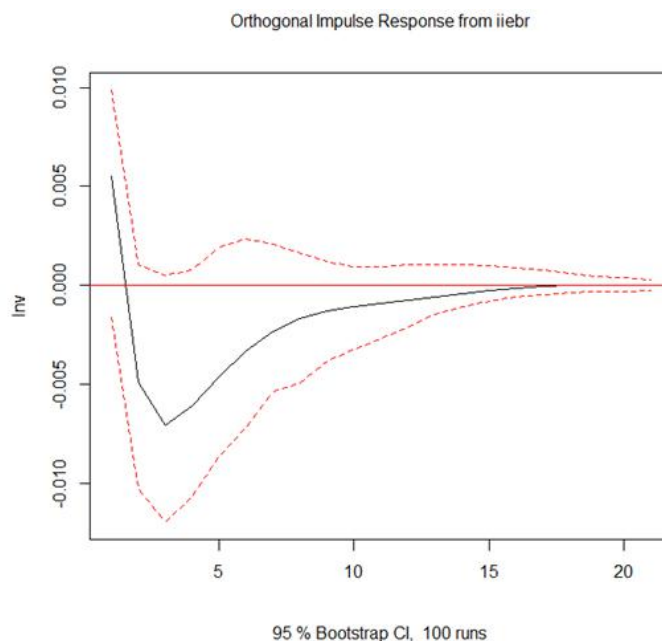
A série é não-estacionária em nível (Anexo II) para um intervalo de confiança de 10%. Após aplicarmos log e um filtro Hodrick–Prescott, a série se torna estacionária para um intervalo de confiança de 10%. (Anexo III)

2.3 Equações estimadas

Foram aplicadas diferentes variações do modelo VAR com 4 lags (via BIC), contudo nos deparamos com autocorrelação em todos eles no teste de Portmanteau. Pelo lado positivo, o modelo não rejeitou a homocedasticidade.

Primeiramente, o modelo foi estimado utilizando as variáveis endógenas Investimento privado como % PIB, Dummy de Incerteza, Taxa de juro real ex-ante de 1 ano, CUT, IBC-BR e NUCL. Embora o gráfico de resposta ao impulso encontrado faça sentido macroeconomicamente, o modelo acabou apresentando autocorrelação em seus resíduos (Anexo V).

Figura 8: Resposta ao impulso da 1ª versão do modelo

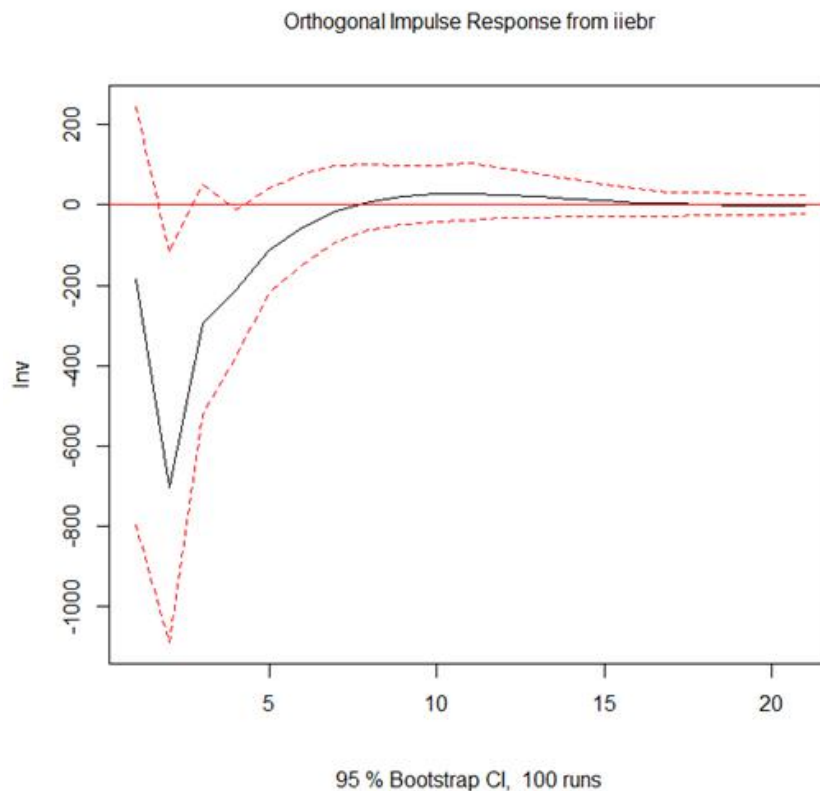


Em **uma segunda versão**, o Investimento privado (%PIB) foi substituído pela sua diferença em valores constantes de 1995 (estacionária para um intervalo de confiança de 5%), sem log e filtro Hodrick–Prescott, contudo ainda encontramos autocorrelação no modelo (Anexo V).

Na **terceira versão**, a diferença do investimento privado foi mantida, mas o IBC-BR foi retirado do VAR por apresentar uma correlação alta com a NUCI após a aplicação do log e do filtro Hodrick–Prescott, contudo ainda encontramos autocorrelação no modelo (Anexo V).

Na **quarta versão**, o Índice de Commodities Brasil (IC-BR) foi adicionado como variável exógena, como realizado por Ferreira (2017), porém ainda nos deparamos com a autocorrelação (Anexo V).

Figura 9: Resposta ao impulso da 4ª versão do modelo

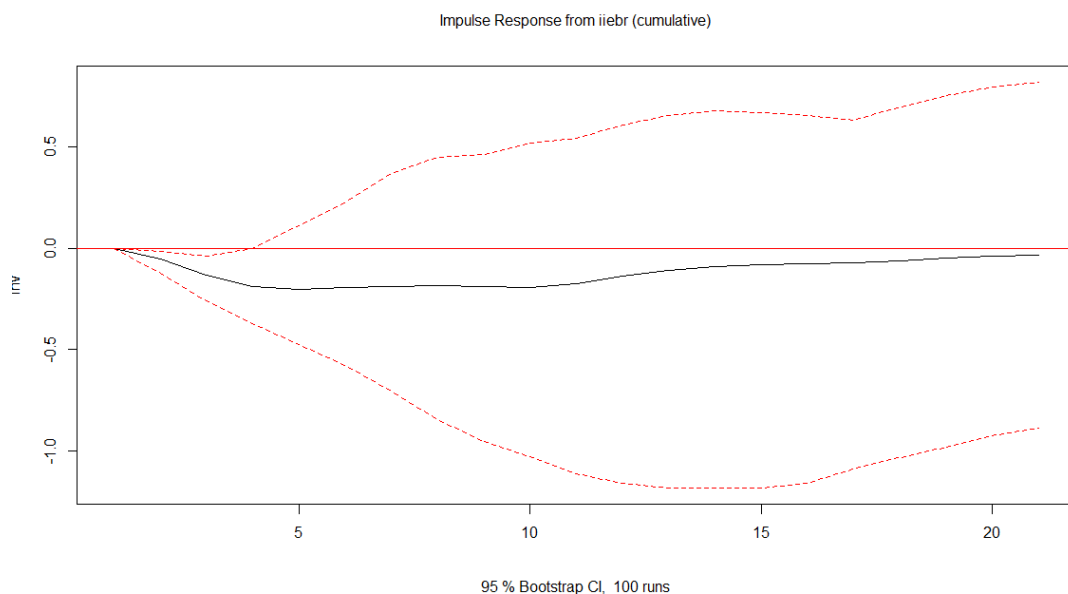


3 ANÁLISE DOS RESULTADOS E CONCLUSÕES

Podemos concluir do contexto analisado e das medidas tomadas que o ajuste fiscal de 2003 foi relevante na sinalização da continuação do tripé macroeconômico e de uma gestão *market friendly* durante o 1^a mandato Lula, assim contribuindo, em conjunto às nomeações de economistas mainstream aos principais cargos de política econômica do Executivo federal, para uma redução da incerteza e do prêmio de risco do país, assim permitindo uma retomada do investimento privado. Porém, analisando as medidas aprovadas, vemos que, além da autonomia operacional do BCB e da manutenção das metas de superávit primário, não foram implementados avanços substanciais, em especial nas reformas tributária e previdenciária, que acabaram sendo fatiadas no Congresso e aprovadas com apenas políticas suplementares, mantendo a alta complexidade tributária e a elevada despesa com o RPPS.

Os resultados fornecidos pelos modelos indicam que um choque de incerteza similar ao de 2002, gera uma perda de investimento privado na escala de 0.5%-0.7% do PIB no prazo de 3 trimestres, de maneira acelerada no início e sendo neutralizada em 6 trimestres, uma dinâmica parecida com a estimada por Bloom (2009). Vale também observar o impacto acumulado da média das 4 versões do modelo, cujo efeito no investimento privado acaba se dissipando em um período de 5 trimestres, quando a banda superior do intervalo de confiança supera o eixo x e o próprio intervalo de confiança se alarga.

Figura 10: Impulso resposta cumulativo de um choque de incerteza no FBCF privado (% PIB)



Entretanto, os modelos desenvolvidos possuem autocorrelação nos resíduos, o que sugere a necessidade de alteração nas variáveis explicativas para solucionar algum problema de especificação. Por outro lado, a ausência de heteroscedasticidade no resíduo implica maior robustez no modelo.

Como proposta de melhoria da estimação, visando eliminar a autocorrelação e trazer maior sensibilidade do investimento privado à incerteza, pode ser benéfico substituir a proxy de investimento privado por uma medida líquida de depreciação ou substituir a variável de incerteza por outras proxies, como feito por Barboza (2019). Casos estas soluções não sejam suficientes, também é possível adicionar uma variável determinística de tendência ao invés de aplicar um filtro Hodrick–Prescott ou, em última instância, utilizar erros HAC (Heteroskedasticity and autocorrelation consistent), embora isto possa gerar outra violação uma vez que a razão da autocorrelação não foi descoberta, podendo ser uma omissão de variáveis ou uma quebra estrutural nas séries escolhidas.

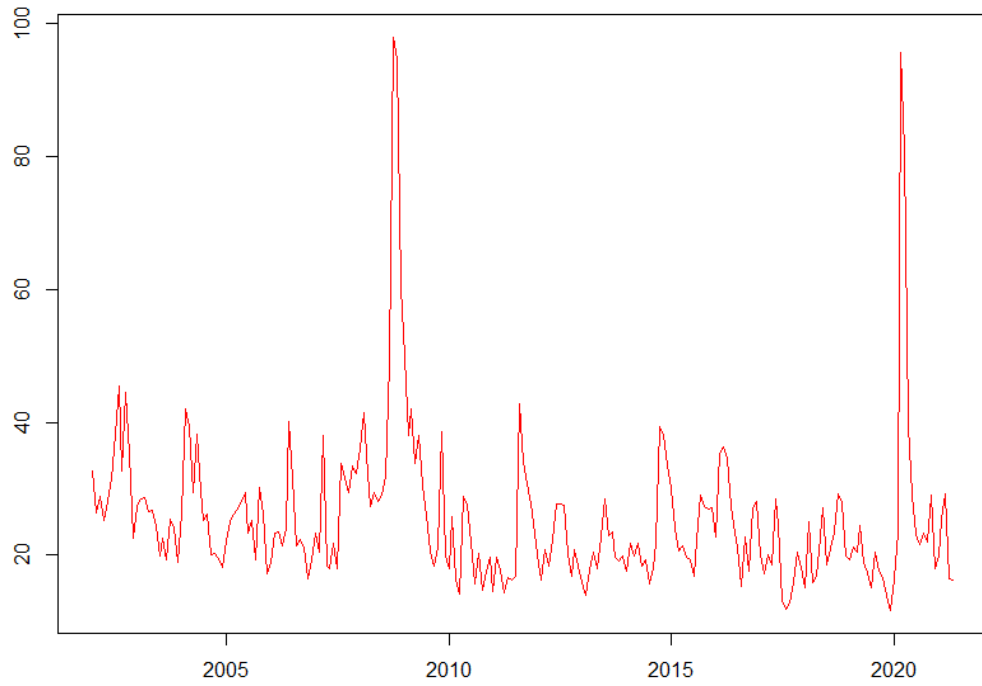
REFERÊNCIAS

- ❖ ALESINA, Alberto & FAVERO, Carlo, 2019. **“Austerity: When It Works and When It Doesn’t”**. Princeton University Press
- ❖ ALESINA, Alberto & ARDAGNA Silvia **“Large Changes in Fiscal Policy: Taxes versus Spending”**. in Tax Policy and the Economy, Volume 24, Brown. 2010
- ❖ BARBOZA, Ricardo de Menezes & ZILBERMAN, Eduardo, 2018. **“Os Efeitos da Incerteza sobre a Atividade Econômica no Brasil”**. Revista Brasileira de Economia, 72(2), 144–160
- ❖ BLANCHARD, Olivier, 2019. **“Public Debt and Low Interest Rates,”** American Economic Review, vol 109(4), pages 1197-1229.
- ❖ BLOOM, N. (2009). **“The impact of uncertainty shocks”**. Econometrica, 77(3), 623-685.
- ❖ BUENO, R. L. S. **“Econometria de séries temporais”**. São Paulo: Cengage Learning, 2015.
- ❖ COCHRANE, John, 2019. **“The fiscal roots of inflation”**, NBER.
- ❖ COSTA FILHO, A. E. D. (2014). **“Incerteza e atividade econômica no Brasil.”** Economia Aplicada, 18(3), 421–453.
- ❖ DALL’ACQUA, F.M. **“Análise de reforma tributária (EC nº42) do governo Lula”**. GVPesquisa, São Paulo, 09/2005.
- ❖ DA SILVA, Luiz Inácio Lula. **“Carta ao povo brasileiro”**, 2002. Disponível em: <https://www1.folha.uol.com.br/folha/brasil/ult96u33908.shtml>. Acesso em: 20 jul. 2021.
- ❖ DIEGUEZ, Consuelo. **“Onze bilhões de reais e um barril de lágrimas”**, 2008. Disponível em: <https://piaui.folha.uol.com.br/materia/bilhoes-e-lagrimas/>
- ❖ DOS SANTOS, C. H., & de CASTRO PIRES, M. C. (2009). **“Qual a sensibilidade dos investimentos privados a aumentos na carga tributária brasileira? Uma investigação econométrica”**. Brazilian Journal of Political Economy/Revista de Economia Política, 29(3).

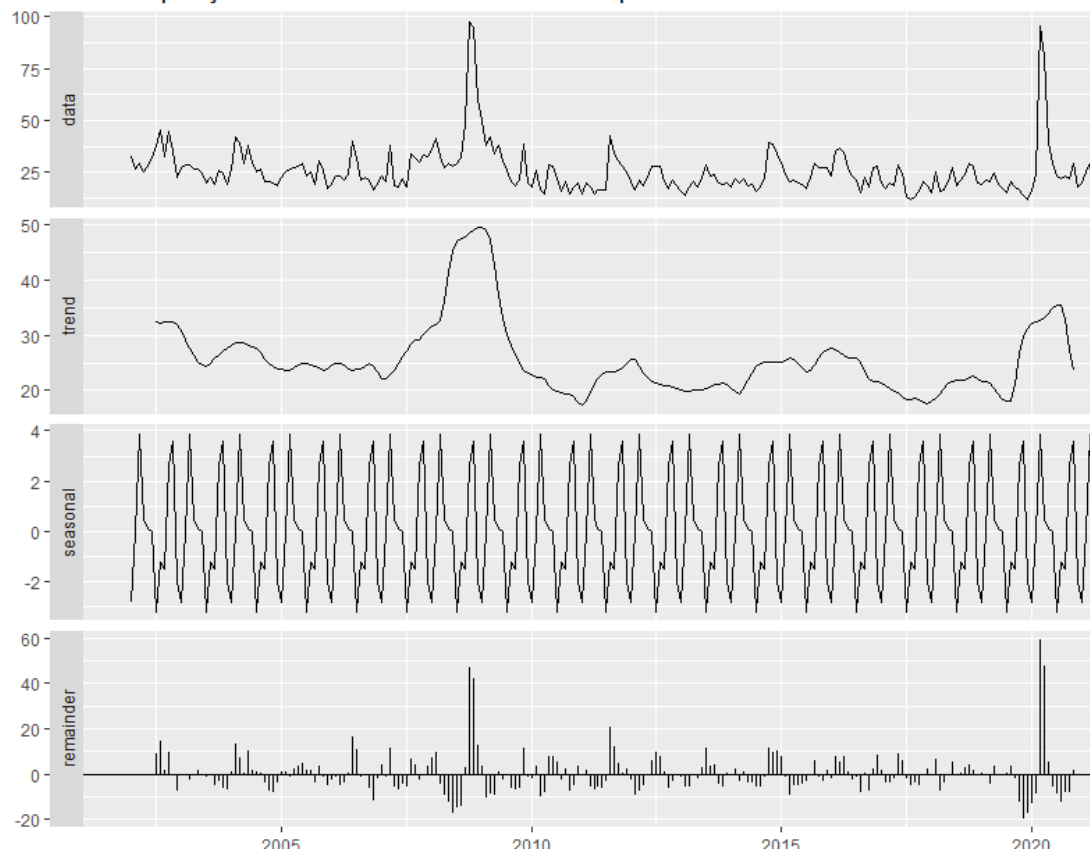
- ❖ FERREIRA, P.G; MAROTTA, Raíra & SILVA, F. B. “**Análise empírica de dados de incerteza**”. Blog do IBRE, 2017.
- ❖ GIAMBIAGI, Fabio; ALÉM, ANA. “**Finanças Públicas - Teoria e Prática no Brasil**”. 4ª edição – Rio de Janeiro: Elsevier, 2011.
- ❖ GOMES, Cleomar & HOLLAND, Márcio, 2003. “**Regra de Taylor e política monetária em condições de endividamento público no Brasil,**” *Economia, ANPEC* vol. 4(2), pages 333-361, July-Dec.
- ❖ ILZETSKI, Ethan & MENDOZA, Enrique G. & VÉGH, Carlos A., 2013. “**How big (small?) are fiscal multipliers?**” *Journal of Monetary Economics*, Elsevier, vol. 60(2), pages 239-254.
- ❖ KEHOE, TJ & NICOLINI, JP, 2021. “**A Monetary and Fiscal History of Latin America, 1960-2017**” University Of Minnesota Press
- ❖ MERSMANN, Katharina & WESTERMANN, Frank, 2019. “**Are Theory-based Debt Sustainability Indicators Useful for Predicting Crises?**”, American Economic Association Poster session.
- ❖ REIS, Ricardo, 2020. “**The Constraint on Public Debt When $r < g$ but $g < m$** ”, Working Paper.
- ❖ ROMER, C. D. and ROMER, D. H., 2010. “**The macroeconomic effects of tax changes: estimates based on a new measure of fiscal shocks.**” *American Economic Review* 100(3), 763–801
- ❖ ROSSI, Clóvis. “**Soros diz que EUA irão impor Serra e que Lula seria o caos**”, 2002. Disponível em: <https://www1.folha.uol.com.br/fsp/brasil/fc0806200202.htm>. Acesso em: 20 jul. 2021.
- ❖ SUMMERS, Lawrence & FURMAN, Jason (2020) “**A Reconsideration of Fiscal Policy in the Era of Low Interest Rates**”, Peterson Institute, Working Paper.
- ❖ TRAUMANN, Thomas. “**O pior emprego do mundo**” – São Paulo: Planeta, 2018.

ANEXO I

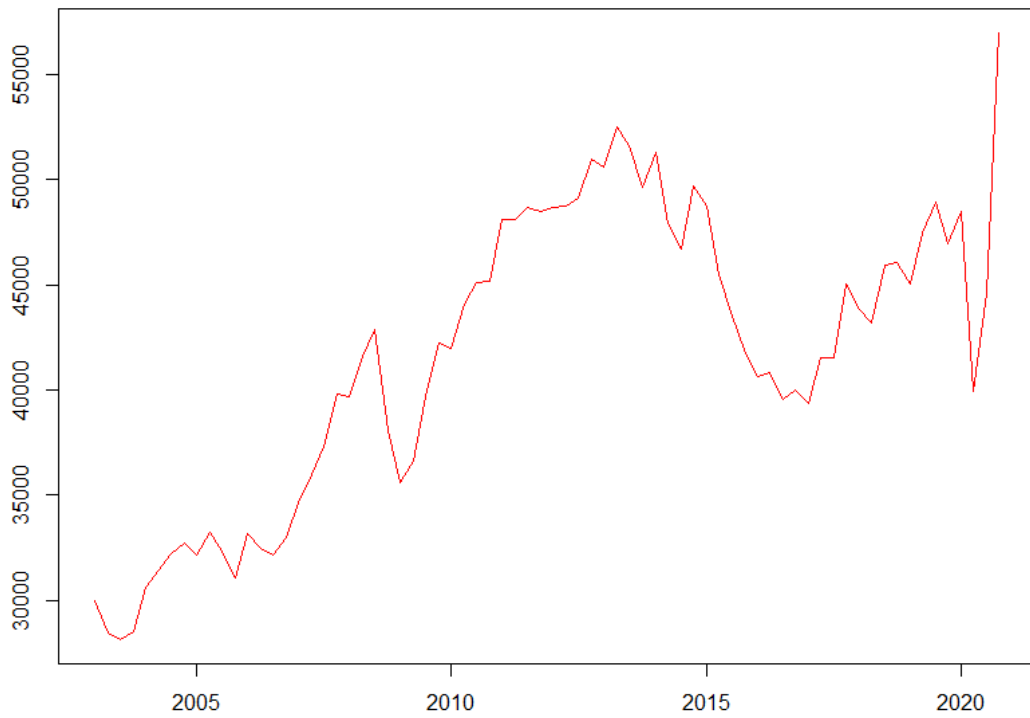
Volatilidade de 21 dias do Ibovespa



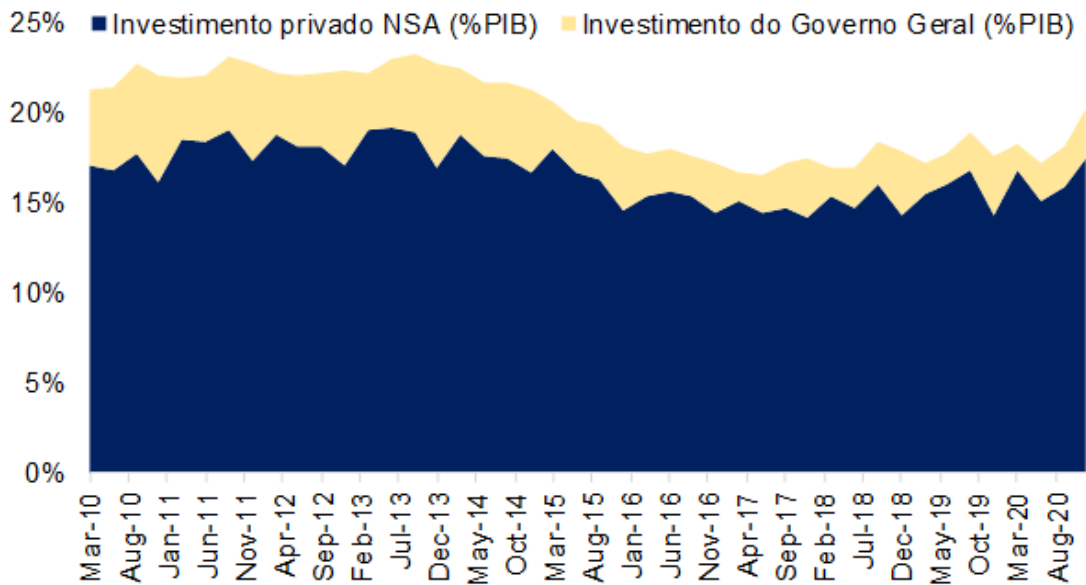
Decomposição Volatilidade de 21 dias do Ibovespa



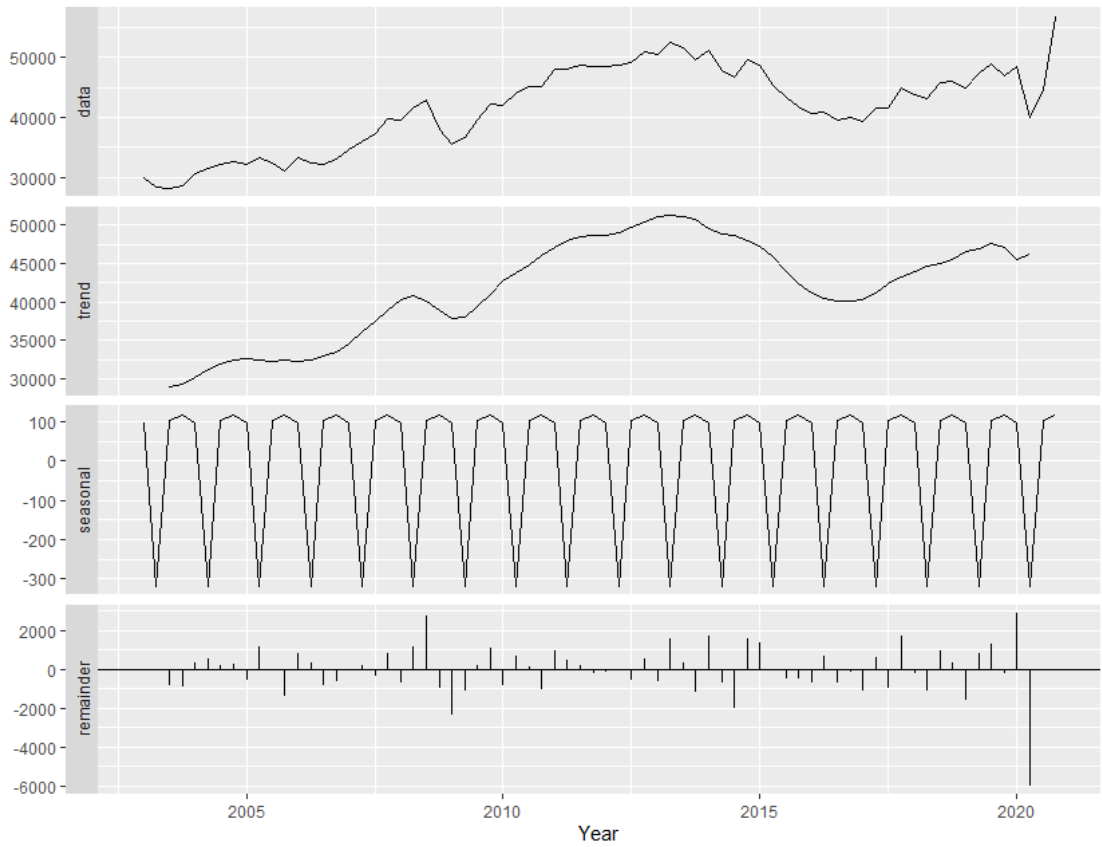
Investimento privado s.a. (Preços de 1995)



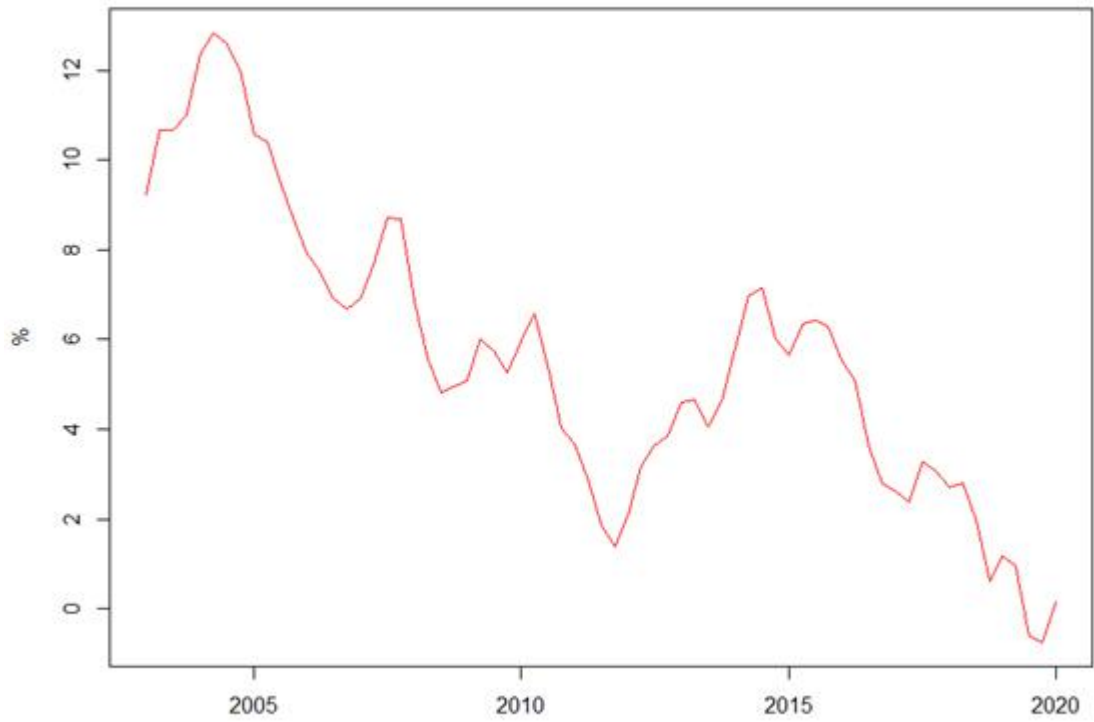
Composição do FBKF (% PIB)

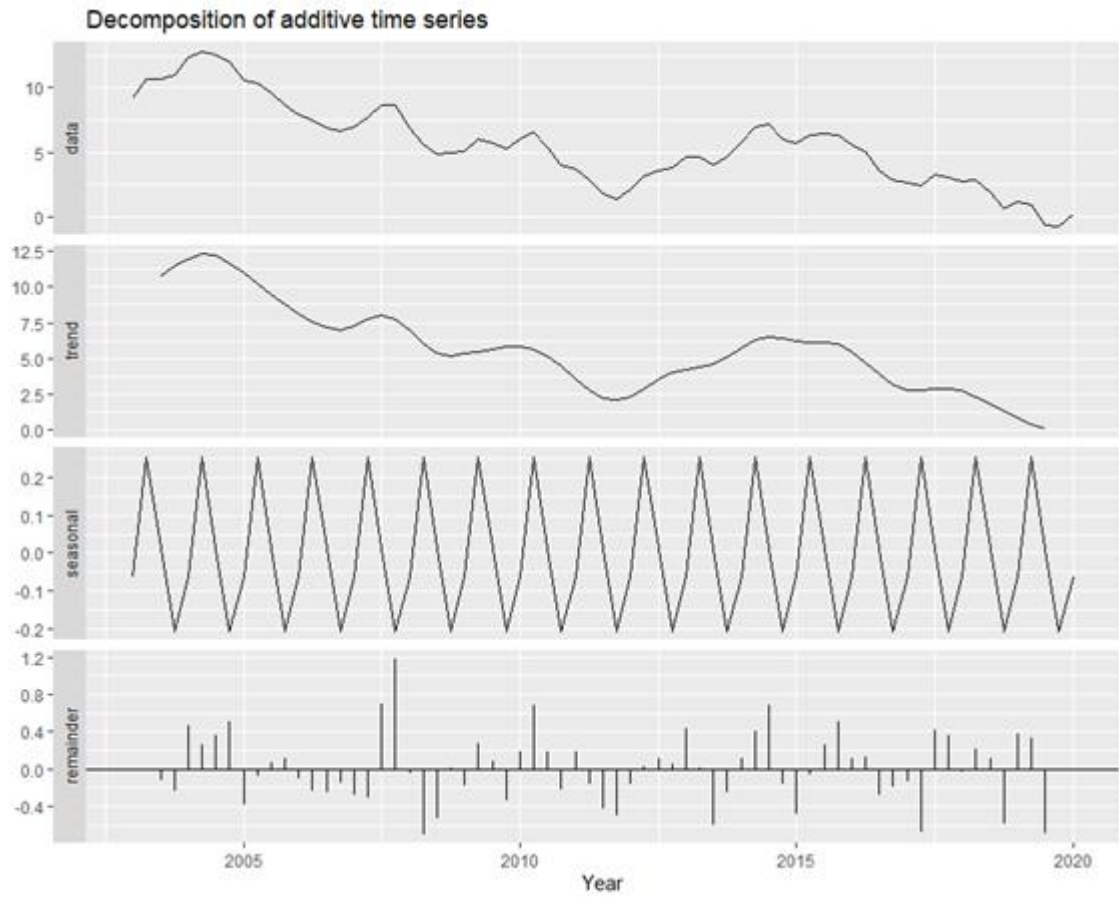


Decomposição Investimento privado

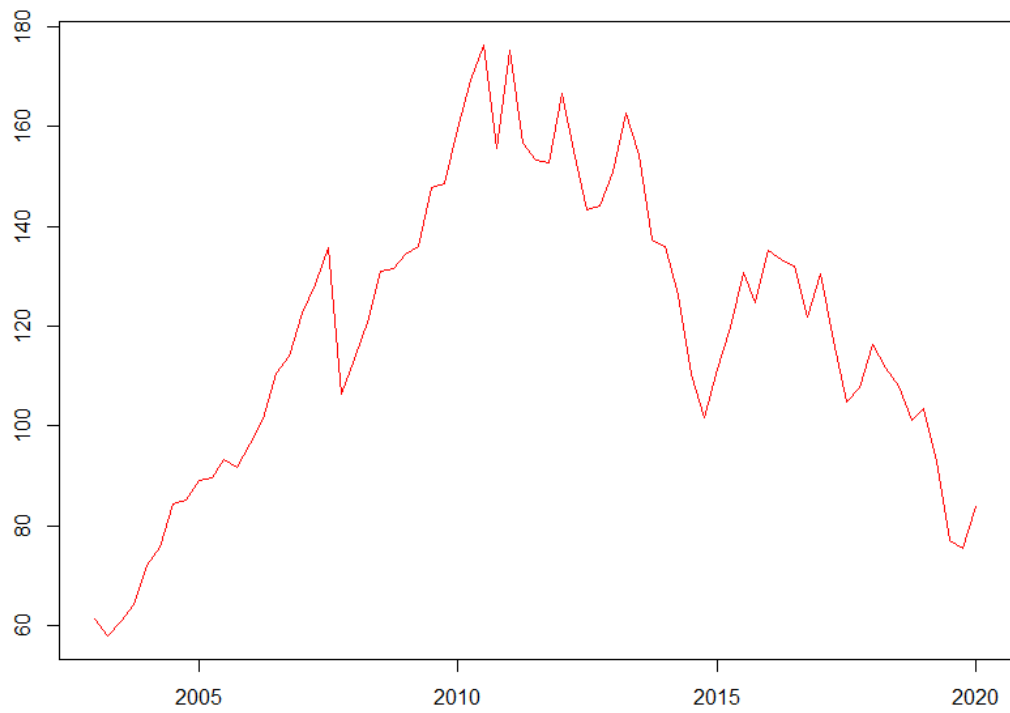


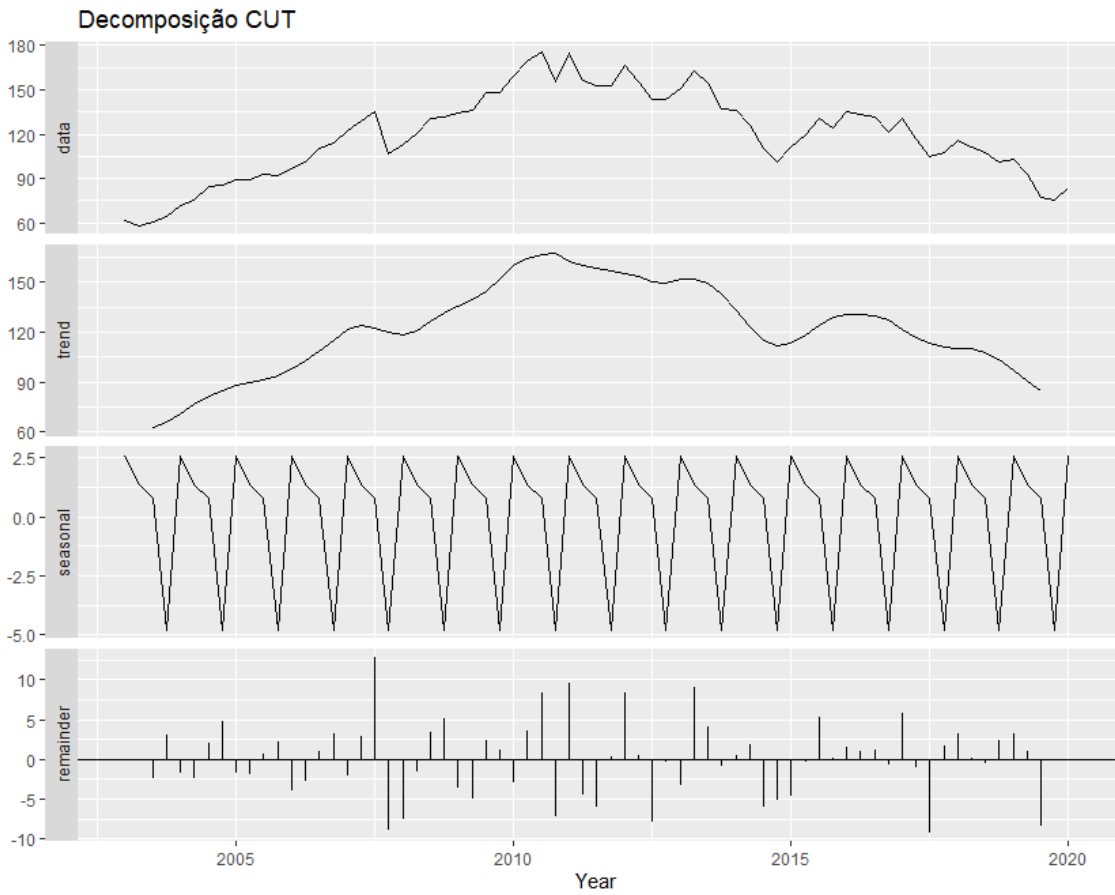
Juros reais ex-ante de 1 ano



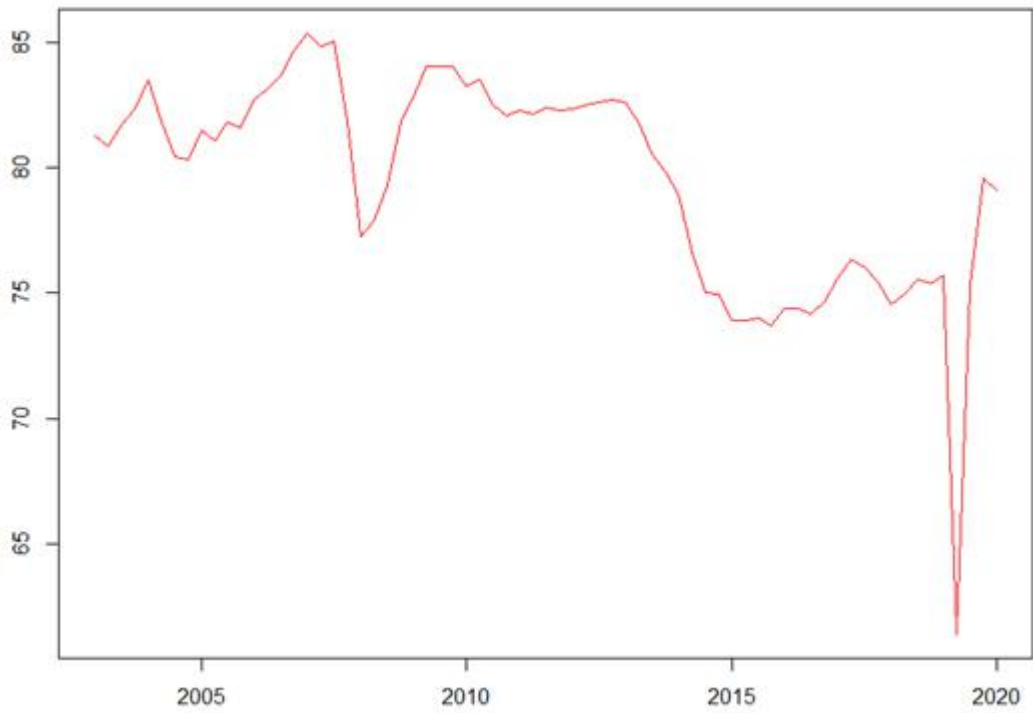


Custo Unitário do Trabalho (1994=100)

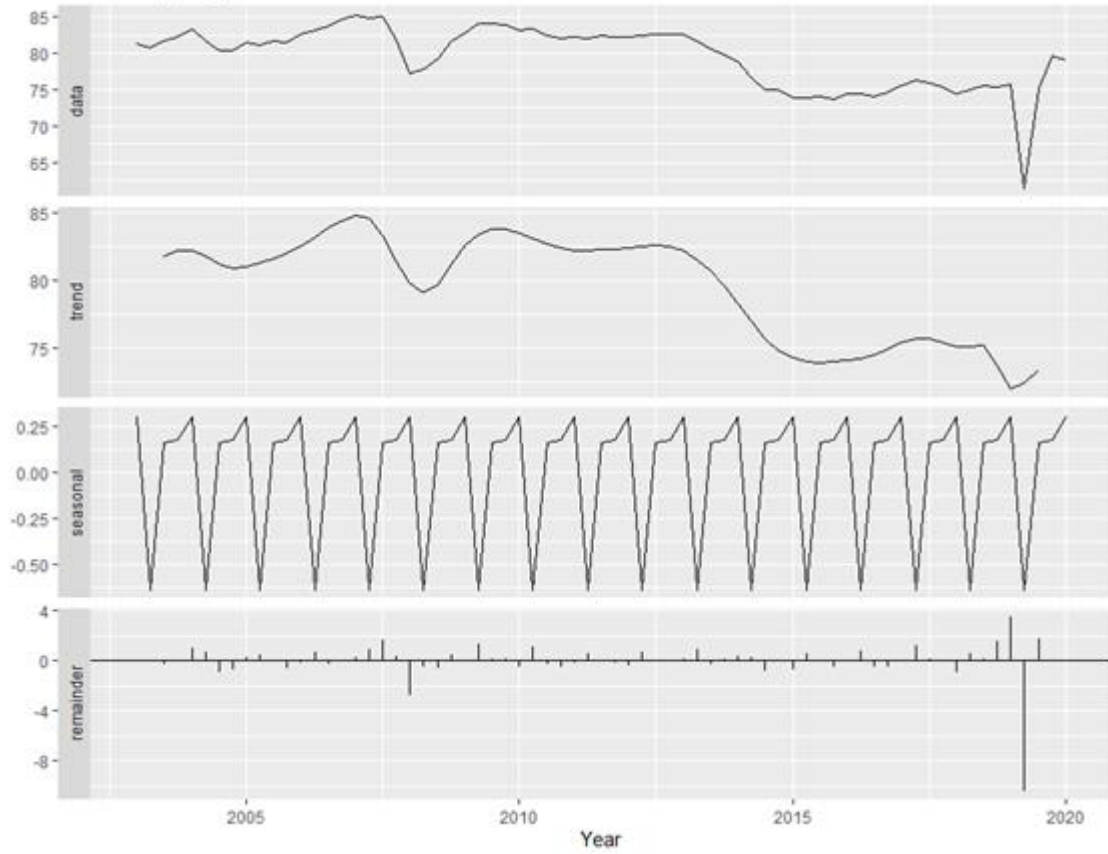




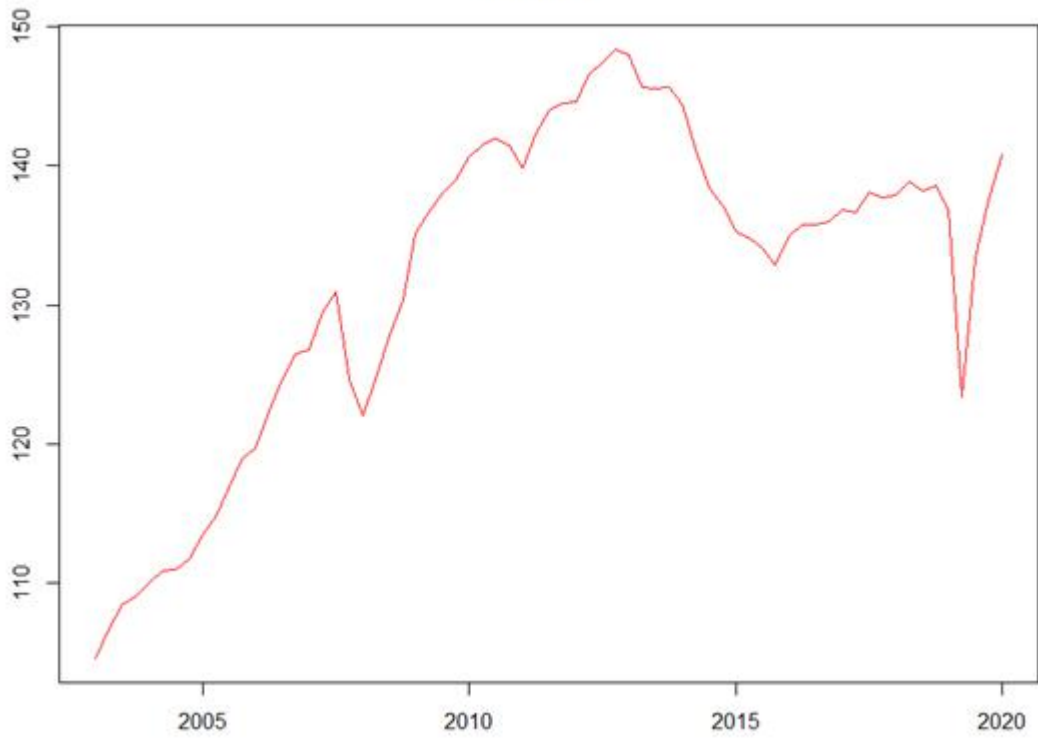
NUCI

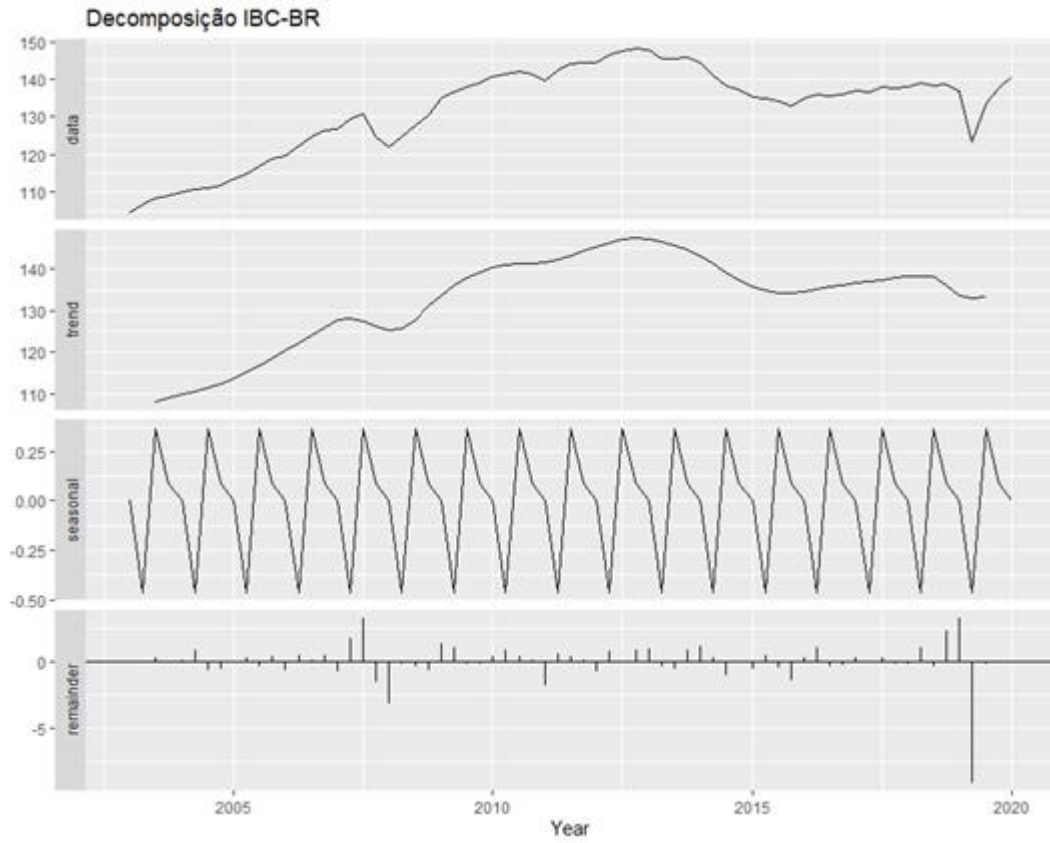


Decomposição NUCI

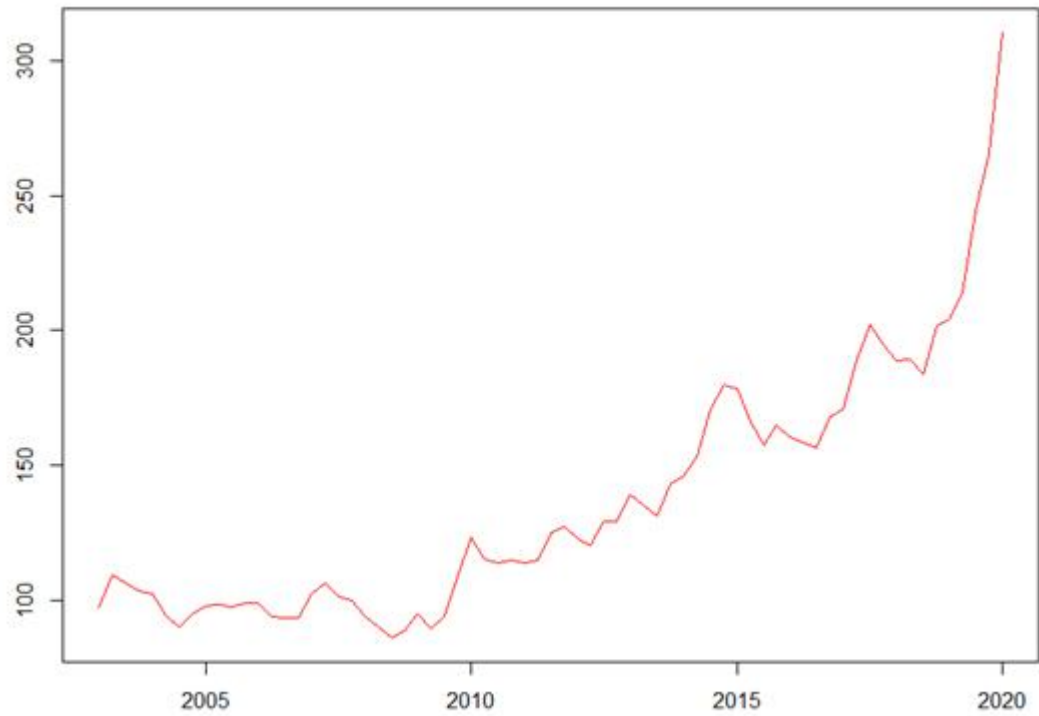


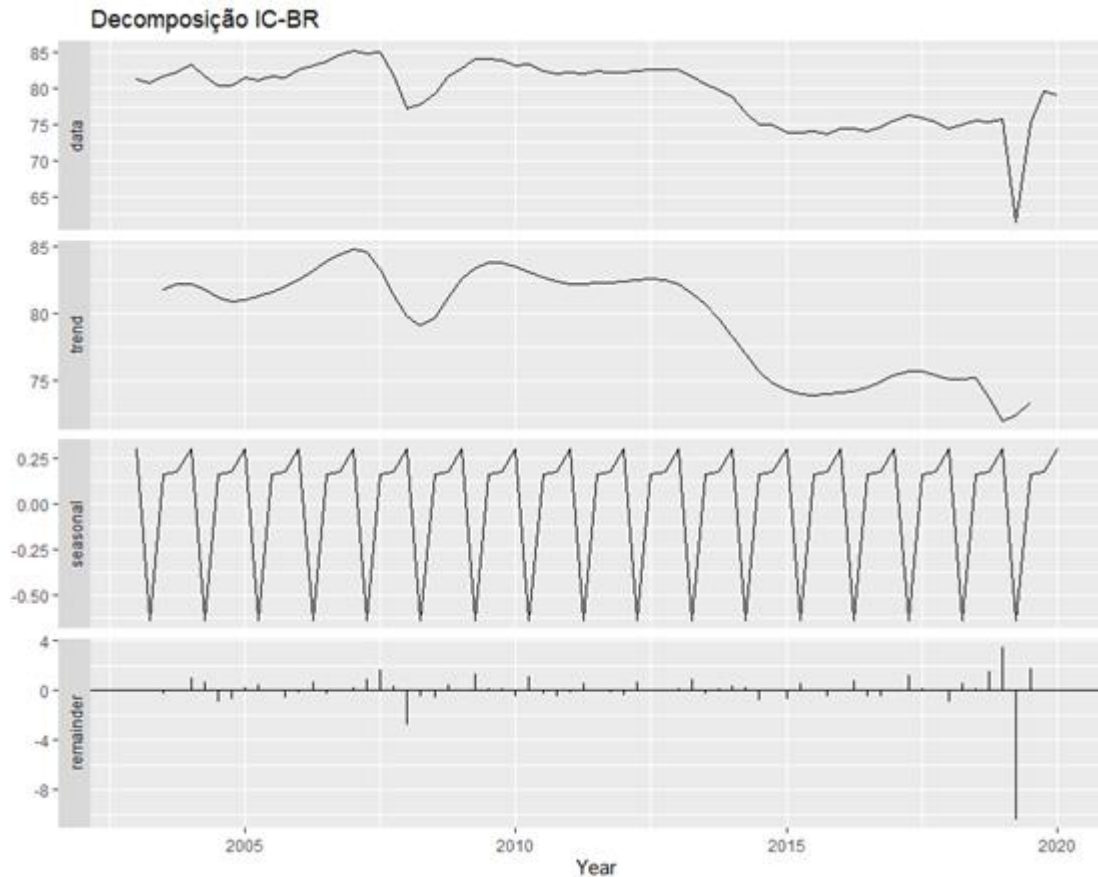
IBC-BR s.a.





IC-BR





ANEXO II

```
> tseries::adf.test(vol, alternative = "stationary")
```

Augmented Dickey-Fuller Test

```
data: vol
Dickey-Fuller = -4.4329, Lag order = 6, p-value = 0.01
alternative hypothesis: stationary
```

Warning message:

```
In tseries::adf.test(vol, alternative = "stationary") :
  p-value smaller than printed p-value
```

```
> tseries::adf.test(dess_inv, alternative = "stationary")
```

Augmented Dickey-Fuller Test

```
data: dess_inv
Dickey-Fuller = -1.8682, Lag order = 4, p-value = 0.6287
alternative hypothesis: stationary
```

```
> tseries::adf.test(Juro, alternative = "stationary")
```

Augmented Dickey-Fuller Test

```
data: Juro
Dickey-Fuller = -2.4468, Lag order = 4, p-value = 0.3936
alternative hypothesis: stationary
```

```
> tseries::adf.test(CUT, alternative = "stationary")
```

```
Augmented Dickey-Fuller Test
```

```
data: CUT
Dickey-Fuller = -1.3694, Lag order = 4, p-value = 0.8315
alternative hypothesis: stationary
```

```
> tseries::adf.test(IBC_BR, alternative = "stationary")
```

```
Augmented Dickey-Fuller Test
```

```
data: IBC_BR
Dickey-Fuller = -1.5636, Lag order = 4, p-value = 0.7526
alternative hypothesis: stationary
```

```
> tseries::adf.test(NUCI, alternative = "stationary")
```

```
Augmented Dickey-Fuller Test
```

```
data: NUCI
Dickey-Fuller = -2.2735, Lag order = 4, p-value = 0.464
alternative hypothesis: stationary
```

```
> tseries::adf.test(IC_BR, alternative = "stationary")
```

```
Augmented Dickey-Fuller Test
```

```
data: IC_BR
Dickey-Fuller = 0.80381, Lag order = 4, p-value = 0.99
alternative hypothesis: stationary
```

ANEXO III

```
> tseries::adf.test(diff(dess_inv), alternative = "stationary")
```

```
Augmented Dickey-Fuller Test
```

```
data: diff(dess_inv)
Dickey-Fuller = -3.6809, Lag order = 4, p-value = 0.03312
alternative hypothesis: stationary
```

```
> tseries::adf.test(var_c[, "SELIC_R"], alternative = "stationary")
```

```
Augmented Dickey-Fuller Test
```

```
data: var_c[, "SELIC_R"]
Dickey-Fuller = -3.246, Lag order = 4, p-value = 0.08772
alternative hypothesis: stationary
```

```
> tseries::adf.test(var_c[,"CUT"], alternative = "stationary")

      Augmented Dickey-Fuller Test

data:  var_c[, "CUT"]
Dickey-Fuller = -4.6953, Lag order = 4, p-value = 0.01
alternative hypothesis: stationary

Warning message:
In tseries::adf.test(var_c[, "CUT"], alternative = "stationary") :
  p-value smaller than printed p-value

> tseries::adf.test(var_c[,"IBC"], alternative = "stationary")

      Augmented Dickey-Fuller Test

data:  var_c[, "IBC"]
Dickey-Fuller = -3.2391, Lag order = 4, p-value = 0.08883
alternative hypothesis: stationary

> tseries::adf.test(var_c[,"NUCI"], alternative = "stationary")

      Augmented Dickey-Fuller Test

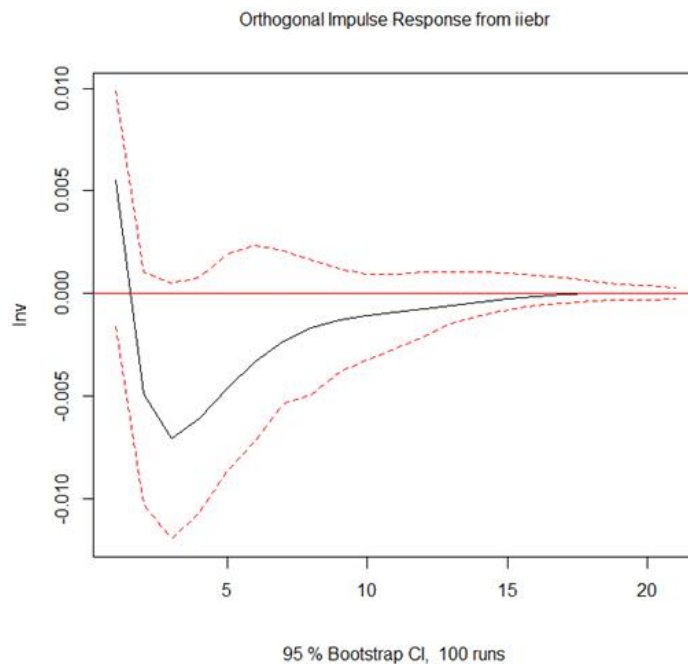
data:  var_c[, "NUCI"]
Dickey-Fuller = -3.5837, Lag order = 4, p-value = 0.04132
alternative hypothesis: stationary

> tseries::adf.test(hpfilter(log(data_bloom[,"COMD"]))$cycle, alternative = "stationary")

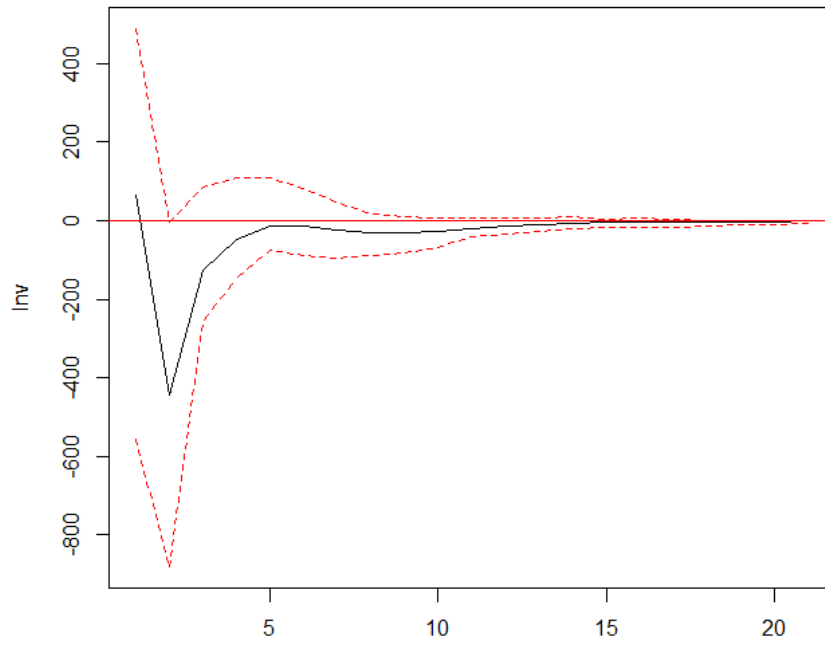
      Augmented Dickey-Fuller Test

data:  hpfilter(log(data_bloom[, "COMD"]))$cycle
Dickey-Fuller = -3.6619, Lag order = 4, p-value = 0.03464
alternative hypothesis: stationary
```

ANEXO IV

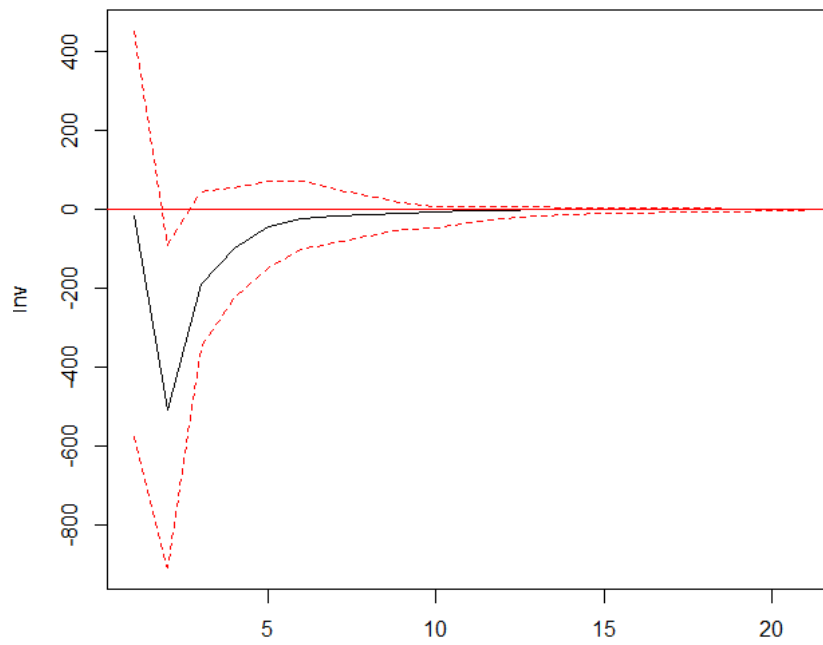


Orthogonal Impulse Response from iiebr

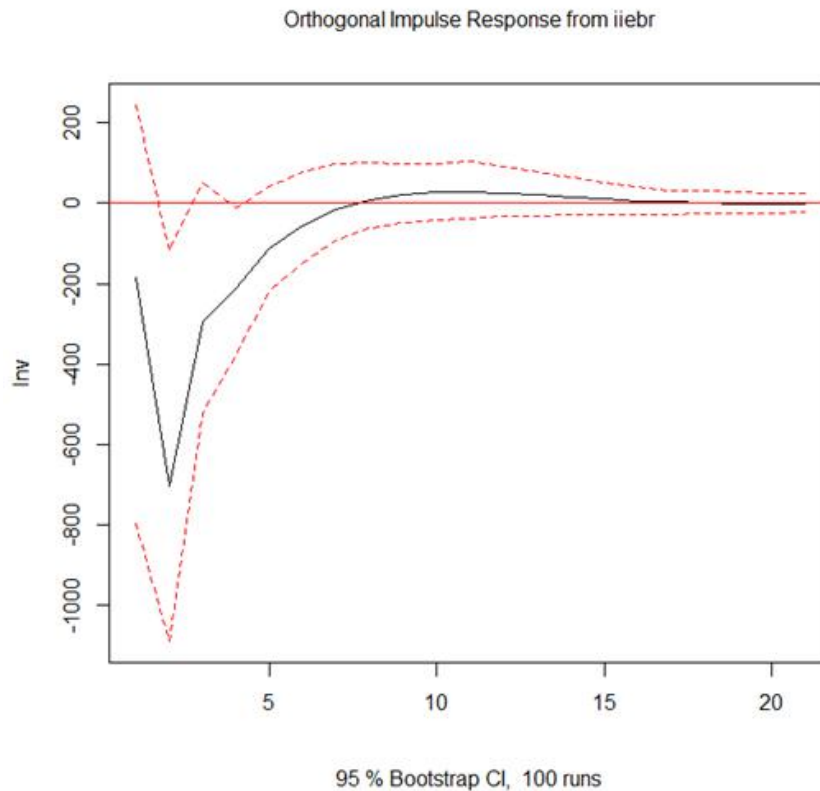


95 % Bootstrap CI, 100 runs

Orthogonal Impulse Response from iiebr



95 % Bootstrap CI, 100 runs



ANEXO V

```
> serial.test(model1,lags.pt=4,type="PT.adjusted")
```

Portmanteau Test (adjusted)

data: Residuals of VAR object model1
Chi-squared = 155.08, df = 108, p-value = 0.002031

```
> arch.test(model1, lags.multi = 4,multivariate.only = TRUE)
```

ARCH (multivariate)

data: Residuals of VAR object model1
Chi-squared = 1344, df = 1764, p-value = 1

```
> serial.test(model_invreal_diff,lags.pt=4,type="PT.adjusted")
```

Portmanteau Test (adjusted)

data: Residuals of VAR object model_invreal_diff
Chi-squared = 171.36, df = 108, p-value = 0.0001004

```
> arch.test(model_invreal_diff, lags.multi = 4,multivariate.only = TRUE)
```

ARCH (multivariate)

data: Residuals of VAR object model_invreal_diff
Chi-squared = 1323, df = 1764, p-value = 1

```
> serial.test(model1,lags.pt=6,type="PT.adjusted")

Portmanteau Test (adjusted)

data: Residuals of VAR object model1
Chi-squared = 232.29, df = 180, p-value = 0.005218

> arch.test(model1, lags.multi = 3, multivariate.only = TRUE)

ARCH (multivariate)

data: Residuals of VAR object model1
Chi-squared = 1344, df = 1323, p-value = 0.3376

> serial.test(model_invreal_diff_semIBC,lags.pt=4,type="PT.adjusted")

Portmanteau Test (adjusted)

data: Residuals of VAR object model_invreal_diff_semIBC
Chi-squared = 123.75, df = 75, p-value = 0.0003398

> arch.test(model_invreal_diff_semIBC, lags.multi = 4,multivariate.only = TRUE)

ARCH (multivariate)

data: Residuals of VAR object model_invreal_diff_semIBC
Chi-squared = 927.42, df = 900, p-value = 0.256
```