

**UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO,
CONTABILIDADE E ATUÁRIA
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA**

Bruno Medeiros Fernandes

**Incerteza sobre Política Fiscal e Atividade Econômica:
Evidência Brasileira**

São Paulo

2023

Prof. Dr. Carlos Gilberto Carlotti Júnior
Reitor da Universidade de São Paulo

Profa. Dra. Maria Dolores Montoya Diaz
Diretora da Faculdade de Economia, Administração, Contabilidade e Atuária

Prof. Dr. Claudio Ribeiro de Lucinda
Chefe do Departamento de Economia

Prof. Dr. Mauro Rodrigues Junior
Coordenador do Programa de Pós-Graduação em Economia

Bruno Medeiros Fernandes

**Incerteza sobre Política Fiscal e Atividade Econômica:
Evidência Brasileira**

Dissertação apresentada à Faculdade de Economia, Administração, Contabilidade e Atuária da Universidade de São Paulo, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Ciências.

Área de concentração: Teoria Econômica

Orientador: Prof. Dr. Márcio Issao Nakane

VERSÃO CORRIGIDA

São Paulo

2023

Catálogo na Publicação (CIP)
Ficha Catalográfica com dados inseridos pelo autor

Fernandes, Bruno.
Incerteza sobre Política Fiscal e Atividade Econômica: Evidência Brasileira / Bruno Fernandes. - São Paulo, 2023.
63 p.

Dissertação (Mestrado) - Universidade de São Paulo, 2023.
Orientador: Márcio Issao Nakane.

1. Política Fiscal . 2. Governo. 3. Déficit Primário. 4. Dívida Pública. 5. Atividade Econômica. I. Universidade de São Paulo. Faculdade de Economia, Administração, Contabilidade e Atuária. II. Título.

*Dedico esse trabalho de dissertação aos meus pais,
cuja dedicação me permitiu chegar onde estou
E a Deus,
por todas as oportunidades.*

AGRADECIMENTOS

Gostaria de agradecer, em especial, ao professor Márcio Issao Nakane, por ter acreditado no meu projeto de dissertação quando o apresentei e por todo apoio que me deu durante o desenvolvimento da pesquisa, conduzindo-me com exemplar sabedoria e dedicação por meio do material bibliográfico, modelos teóricos, estatísticas e interpretação dos resultados.

Gostaria de dizer um muitíssimo obrigado também ao Victor Bluhu da Anunciação, pois suas explicações sempre me levaram a bem compreender esse tema árduo que escolhi para minha pesquisa e seus conselhos sempre me levaram por boas veredas.

Gostaria de reconhecer e, portanto, dizer que sou muito grato aos professores Marcel Bertini Ribeiro, Mauro Rodrigues Junior e Rodrigo De Losso da Silveira Bueno por participarem do processo de construção da minha pesquisa através de sua avaliação crítica e sugestões durante os exames de qualificação, de progresso, as quais serviram de valiosa ajuda.

Não posso deixar de lembrar e dizer muito obrigado a professora Fabiana Fontes Rocha por ter gentilmente me recebido em seu escritório para esclarecer-me dúvidas sobre o método que estava empregando na pesquisa.

RESUMO

A literatura que estuda política fiscal no Brasil ainda não possui uma contribuição acerca de como a incerteza sobre a política fiscal interage com variáveis macroeconômicas. Especificada uma regra fiscal para modelar o resultado primário do setor público, a incerteza do instrumento fiscal está implícita na sua volatilidade e esta é estimada com auxílio de um filtro de partículas e estatística bayesiana. Uma vez obtida, estuda-se como essa incerteza pode se conectar com variáveis econômicas através de um modelo SVAR.

Palavras-chave: política fiscal, governo, déficit primário, dívida pública e atividade econômica.

ABSTRACT

The literature that studies fiscal policy in Brazil does not have a contribution on how uncertainty about fiscal policy interacts with macroeconomic variables yet. After the specification of a fiscal rule to model the public sector's budget deficit, the uncertainty of the fiscal instrument is implicit in its volatility, which is estimated with a particle filter and Bayesian statistics. Once obtained, an SVAR model is set up to study how that uncertainty may be connected with economic variables.

Keywords: fiscal policy, government, budget deficit, public debt and economic activity.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Trajetória do Déficit Primário do Governo Geral (como % do PIB) . . .	21
Figura 2 – Trajetória da Dívida Líquida do Governo Geral (como % do PIB) . . .	22
Figura 3 – Histograma das Distribuições dos Parâmetros do Estado-Espaço	27
Figura 4 – Série Suavizada de Choques de Volatilidade Fiscal no Déficit Primário	28
Figura 5 – IRF's com um Choque de 1 Desvio-Padrão	35
Figura 6 – FEVD das variáveis do SVAR estimado	38
Figura 7 – Decomposição Histórica da Série de Choques Filtrados de Volatilidade Segundo o SVAR Estimado	39
Figura 8 – Séries Econômicas e seus Contrafactuais da Volatilidade Fiscal Segundo o SVAR Estimado	40
Figura 9 – Outro Histograma das Distribuições dos Parâmetros do Estado-Espaço	51
Figura 10 – Outras IRF's com um Choque de 1 Desvio-Padrão	59
Figura 11 – Trajetória do PIB (em bilhões de R\$ a preços de 2023:T1)	61
Figura 12 – Trajetória do PIB per Capita Brasileiro (R\$ a preços de 2023:T1) . . .	61
Figura 13 – Trajetória do Investimento per Capita Brasileiro (R\$ a preços de 2023:T1)	62
Figura 14 – Trajetória do IPCA Acumulado em 12 Meses (%)	62
Figura 15 – Trajetória da Taxa SELIC (% ao ano)	63
Figura 16 – Trajetória do EMBI+ Risco-Brasil	63

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Tabela com o HDPI dos Parâmetros	27
Tabela 2 – Resultado do Teste de Geweke	49

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	17
2	HISTÓRICO	21
3	REGRA FISCAL	23
3.1	Modelo de Espaço-Estado	23
3.2	Estimação e Dados	25
3.3	Resultados	26
4	MODELO SVAR	33
4.1	Especificação, Estimação e Dados	33
4.2	Resultados	34
4.3	Teste de Robustez	41
5	CONCLUSÃO	43
	Referências	45
	APÊNDICES	47
	APÊNDICE A – TESTE DE GEWEKE	49
	APÊNDICE B – SORTEIOS SEM A RESTRIÇÃO AO PARÂMETRO η TAL QUE $0 < \eta < 1.25$	51
	APÊNDICE C – PRIOR COMO SIMULAÇÃO DA DISTRIBUIÇÃO ESTACIONÁRIA INCONDICIONAL DOS DADOS	53
	APÊNDICE D – ALGORITMO DE ESTIMAÇÃO DA <i>POSTERIOR</i>	55
	APÊNDICE E – ALGORITMO DE ESTIMAÇÃO DAS SÉRIES DE VOLATILIDADE	57
	APÊNDICE F – TESTE DE ROBUSTEZ	59
	APÊNDICE G – GRÁFICO DE ALGUMAS SÉRIES ECONÔMICAS	61

1 INTRODUÇÃO

A discussão sobre política fiscal tem suas bases consolidadas quando o artigo de Bohn (1998) mostra empiricamente que o resultado primário dos EUA é uma função crescente da razão dívida-PIB. Segundo as evidências obtidas pelos autores, a política fiscal dos EUA tem sido sustentável no sentido de satisfazer uma restrição orçamentária intertemporal durante 1916-1995 e vários subperíodos, apesar dos déficits orçamentários bastante frequentes.

A política fiscal, entretanto, não é uma discussão puramente contábil, no tocante em que é determinante para a conformação do quadro fiscal do país ou para a sustentabilidade da dívida pública, pois os efeitos dessa política reverberam pela economia. Blanchard and Perotti (2002) demonstraram empiricamente que a política fiscal é um assunto de relevância macroeconômica ao caracterizar a resposta do produto aos choques fiscais por gastos do governo e cobrança de impostos no período pós-guerra dos Estados Unidos. Eles concluíram que a sabedoria convencional sustenta-se: quando a despesa pública aumenta, a produção aumenta; quando os impostos aumentam, a produção cai. Outros resultados clássicos também são retratados, como o fato do consumo aumentar, após um choque positivo de gastos, e o investimento diminuir, tanto após um aumento de gastos públicos como de impostos.

O motivo pelo qual a política fiscal causa efeitos macroeconômicos é o seu potencial de interferir na decisões dos agentes econômicos. Por essa razão, Pellegrini (2021) diz que as ameaças de descumprimento ou revogação do limite de gastos, mudanças na regra fiscal vigente (que possam desestruturar o quadro fiscal do país), aumentos de gastos ou de dívida pública afetam as condições financeiras da economia e estabilidade macroeconômica, criando um ambiente desfavorável, que pode ocasionar crises recorrentes e baixo crescimento econômico.

Considerando a evolução do resultado primário e da dívida pública, períodos de maior ou menor oscilação podem ser descritos como períodos de maior ou menor volatilidade. Da mesma forma que mudanças sutis inesperadas na regra fiscal podem desempenhar o papel de choques fiscais, seu desvio-padrão pode sofrer mudanças sutis, as quais são chamadas de choque de volatilidade fiscal. Uma pergunta que naturalmente surge é se este segundo choque pode ter efeitos macroeconômicos tanto quanto o primeiro tem. A resposta é dada por Fernández-Villaverde et al. (2015), em seu artigo, cuja conclusão foi de que um choque de volatilidade fiscal se assemelha muito a um choque de demanda, causando queda do produto, consumo, investimento, nível de preços e juros.

Muitos autores na literatura têm tentado analisar como choques de volatilidade

interagem com variáveis agregadas e os pioneiros foram Fernández-Villaverde et al. (2011), que pensaram em uma maneira engenhosa de modelá-los: descrevem um modelo de espaço-estado com variância estocástica para estimar a volatilidade implícita e usam-na como regressor em um Vetor Autorregressivo Estrutural (Structural Vector Autoregression - SVAR) para medir seu impacto na economia. O resultado final mostra como mudanças na volatilidade da taxa de juros real, pela qual pequenas economias emergentes abertas tomam empréstimos, têm um efeito importante sobre variáveis como produção, consumo e investimento. O que torna os choques de volatilidade interessantes, além de ter impactos reais na atividade econômica, é que podem ser interpretados como mudanças sobre a percepção de incerteza dos agentes em torno da variável que atinge, ou seja, maior incerteza sobre a taxa de juros traduz-se em maior choque de volatilidade sobre ela própria¹.

Mas, o que, de fato, significa incerteza? Filosoficamente, entendem-na como um conceito amorfo: a incerteza está na mente dos consumidores, empresários, formuladores de política pública sobre futuros possíveis. Dentro de um conceito mais amplo, inclui-se a incerteza sobre a trajetória de fenômenos macro, como o crescimento do PIB; fenômenos micro, como a taxa de crescimento das empresas; e eventos não-econômicos, como as guerras e as mudanças climáticas. Os indivíduos desconhecem todas as alternativas de um determinado evento - como também suas consequências e suas probabilidades - e, por isso, não detêm a capacidade de prever a probabilidade de potenciais desfechos. Geralmente, sua aparição vem em momentos de crise devido a convulsões políticas, distúrbios econômicos ou qualquer outro evento que obscureça as perspectivas de bons resultados no futuro (Bloom, 2014).

Fernández-Villaverde et al. (2011) popularizou a volatilidade como meio para estudar a incerteza. Seu método é aplicado por Caldara et al. (2020) em um contexto diferente. Eles estudaram os efeitos de mudanças inesperadas na incerteza sobre a política comercial dos EUA. Os dados agregados e ao nível da firma revelam que a crescente dúvida sobre a possibilidade de haver aumentos de tarifas alfandegárias, por exemplo, reduzem o investimento empresarial, afetando em seguida a atividade econômica.

Outros métodos também foram propostos. Um deles prioriza analisar o impacto da variância de uma variável de interesse na economia de uma forma mais direta. Um exemplo desse esforço veio por Carriero et al. (2018), os quais propuseram um novo modelo para medir a incerteza e seus efeitos na economia, baseando-se em um modelo de fatores dinâmicos (Dynamic Factor Model - DFM) com volatilidade estocástica, cujos fatores comuns representam a incerteza macroeconômica e financeira. Essas medidas refletem mudanças na média condicional e na volatilidade das variáveis e suas estimativas com dados dos EUA mostram efeitos substanciais dessa incerteza nas principais variáveis macroeconômicas e financeiras.

¹ Os detalhes dessa conexão serão melhor explicados na seção seguinte.

Contudo, a história de estudos sobre incerteza é muito mais antiga e ampla do que o método de medi-la por meio da volatilidade estocástica. Um dos caminhos mais apostados pela literatura atualmente vem sendo o de criar um índice responsável por medi-la consoante um determinado assunto de interesse e depois analisar seu impacto com auxílio de dados em painel e de séries temporais. Um artigo famoso nessa linha de pesquisa é de Baker et al. (2016), cujo índice de incerteza da política econômica é construído com base na frequência de cobertura dos jornais sobre a economia. Usando, então, dados no nível de firma, descobrem que a incerteza política está associada a uma maior volatilidade dos preços das ações e à redução do investimento e do emprego em setores sensíveis a tais políticas, como defesa, saúde, finanças e construção de infraestrutura. No nível macro, é descoberto que as inovações na incerteza política prenunciam quedas no investimento, na produção e no emprego.

Esses índices, podem ser fruto de muita criatividade e engenhosidade. Hassan et al. (2019) inovam dessa maneira: adaptam uma ferramenta computacional linguística² para construir uma medida de risco causado pela política econômica que empresas americanas podem enfrentar. Em seu artigo, os autores mostram que empresas expostas ao risco³ político reduzem as contratações e os investimentos, fazem lobby e doam ativamente para os políticos. Curiosamente, a grande maioria dessa variação não ocorre em nível agregado, nem setorial, mas ao nível da firma com sua dispersão aumentando significativamente quanto mais alto é o risco agregado.

Pástor and Veronesi (2013) buscaram mecanismos que regem a relação entre a incerteza sobre a política econômica, a macroeconomia e o setor financeiro. Através das lentes de um modelo de equilíbrio geral dinâmico estocástico (Dynamic Stochastic General Equilibrium - DSGE), os autores encontram o resultado de que essa incerteza tem efeitos negativos persistentes sobre o investimento no nível da empresa de maneiras consistentes com a irreversibilidade do investimento e os canais de fricção financeira. Gulen and Ion (2016) fornecem suporte empírico à noção de que a incerteza em torno da política econômica pode deprimir o investimento corporativo ao induzir atrasos precaucionais na sua execução devido à natureza de irreversibilidade do investimento. Indo mais além, eles encontram evidências de que a relação entre essa incerteza de conotação política e investimento de capital não é uniforme na *cross-section*, sendo significativamente mais forte para empresas com maior grau de irreversibilidade do investimento e para aquelas mais dependentes de recursos do governo.

O centro do debate sobre política fiscal no Brasil tem sido o resultado primário do

² A ferramenta tem o objetivo de medir, ao ler e interpretar *scripts* de *calls*, qual parcela do tempo total da reunião, entre os participantes da teleconferência e a administração da empresa, que se concentra em riscos associados a questões de política econômica.

³ Às vezes muitos autores nessa literatura usam as palavras "risco" e "incerteza" como sinônimos, embora não o sejam rigorosamente.

Tesouro Nacional e a dívida pública. O primeiro representa a diferença entre receitas e despesas, desconsiderando o resultado financeiro; já o segundo refere-se a empréstimos contraídos pelos órgãos públicos. Na historiografia brasileira recente, é possível citar, como exemplo de períodos incertos, as eleições de 2002, a crise econômica mundial de 2008, a eleição da Dilma Rousseff em 2014, seu *impeachment* em 2016, a pandemia de COVID-19 e, mais recentemente, o debate sobre o novo arcabouço fiscal. Dentro da literatura que estuda a política fiscal no Brasil, há a carência de uma contribuição que analise como a incerteza acerca dela tem afetado a atividade econômica, ou vice versa, e esse é o objetivo desta dissertação de mestrado: lançar luz sobre um diferente ângulo da relação política fiscal versus variáveis macroeconômicas.

Em breves linhas, encontra-se uma quantidade considerável de volatilidade variável no tempo nos processos de resultado primário no Brasil. O processo suavizado de volatilidade fiscal mapeia-se em uma narrativa histórica, cuja principal conclusão é que pode impactar pesadamente o resultado primário a depender do cenário econômico. O VAR estrutural estimado aponta que, após uma inovação positiva no choque da volatilidade fiscal do resultado primário, a produção, o consumo, o investimento, a inflação e o juros caem e permanecem baixos por vários trimestres, antes de se recuperarem e voltarem ao equilíbrio. Os movimentos observados, sem embargo, têm pouca participação na decomposição da variância dessas variáveis macroeconômicas, mas em contrapartida, estas participam pesadamente na variabilidade daquela.

Nesse trabalho de dissertação, o estudo quantitativo proposto por Fernández-Villaverde et al. (2015) é abordado com dados brasileiros da seguinte forma: na seção II conta-se em linhas gerais as trajetórias do resultado primário e da dívida pública no Brasil; na III é exposto o modelo de espaço-estado responsável por estimar a incerteza em torno do instrumento fiscal; na IV, monta-se um SVAR para analisar como essa incerteza relaciona-se com a economia e na seção V, por sua vez, conclui-se os resultados.

2 HISTÓRICO

De acordo com Pellegrini (2021), durante os últimos 30 anos, foram observadas no Brasil diversas tendências de trajetória para o resultado primário e a dívida pública. Após o ajuste fiscal feito entre 1998 e 1999, o Governo Federal impulsionou suas receitas e despesas até 2008, ao mesmo tempo em que tentava preservar o superávit primário, considerado à época a medida de desempenho fiscal mais importante. Durante os anos de 2009-2011, a situação fiscal brasileira apresentou estagnação nas receitas e flutuações nas despesas, em parte devido às medidas implementadas para enfrentar a crise econômica internacional; mas, embora o país a tenha atravessado bem relativo ao resto do mundo, a crise evidenciou as fragilidades macroestruturais da economia brasileira. No período 2012-2016, a estagnação das receitas continuou não obstante o aumento acentuado das despesas, levando a uma forte deterioração fiscal. No período 2017-2019, por fim, foram feitos esforços para controlar as despesas e reduzir os déficits a níveis mais aceitáveis. Em 2020, a pandemia de Covid-19 impactou fortemente as contas públicas por causa das medidas de enfrentamento necessárias para combater o vírus e ao mesmo tempo atenuar os efeitos recessivos advindos dos *lockdowns*. Superada a pandemia, o país experienciou uma recuperação econômica impressionante ao longo de 2021 e 2022 e, aliado a contenção de gastos articulada pelo Governo Federal e efeitos inflacionários provenientes da reabertura econômica, o país reviu superávits primários após inúmeros anos seguidos de déficits.

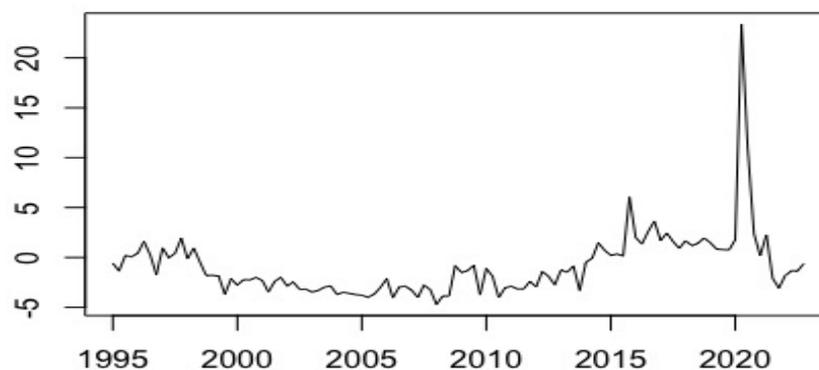


Figura 1 – Trajetória do Déficit Primário do Governo Geral (como % do PIB)

Série dessazonalizada. Fonte: Secretaria do Tesouro Nacional. Elaboração Própria

Pellegrini (2021) descreve ainda a trajetória da dívida pública. Esta apresentou uma ascensão entre 1995 e a primeira metade dos anos 2000, em grande medida, porque

houve impacto sofrido pelo Brasil advindo da crise financeira da Ásia e Russa, num período em que o país mantinha a taxa de câmbio fixa com o Dólar americano como política para controle inflacionário. Posteriormente, houve uma tendência de queda desde meados dos anos 2000 até 2013, cuja causa foi principalmente a política governamental de superavit primário. A partir de 2014, iniciou-se uma persistente tendência ascendente da dívida pública, o que podemos atribuir aos trimestres seguidos de déficits no período. Em 2020, registrou-se uma redução da receita e um forte aumento da despesa como consequência das medidas tomadas para fazer frente aos efeitos sanitários e econômicos provocados pela pandemia, que conduziram a um aumento da dívida pública. Em meados de 2021, ela descendeu até retornar aos níveis próximos ao pré-pandemia.

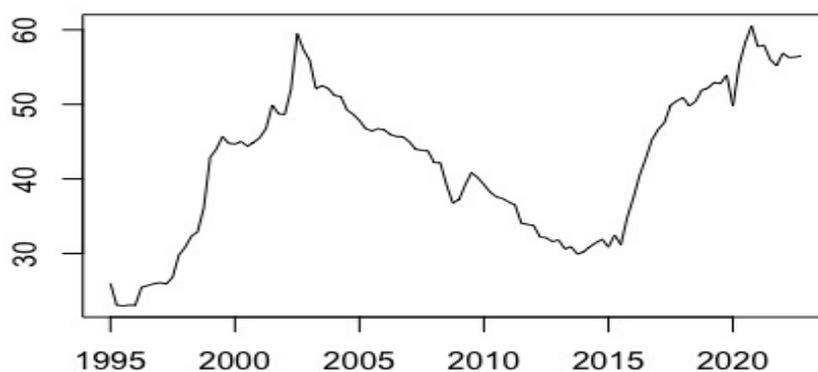


Figura 2 – Trajetória da Dívida Líquida do Governo Geral (como % do PIB)

Fonte: Secretaria do Tesouro Nacional. Elaboração Própria

3 REGRA FISCAL

O experimento quantitativo de medir a incerteza em torno do resultado fiscal segue a metodologia criada por Fernández-Villaverde et al. (2015), a qual consiste em modelar a evolução da variância estocástica de instrumentos fiscais. Uma abordagem alternativa seria estimar um modelo estrutural de ciclo dos negócios com a capacidade de endogenizar o mecanismo produtor da variância variável no tempo nas regras fiscais, porém o tamanho do espaço de estados nesse exercício tornaria essa estratégia muito onerosa. Os autores, por sua vez, optam por estimar a série implícita de volatilidade¹ do instrumento fiscal, em seguida estimam um SVAR com essa série e variáveis macroeconômicas. Por fim, estimam um DSGE pelo método dos momentos generalizados (Generalized Method of Moments - GMM) simulados com parâmetros ora calibrados ora com momentos aproximados aos respectivos obtidos no modelo empírico.

3.1 Modelo de Espaço-Estado

A regra fiscal é estimada supondo que o comportamento fiscal passado é um bom guia para o atual. Uma descrição detalhada do modelo é fornecida abaixo:

$$x_t - x = \rho_x (x_{t-1} - x) + \phi_{x,y} \tilde{y}_{t-1} + \phi_{x,b} \left(\frac{b_{t-1}}{y_{t-1}} - \frac{b}{y} \right) + \exp(\sigma_{x,t}) \varepsilon_{x,t}, \quad \varepsilon_{x,t} \mapsto N(0, 1) \quad (3.1)$$

x é o instrumento fiscal em questão, onde nesse experimento quantitativo com dados brasileiros, o déficit primário como porcentagem do PIB é usado para representá-lo. \tilde{y}_{t-1} é o log do produto sem tendência, b_t é a dívida, y_t é o próprio produto e $\frac{b}{y}$ significa a razão dívida-PIB média. A equação 3.1 tem seu componente sistemático modelado com o intuito de permitir 2 *feedbacks* importantes: um relacionado ao estado do ciclo dos negócios ($\phi_{x,y} < 0$) e outro ao tamanho do endividamento do país em relação a sua capacidade de pagar ($\phi_{x,b} < 0$)².

Após a extração dos componentes sistemáticos na equação 3.1, considerando a identificação proposta por Fernández-Villaverde et al. (2015), o que resta é um componente idiossincrático $\varepsilon_{x,t}$ correspondente à incerteza em torno do instrumento fiscal. Sabemos que o instrumento escolhido para analisar a performance fiscal do governo tem uma decisão subjacente, que no caso de não poder ser prevista pelos agentes (componente sistemático), é fruto de ações pontuais e discricionárias por parte da autoridade fiscal (componente idiossincrático). Para modelar a regra de decisão por de trás da resposta

¹ Entenda volatilidade como sinônimo de variância nesse contexto.

² Em teoria, o esperado do phis é negativo.

fiscal com mais realismo, os autores propõem uma técnica estatística: a incorporação da variância variante no tempo da inovação da equação 3.1, $\varepsilon_{x,t}$, na forma de volatilidade estocástica. O significado dessa alteração implica que o log do desvio-padrão, $\sigma_{x,t}$, da inovação no instrumento fiscal é aleatório no tempo ao invés de constante, como suposto tradicionalmente. A equação 3.2 abaixo modela $\sigma_{x,t}$ como um AR(1):

$$\sigma_{x,t} = (1 - \rho_{\sigma_x}) \sigma_x + \rho_{\sigma_x} \sigma_{x,t-1} + \left(1 - \rho_{\sigma_x}^2\right)^{\frac{1}{2}} \eta_x u_{x,t}, \quad u_{x,t} \mapsto N(0, 1) \quad (3.2)$$

Como podemos observar, duas inovações independentes afetam o instrumento fiscal x . A primeira, $\varepsilon_{x,t}$, como mencionado, é uma no choque fiscal x_t e captura mudanças explícitas de legislação, assim com uma ampla gama de decisões fiscais, sempre quando o governo desvia do que seria esperado dado o valor passado desse instrumento. A segunda, $u_{x,t}$, é uma no choque de volatilidade fiscal $\sigma_{x,t}$ e ela dá luz ao espalhamento dos valores do instrumento fiscal x em maior ou menor amplitude³. Segundo os autores, mudanças inesperadas na volatilidade das inovações no choque fiscal poderiam ser interpretadas como uma representação das variações inesperadas na incerteza sobre a política fiscal. Entre os parâmetros, σ_x determina o desvio-padrão médio de uma inovação no choque fiscal, η_x dita o desvio-padrão incondicional de uma inovação no choque de volatilidade fiscal e ρ_{σ_x} controla a persistência deste choque. Exemplificando: um valor de $\sigma_{x,t} > \sigma_x$, implica um nível de incerteza maior do que o usual sobre a trajetória do instrumento fiscal (ou déficit primário nesse estudo quantitativo) e variações $\sigma_{x,t}$ no tempo, por sua vez, irá depender de η_x e ρ_{σ_x} (Fernández-Villaverde et al., 2015).

É interessante notar que as equações 3.1, responsável por modelar a série observada, por conseguinte chamada de equação de medida; e a equação 3.2, comumente chamada de equação de transição e responsável por modelar uma série temporal desconhecida/não-observada ao pesquisador, formam em conjunto um modelo de espaço-estado. A grande vantagem de se estimar esse modelo é a possibilidade de separar 2 efeitos distintos: um advindo da inovação diretamente sobre o choque fiscal, cujo impacto o muda em nível; outro efeito provém da inovação capaz de alterar a variância do choque fiscal, assim tornando uma inovação em nível mais ou menos intensa. Na prática, uma ação discricionária do governo pode ter um impacto maior nas contas públicas durante períodos de grande incerteza sobre a política fiscal do que teria em situações em que os agentes econômicos estão menos inquietos. Tal separação de efeitos não seria possível, por exemplo, em um modelo GARCH, pois nele a própria inovação $\varepsilon_{x,t}$ seria utilizada a fim de modelar a volatilidade do instrumento fiscal inconstante no tempo. Uma consequência seria que períodos em que se apura enorme discricionabilidade do governo seria automaticamente períodos de forte incerteza fiscal.

³ De forma resumida: o choque de volatilidade fiscal $\sigma_{x,t}$ é, portanto, o desvio-padrão da inovação $\varepsilon_{x,t}$ no choque fiscal x_t .

3.2 Estimação e Dados

As estimações são feitas inspirando-se em Fernández-Villaverde et al. (2015), mas com algumas mudanças com intuito de ajudar nas estimações. Os parâmetros são estimados de forma bayesiana ao combinar a função verossimilhança com *priors* difusas e os sorteios da *posterior* são feitos usando o algoritmo de Metropolis-Hastings (MH). Foram realizados 500 mil sorteios com 1 bloco de parâmetros e *burn-in* de 80%. A *proposal distribution* é um passeio aleatório, cuja matrix covariância é estimada empiricamente conforme os sorteios são feitos. Além disso, a constante de escala da variância da *proposal* é ajustada dinamicamente para induzir a taxa de aceitação em 26.6% que, de acordo com Bernardo et al. (1995), é a ótima para um espaço de parâmetro de tamanho 6. Essa técnica de estimação contando com estimativa empírica e ajuste dinâmico é o algoritmo Metropolis-Hastings com escala ótima adaptativa baseada em um processo de Robbins-Moro⁴. O detalhamento de como funciona este algoritmo pode ser encontrado em Garthwaite et al. (2016).

As especificações das *priors* não são menos importantes e serão abordadas agora. Na relação abaixo encontra-se a detalhamento delas:

- $\rho_x \mapsto U(0,1)$
- $\phi_{x,y} \mapsto U(-\infty, +\infty)$
- $\phi_{x,b} \mapsto U(-\infty, +\infty)$
- $\sigma_x \mapsto U(-\infty, +\infty)$
- $\rho_{\sigma_x} \mapsto U(0,1)$
- $\eta_x \mapsto U(0, 1.25)$

Essas *priors* atribuem probabilidades iguais para todo o domínio de cada parâmetro. Em teoria, o domínio de η_x seria os R^{++} , porém notou-se que quando $\eta_x > 1.25$, frequentemente o algoritmo incorria altas chances de sortear algumas combinações de valores para os parâmetros que arremetiam a um modelo não-estacionário, com ρ_x infinitamente próximo de 1 e η_x assumindo altos valores por volta de 3.5, por exemplo⁵.

As séries são dessazonalizadas pelo método X-11-ARIMA e a tendência linear é removida passando o Filtro de Baxter-King. A não-linearidade que relaciona as inovações

⁴ Apesar de 500 mil sorteios com a algoritmo MH, ainda não foi suficiente para que atingisse convergência. Como não havia muito tempo adicional livre para continuar sorteando pela proximidade do prazo de depósito da dissertação, optou-se por usar os últimos 100 mil sorteios como *posterior*. Resultados do teste de Geweke estão no apêndice A.

⁵ Para verificação, olhar o apêndice B

no choque fiscal e na sua volatilidade geram a necessidade do uso de um filtro de partículas para auferir a verossimilhança. São utilizadas 50,000 delas e para a inicialização da variável estado (o choque de volatilidade fiscal) e da observada (o instrumento fiscal), Fernández-Villaverde et al. (2015) simula as partículas a partir de uma distribuição estacionária incondicional compatível com os dados⁶.

Para estimação do modelo, usa-se o Resultado Primário do Governo Geral (RPGG) sobre o PIB como instrumento fiscal, sendo que déficits recebem valores positivos; a Dívida Líquida do Governo Geral (DLGG) sobre o PIB como a razão dívida-PIB do modelo, ambas produzidas pela Secretaria do Tesouro Nacional⁷; já o produto é representado pela série do PIB brasileiro, compilado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

O período desse estudo começa no primeiro trimestre de 1998 (1998:T1) e termina no último de 2019 (2019:T4). Optou-se por iniciar as estimações em 1996, 2 anos após o fim da implementação do Plano Real, momento em que a maioria dos indicadores econômicos brasileiros havia encontrado melhor estabilização. Como a série do PIB tem a tendência retirada com uso do Filtro de Baxter-King, então 11 trimestres da amostra são perdidos. Da mesma forma, optou-se também por não incluir o período da pandemia de 2020 a 2022, porque trouxe muita instabilidade ao algoritmo e acarretou superestimação de muitos dos parâmetros do espaço-estado à medida que foi exigido do modelo "grande esforço" para se adequar a esse período raro na história da humanidade⁸. Uma resposta negativa dos déficits primários à razão dívida-PIB implica que a razão dívida-PIB deverá ser reversível à média, apesar de ser virtualmente impossível rejeitar uma raiz unitária em testes padrão de séries temporais univariadas (Bohn, 1998). O artigo mostra que os testes de raiz unitária são inconsistentes e enganadores, quando aplicados à razão dívida-PIB, porque não levam em consideração informações importantes como flutuações do PIB e das despesas públicas. Em conclusão, esse resultado é utilizado para defender o uso da série da razão dívida-PIB em nível para estimar a regra fiscal.

3.3 Resultados

Após a estimação da *posterior* dos parâmetros do modelo de espaço-estado pelo algoritmo MH e filtro de partícula, obtivemos as distribuições apresentadas na figura 3.

As distribuições foram todas monomodais com quase todas com formato próximo de uma normal, abstraindo das caudas mais pesadas - como observado com σ_x - e assimetrias - como observado com η_x . A distribuição de ρ_{σ_x} tem o lado direito mais íngreme e o esquerdo

⁶ Para mais detalhes, consultar o apêndice C

⁷ Para construir séries mais longas, somou-se as séries de setor público desagregadas em governo federal, estadual, municipal e Banco Central.

⁸ O algoritmo de estimação dos parâmetros do espaço-estado está esquematizado no apêndice D para consulta.

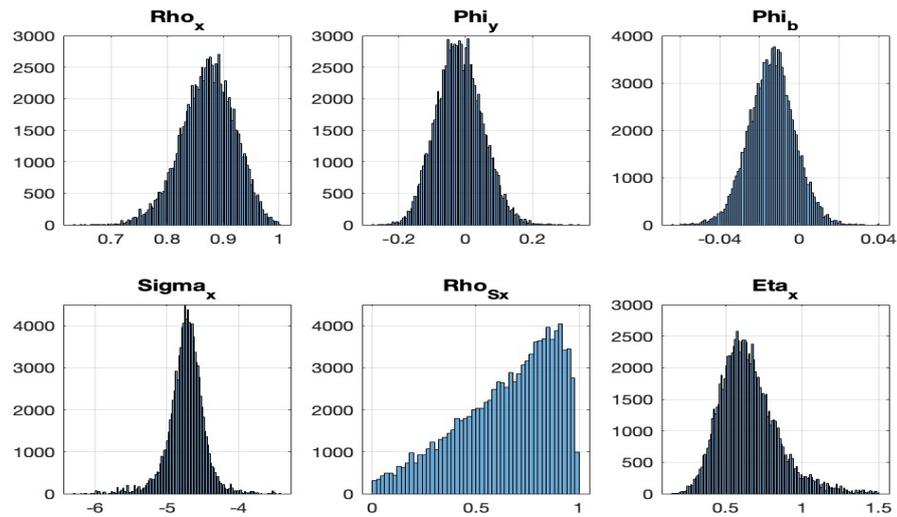


Figura 3 – Histograma das Distribuições dos Parâmetros do Estado-Espaço

com decaimento lento, indicando que a série de volatilidade fiscal tem persistência, mas a verossimilhança tem pouca sensibilidade a esse parâmetro.

O conceito de *Highest Density Posterior Interval* (HDPI) de 90% é o intervalo da distribuição *posterior* que captura a região contínua de maior probabilidade. Na tabela a seguir, temos os valores máximo, mínimos e o valor médio dos intervalos:

Parâmetros	Valor Médio	Banda Inferior	Banda Superior
ρ_x	0.87	0.79	0.95
ϕ_y	-0.02	-0.13	0.09
ϕ_b	-0.01	-0.03	0.005
σ_x	-4.72	-5.11	-4.36
ρ_{σ_x}	0.62	0.26	0.98
η_x	0.63	0.34	0.96

Tabela 1 – Tabela com o HDPI dos Parâmetros

Observando os valores na tabela 1, vemos que os desvios da volatilidade média duram algum tempo, embora a persistência não seja identificada com tanta precisão quanto a dos choques fiscais ρ_x . O $\varepsilon_{x,t}$ tem um desvio-padrão médio de 0.89% ($100 \times \exp(-4.72)$). Uma inovação positiva de um desvio-padrão de $u_{x,t}$ aumenta o desvio-padrão da inovação no choque fiscal para cerca de 1.5% ($100 \times \exp(-4.72 + (1 - 0.62^2)^{0.5} \times 0.63)$). Os parâmetros ϕ_y e ϕ_b , por sua vez, têm suas estimativas pontuais negativas, conforme o *feedback* esperado do *business cycle* e da trajetória da dívida, respectivamente.

Um exercício interessante a se fazer é o de analisar na linha do tempo o quanto um choque de volatilidade fiscal de um desvio-padrão pode impactar o resultado fiscal. Com

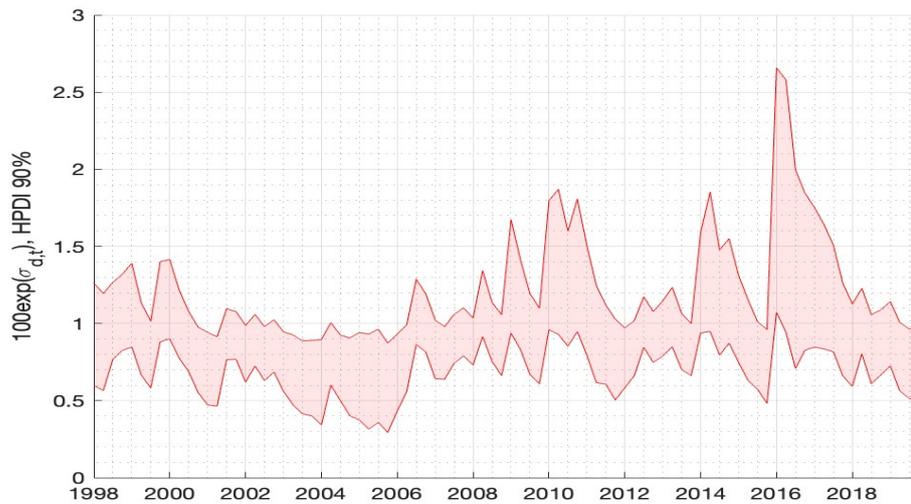


Figura 4 – Série Suavizada de Choques de Volatilidade Fiscal no Déficit Primário

esse fim, será exibido os intervalos de probabilidade posteriores de 90% da série suavizada de choques de volatilidade fiscal para o déficit primário, $100 \times \exp(\sigma_{x,t})$, sobre a amostra. Sua estimação é feita através de 1,000 sorteios da *posterior*, 10,000 partículas do filtro e 500 do *smoother*⁹.

A figura 4 mostra em quantos pontos percentuais uma inovação de um desvio-padrão no choque de volatilidade fiscal teria alterado o déficit primário como porcentagem do PIB em diferentes momentos. O intervalo preenchido de cor laranja corresponde ao HDPI da distribuição dos choques ao longo do tempo. Por exemplo, em 2016:T1, com 90% de probabilidade, o déficit primário teria oscilado entre 1.1 pontos percentuais (banda inferior) e 2.65 pontos percentuais (banda superior).

É pertinente uma análise relacionando os períodos do gráfico com os acontecimentos relevantes e a conjuntura macroeconômica subjacentes. O gráfico começa com um impacto por volta de 1% sobre o déficit primário como razão do PIB entre 1998-2000. Nesse período a economia brasileira sofria fortes turbulências devido à Crise Financeira Asiática em 1997, a Russa em 1998 e o risco de moratória da dívida externa brasileira em 1999. Como consequência, o Governo iniciou uma campanha de formação de superávit, mediante forte aumento de receitas proporcionado por alteração da legislação tributária, controle das despesas e a adoção do tripé macroeconômico¹⁰.

⁹ Para referência de como funciona em teoria e na prática um filtro e um suavizador de partículas, é possível consultar Fernández-Villaverde and Rubio-Ramírez (2007). Ainda assim, no apêndice E é esquematizado o algoritmo de estimação de ambos os estados filtrados e suavizados da volatilidade fiscal.

¹⁰ O tripé macroeconômico é um conjunto de 3 pilares essenciais que sustentaram a política econômica: estabilidade de preços (controle da inflação), equilíbrio fiscal (equilíbrio das contas públicas) e câmbio flutuante (livre variação da taxa de câmbio).

O período de 2000-2008 foi quase todo relativamente calmo em termos fiscais para o Brasil, onde o intervalo de 90% não chega a superar 1%. Exceções foram os anos de eleições em 2002 e em 2006. O período 2002-2008 foi marcado pela tendência de aumento de receitas e, em ritmo um pouco menor, das despesas, em conformidade com a política da época de formação de superávit primário como política fiscal. Isso foi possível, em grande medida, pelo contexto internacional favorável - logo após a Crise das Pontocons - que se desenrolou puxado pelas altas taxas médias de crescimento no mundo e consequente superciclo das *commodities*. No primeiro mandato do presidente Lula, reconhecido por ter uma política econômica mais ortodoxa, o intervalo de confiança da volatilidade fiscal manteve-se estável abaixo de 1%. Esse prognóstico modificou-se no segundo mandato, em que houve uma inflexão da política econômica do governo Lula entre 2006-2008 em direção a uma mais heterodoxa com principal foco no fortalecimento do consumo e do mercado interno, via distribuição de renda. Nessa fase também houve um ambiente externo extremamente favorável, que contribuiu para que o governo acumulasse mais reservas internacionais e reduzisse a taxa real de juros devido ao efeito do grande volume de exportações de *commodities* sobre a taxa de câmbio (apreciação do Real). O governo adotou uma política fiscal expansionista com orçamento equilibrado, direcionando o aumento de arrecadação principalmente para transferência de renda (aumentos reais do salário mínimo e programas de distribuição de renda como Bolsa Família), investimentos (o Programa de Aceleração do Crescimento - PAC) e concessão de crédito subsidiado por intermédio dos bancos públicos (como Banco Nacional de Desenvolvimento - BNDES).

A fase seguinte de política econômica, de 2009-2011, foi marcada pelos efeitos da crise financeira internacional de 2008 e pelas ações anticíclicas adotadas pelo governo brasileiro. No gráfico, podemos notar picos mais agudos, relacionados à absorção fiscal dos efeitos econômicos da crise (em 2008) e do posterior período de implementação de medidas de seu enfrentamento. Entre 2009-2010, houve redução dos depósitos compulsório dos bancos; criação pelo Banco Central de uma linha de crédito emergencial para financiar a folha de pagamento de pequenas empresas; corte da taxa básica de juro; criação de linhas especiais de empréstimos e expansão do crédito direcionado via bancos públicos; desonerações tributárias e aumento do investimento público, sobretudo em habitação (por meio o programa Minha Casa Minha Vida). Em suma, a sucessão de superávits primários ajudou a conter as crises do início dos anos 2000 e viabilizaram o uso da política fiscal para compensar os efeitos econômicos da crise financeira.

No início do governo Dilma I em 2011, houve uma redução da volatilidade fiscal por alguns anos até que novas agitações de natureza política e econômica a fizessem elevar-se. Algumas fragilidades macroeconômicas fizeram-se perceptíveis, tais como a tendência de baixa do investimento privado desde a crise de 2008, como também pode ser citada a perda da produtividade e competitividade da indústria nacional. Para contrapor essa problemática, o Governo Federal desenhou um conjunto de medidas econômicas, de cunho

heterodoxo/desenvolvimentista, que ficaram conhecidas como Nova Matriz Econômica (NME)¹¹. Tais medidas incluíam, sobretudo: uma campanha de ampliação do investimentos públicos e concessão de crédito subsidiado via bancos públicos, redução da taxa de juros, desvalorização do real em relação ao dólar, desonerações tributárias à indústria e subsídios ao preço dos combustíveis e às tarifas de energia para diminuição do seu preço de mercado. Vale lembrar que o pico em questão na série de volatilidade começa em 2010, ano eleitoral, e a variância parece manter-se elevada 2011 adentro, muito provavelmente pela incerteza gerada na transição da tradicional política econômica baseada no tripé para a nova matriz.

A nova política manteve a economia dinâmica até o cenário internacional sofrer uma reviravolta em meados de 2012, com especial atenção à queda dos preços de *commodities* e enfraquecimento do comércio mundial. Do lado interno, a desaceleração da economia brasileira culminou no esgotamento das medidas de estímulo adotadas, fazendo com que a NME não surtisse o efeito desejado e levando a economia à estagnação. No ano eleitoral de 2014, esses fatores aliados aos fortes gastos tomados pelo governo com a prerrogativa de ampliar ainda mais as linhas de crédito subsidiado, subsídios ao setor industrial, desonerações e programas como Minha Casa Minha Vida e FIES, fizeram com que o choque de volatilidade fiscal atingisse uma nova grande alta, alcançando 1.86% na banda superior

O segundo mandato de Dilma Rousseff foi marcado por grande instabilidade política e econômica e os motivos para isso foram: 1) as desonerações tiveram um efeito de diminuição de receitas maior que esperado, porque a economia estava em desaceleração; 2) os subsídios estavam sendo pagos pelos bancos federais e pelo Fundo de Garantia do Tempo de Serviço (FGTS), cuja responsabilidade era de executores das políticas públicas do governo. Essa prática, conhecida como “pedalada fiscal” cessou em 2015 e as pendências com os bancos relativas aos anos anteriores, no valor de R\$ 55,6 bilhões, foram acertadas integralmente em dezembro de 2015, por exigência do Tribunal de Contas da União (TCU), gerando um grande impacto das despesas públicas; 3) somado à descoberta das contabilidades criativas do Governo Federal e o início da contração econômica, a Operação Lava Jato gerou profunda incerteza em torno das contas do governo, elevando a volatilidade fiscal para 2.65% (banda superior) em 2016:T1. No interregno entre os picos de volatilidade em 2014 e 2016, o intervalo fica contido abaixo de 1% de impacto no déficit primário, o qual é resultado de uma breve alteração de postura do governo Dilma em 2015, quando decidiu abandonar a maioria das políticas relacionadas à MNE. Além disso, 2015 é marcado com uma alteração na postura da condução da política monetária, onde o Banco Central passou

¹¹ A NME, adotada no início do governo Dilma, foi um conjunto de medidas para beneficiar o setor industrial, visando a redução dos custos das empresas nacionais e o aumento da competitividade diante da concorrência estrangeira. Desejava-se adotar um modelo mais voltado às exportações de produtos industriais do que ao fortalecimento do mercado interno ao passo que protagonizasse a indústria nacional e diminuísse a dependência da economia brasileira de **commodities** exportadas.

a adotar uma mais contracionista, visto que houve a perda do controle da inflação.

A partir de 2016, o Brasil já se encontrava em recessão. Diante à crise política e institucional generalizada, a presidente Dilma Rousseff sofreu *impeachment* motivado por crimes de responsabilidade e, então, seu vice assume, Michel Temer. Durante seu governo, importantes medidas foram tomadas para recuperar os níveis de confiança na política econômica, fiscal e monetária. Nessa fase, houve medidas fiscais e monetárias contracionistas com objetivo de recuperar a economia e reequilibrar as contas públicas. As mais importantes foram: 1) aprovação da Emenda Constitucional do Teto de Gastos; 2) aprovação da Lei das Estatais; 3) inícios das discussões/articulações sobre a reforma da previdência; 4) atuação do Banco Central focada no combate à inflação com elevação da taxa de juro real; e 5) liberalização dos preços monitorados. Os choques adversos dissiparam-se a partir do final de 2017, logo a economia foi recuperando-se vagarosamente, promovendo a estabilização da renda e a colocação da inflação de volta à meta¹². Em 2019, durante o governo Bolsonaro, a reforma da previdência foi aprovada pelo Congresso Nacional, o que levou o intervalo HDPI de 90% de choque suavizados de volatilidade fiscal a ficar novamente abaixo dos 1%. Esse feito foi conquistado graças à economia estimada de quase R\$ 900 bilhões, segundo o antigo Ministério da Economia¹³, ao longo de 10 anos nos custos do Governo Federal advindos da Previdência Social¹⁴.

¹² É digno de nota que o ano eleitoral de 2018 foi o que teve menor presença de volatilidade fiscal dentre todos os outros desde 1998. O segundo menor foi as de 2002.

¹³ De acordo com o Instituto Nacional de Seguro Social (INSS), em 2022, 3 anos depois da aprovação da reforma da previdência, a economia chegou a R\$ 156,1 bilhões aos cofres públicos.

¹⁴ Análises mais profundas sobre o governo Bolsonaro não foram realizadas, pois seria difícil determinar relações entre os resultados empíricos e tendências gerais dos efeitos provocados pelo arcabouço de políticas fiscais dentro do intervalo de apenas um ano contido na amostra. Reconhece-se que a aprovação da Reforma da Previdência foi o marco do primeiro ano de seu governo e teve um grandioso impacto tanto nos resultados fiscais quanto nas expectativas.

4 MODELO SVAR

Uma importante pergunta é se os choques de volatilidade fiscal documentados na seção anterior causam impacto na atividade econômica ao longo do tempo. Para responder essa pergunta, Fernández-Villaverde et al. (2015) propõem um SVAR tradicional inspirado em Christiano et al. (2005) onde, mais especificamente, variáveis importantes de desempenho econômico são relacionadas à série estimada de volatilidade do instrumento fiscal.

Considerando o objetivo desse experimento quantitativo de estudar os efeitos da volatilidade fiscal sobre a atividade econômica, um outro caminho poderia ter sido cogitado: um modelo VAR com variância estocástica. Para tanto, o modelo VAR seria estimado com as séries de RPPG e as econômicas. Essa opção é mais simples e computacionalmente leve, no entanto, a complicação esconde-se no fato de como seria o jeito correto de isolar o choque de volatilidade fiscal dentro do modelo. Embora o modelo de espaço-estado forneça um fardo maior quanto à estimação, o seu uso produz a série de choques de volatilidade que pode ser utilizada com maior segurança em um modelo VAR tradicional com métodos de identificação dos choques mais consagrados na literatura, como o fez Fernández-Villaverde et al. (2015).

4.1 Especificação, Estimação e Dados

Os autores estimam um VAR com menos *lags* e abarcando mais variáveis econômicas, quando comparado ao modelo que será desenvolvido nessa subseção pelo seguinte motivo: no caso dos dados brasileiros, a quantidade de observações das séries brasileiras não permitiu que o modelo fosse bem identificado aos mesmos moldes dos autores.

As variáveis observadas escolhidas são os choques de volatilidade fiscal, produto real per capita, consumo real per capita, investimento real per capita e as taxa de inflação e de juros. As séries de dados brasileiros correspondentes, respectivamente, são a série filtrada de choques de volatilidade fiscal sobre o RPPG estimada na seção anterior, produto interno bruto (PIB) brasileiro, consumo domiciliar, a formação bruta de capital físico (FBKF), o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) e a taxa do Sistema Especial de Liquidação e de Custódia (SELIC)¹. As primeiras séries são disponibilizadas pelo IBGE, enquanto a taxa de juros pelo BACEN. Para escalar as variáveis pela população (per capita), é usado a população adulta brasileira calculada também pelo IBGE². Ambas

¹ As séries de PIB e FBKF estão a preços de 2023:T1 e normalizadas pela unidade de 1996:T1. O IPCA e a SELIC estão em porcentagem ao ao.

² As séries de população adulta são encontradas em 3 bases: PNAD, PME nova e PME antiga. Logo, para prolongar a série da PNAD, foi calculado a variação percentual entre as observações

séries tiveram seu componente sazonal retirado pelo método X-11-ARIMA. No tocante à ordenação escolhida, ela é a mesma da apresentação das variáveis nesse parágrafo e a motivação dessa escolha baseia-se na visão de Fernández-Villaverde et al. (2015) de que os choques de volatilidade fiscal são exógenos. Ainda segundo eles, usa-se a série de choques filtrados, em vez dos suavizados, para condicionar o modelo às informações dos agentes existentes até t .

Por fim, um VAR com 8 defasagens dos dados trimestrais são utilizados em conjunto com um coeficiente constante e outro de tendência linear³. Os choques do VAR estrutural são identificados com restrições zero de curto-prazo (Cholesky). Quanto ao período de estimação, este será o mesmo da seção anterior de 1998:T1 até 2019:T4.

4.2 Resultados

A figura 5 mostra as funções resposta ao impulso (Impulse Response Function - IRF) de uma inovação positiva de um desvio-padrão em um choque de volatilidade fiscal no déficit primário. Os intervalos de confiança são bandas simétricas de 90% calculadas por *bootstrap*⁴. No eixo das abcissas estão as unidades de tempo em trimestre e as entradas nas ordenadas estão em porcentagem, com exceção da inflação e das taxas de juros que estão em pontos base anualizados.

Percebemos que o produto e o investimento, inicialmente caem, com o choque positivo, mas após 3 e 8 trimestres, respectivamente, ambas as variáveis têm um período de recuperação de mais ou menos 12 trimestres até retornarem aos níveis anteriores. A inflação passa por um efeito semelhante ao cair por 4 trimestres, sofrer um período de alta ao longo de 15 e retornar a níveis prévios. Quanto à taxa de juros, tanto os efeitos de queda inicial e recuperação demoram mais a desenrolarem-se, iniciando a recuperação no décimo-sexto trimestre depois de uma queda. Tais resultados estão em linha com Fernández-Villaverde et al. (2015), cujos efeitos observados na economia americana seguem o mesmo padrão de queda inicial, recuperação e retorno a níveis pre-choque.

Foi testado a hipótese de exogeneidade da série filtrada. Embora não mostrado aqui, foi verificado para os outros 4 casos, conforme movemos a série de volatilidade da

das 2 últimas bases e, então, foi aplicada retroativamente na primeira.

³ As especificações iniciais eram compostas de um VAR(p) estimado com as séries econômicas após receberem filtros de remover tendência para aquelas com raiz unitária. Primeiro, foi utilizado o filtro de Hamilton nas séries, em outro momento o filtro de Baxter-King e por último do Christiano-Fitzgerald. As especificações do VAR(p) foram de menor tamanho e pouco parcimoniosas devido à alta correlação entre as séries após a passagem dos filtros. Em outras palavras, as especificações tenderam a ter mais de 12 *lags* e abarcar apenas produto per capita, inflação e juros.

⁴ Percebemos a grande área dos intervalos de confiança, indicando alta variância presente no VAR. Esse fato aconteceu em muito devido ao modelo ser grande (5 variáveis) para a pequena extensão das séries usadas, a qual se limitou a 80 observações efetivas para estimação.

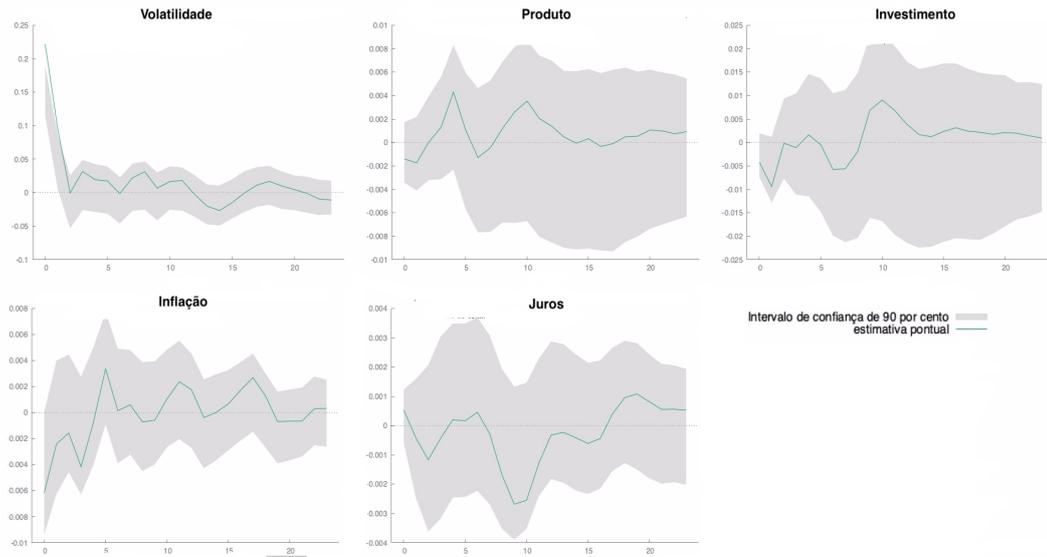


Figura 5 – IRF's com um Choque de 1 Desvio-Padrão

Horizontes trimestrais no eixo das abcissas.

posição 2 para a quinta. As IRF's associadas, independentemente da ordem, mostram os mesmos resultados apresentados acima. E para corroborar, ao nível de 5 por cento, não é encontrado evidências de que qualquer uma das 4 séries do VAR Granger-causem as inovações filtradas em um choque de volatilidade fiscal sobre o resultado primário.

Essa dinâmica observada nas IRF's pode ocorrer, porque o aumento médio da incerteza agregada, principalmente durante as recessões, reduz a produção no primeiro ano, mas com uma rápida recuperação posterior. A razão para essa queda rápida na produção é que a maior incerteza presente na economia leva as empresas a interromperem a contratação e o investimento, reduzindo o capital agregado e a mão-de-obra por meio de depreciação e desgaste. O crescimento da produtividade também cai uma vez que a realocação congela (plantas produtivas não se expandem e as improdutivas não se contraem) em uma atitude de "vamos esperar e ver o que acontece mais para frente" das empresas. Não obstante, conforme a incerteza começa a se dissipar, a demanda reprimida por contratação e investimento leva a uma rápida recuperação. Assim, os choques de incerteza geram quedas curtas e acentuadas da produção e do investimento seguidas de suas recuperações (Bachmann and Bayer, 2011). Esses fatos indicam que uma atitude coletiva das firmas têm repercussões no agregado da economia⁵.

Fernández-Villaverde et al. (2015) desenvolvem um modelo estrutural de equilíbrio geral para entender os mecanismos por de trás desses resultados empíricos. O modelo estrutural arquitetado por eles é um DSGE com rigidez nominal, função custo de ajustamento

⁵ Para entender este mecanismo, os autores montam um modelo de equilíbrio geral com firmas heterogêneas e custos de ajuste de trabalho e capital, além de incerteza anticíclica a nível micro e macro. Os agentes no modelo estrutural reagem ao aumento do risco agregado na economia.

de Rotemberg e política monetária seguindo uma regra de Taylor. As IRF's respondem a uma inovação na taxa de imposto sobre a renda do capital. Conforme os autores, a maior parte do declínio na produção é explicada por uma queda no investimento. Por um lado, as famílias investem menos por causa do aumento da taxa de imposto sobre o capital, por outro, maiores margens de lucro⁶ das firmas implicam que produzirão menos e, por isso, exigirão menos capital. O declínio no consumo é induzido pela poupança precaucional, ilustrando o desejo das famílias de suavizá-lo.

Leduc and Liu (2016) podem, todavia, trazer uma outra ótica à tentativa de compreender o comportamento da demanda agregada frente à incerteza. O modelo estrutural deles também possui preços rígidos, função custo de ajustamento de Rotemberg e política monetária seguindo uma regra de Taylor, porém, há o acréscimo de fricções de *search* no mercado de trabalho⁷. Ainda, as IRF's respondem a um choque de incerteza sobre a tecnologia. A vantagem do modelo proposto é que traz um bom entendimento sobre como as repercussões da incerteza ao nível micro se transmitem e geram efeitos nos agregados econômicos. Os autores mostram que a incerteza impacta a economia por 2 canais: o 1) canal opção de valor e o 2) canal da demanda agregada

- 1) As fricções de *match* implicam que um *match* de trabalho representa uma relação de emprego irreversível de longo-prazo. Levando em conta a teoria do investimento irreversível, a incerteza dá origem a um efeito de valor de opção que é contracionista. Enfrentando maior incerteza, o valor da opção de espera aumenta e o valor esperado de um *match* de trabalho diminui, induzindo as empresas a disponibilizarem menos vagas, o que torna mais difícil para os desempregados encontrar empregos e assim a taxa de desemprego de equilíbrio é elevada⁸.

⁶ O aumento das margens de lucro das firmas ocorrem por meio de dois canais: um canal de demanda agregada e um canal de viés de preços para cima. Ambos estão relacionados com a rigidez nominal. No primeiro caso, diante de uma maior incerteza, as famílias querem consumir e investir menos. Com rigidez de preços, no entanto, os preços não acomodam totalmente a demanda diminuta. Assim, os *markups* sobem e a produção cai. No outro caso, as empresas respondem a um choque de volatilidade fiscal estabelecendo preços mais altos do que fariam de outra forma. Isso ocorre pela assimetria da função de lucro, a qual torna mais custoso para a empresa definir preços mais baixos relativo a seus concorrentes do que quando os define mais altos. Resultado: as empresas preferem rever sua decisão de preços hoje com um viés para cima.

⁷ Outra diferença menos importante, mas válida de menção, é que a autoridade fiscal de Fernández-Villaverde et al. (2015) se financia com impostos *lump-sum* sobre consumo, capital, folha de pagamento e possui gastos correntes G ; já a de Leduc and Liu (2016) financia pagamentos de transferências T a trabalhadores desempregados por meio de impostos distorcivos sobre os lucros das empresas.

⁸ Para ilustrar o canal de valor de opção, os autores tornam os preços flexíveis no modelo estrutural. Segundo eles, o canal de valor de opção, que nasce com fricções de *match* no mercado de trabalho, prevalece sobre os efeitos de poupança precaucional, conduzindo a uma recessão. Este efeito de poupança precaucional, por sua vez, surge pois o valor de um *match*

- 2) A queda no consumo de agentes aversos ao risco é induzido pelo efeito da poupança precaucional diante à elevação da incerteza e isso ilustra a propensão desses agentes a suavizarem consumo. Como consequência, a taxa de desemprego aumenta pela redução da demanda agregada. À medida que essa demanda cai, o preço relativo dos bens intermediários diminui, encolhendo o lucro das empresas e o valor de um *match* de trabalho. As empresas respondem a esse declínio disponibilizando menos vagas. Dessa maneira, a taxa de procura de emprego diminui (e por complementariedade, a taxa de desemprego aumenta). À medida que mais trabalhadores estão desempregados, a renda familiar cai, reforçando o declínio inicial da demanda agregada e ampliando os efeitos recessivos da incerteza sobre a macroeconomia. Como esta deprime a demanda agregada, a inflação também é reduzida. Sob a regra de Taylor, o banco central reduz a taxa nominal de juros para aliviar os efeitos adversos da incerteza. A resultante ainda é, entretanto, aumento do desemprego e desaceleração da inflação no equilíbrio após um aumento da incerteza.

Leduc and Liu (2016) explicam ainda que as fricções de *search* e a rigidez de preços têm interações importantes que amplificam os efeitos macroeconômicos dos choques de incerteza, porquanto a resposta do desemprego passa a ser muito maior do que quando há preços flexíveis e mercado de trabalho sem fricções. Cabe ressaltar que a teoria do investimento irreversível é responsável por explicar a postura cautelosa das firmas em investir (Bachmann and Bayer, 2011) como também em contratar (Leduc and Liu, 2016).

Um exercício interessante pode ser o de perguntar o quanto a volatilidade é responsável pela mudança nas variáveis macroeconômicas do modelo. Podemos conduzi-lo ao analisar a decomposição da variância dos erros de previsão (Forecast Errors Variance Decomposition - FEVD). Na figura 6, vemos que os choques de volatilidade são capazes de mover com grande poder a própria volatilidade, sendo responsável quase que inteiramente por sua variabilidade nos primeiros trimestres e perdendo participação ao longo do tempo, chegando a 60% no vigésimo horizonte. Das variáveis macroeconômicas, investimento e produto possuem maior participação na capacidade de fazer a volatilidade variar, chegando a mais ou menos 18% e 10%, respectivamente, no último horizonte. A volatilidade, entretanto, pouco é responsável por fazer outras variáveis econômicas moverem-se: a inflação sofre um impacto maior na sua variabilidade, cerca de 7%, que se mantém relativamente constante ao longo dos horizontes; o juros mantém-se relativamente constante, em torno de 4% passados 8 trimestres; e o investimento, atingindo um pico de 8% no segundo trimestre após o choque e decaindo lentamente a níveis desprezíveis a partir daí. Choques

depende tanto do lucro do período atual quanto do valor de continuidade do *match*, com o último descontado pela taxa de juros real. A incerteza, em um ambiente contendo agentes aversos ao risco, cria um motivo de poupança precaucional, a qual reduz a taxa de juros real. Com tudo o mais constante, uma redução na taxa de juros real aumenta o valor presente de um *match* de trabalho e, portanto, aumenta o emprego e a produção.

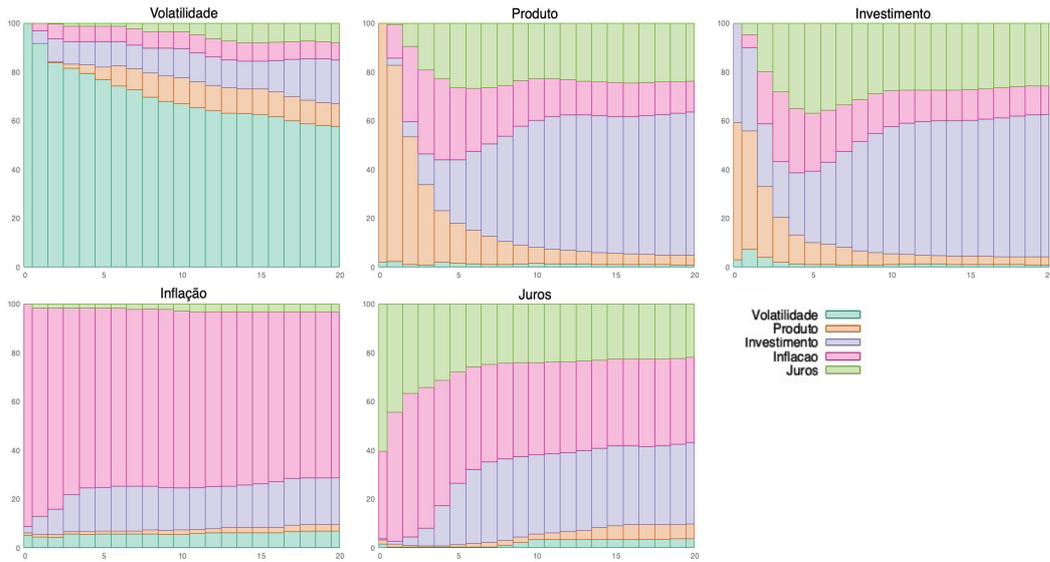


Figura 6 – FEVD das variáveis do SVAR estimado

Horizontes trimestrais no eixo das abcissas.

de incerteza por si só não produzem os *business cycles*; o ponto chave é que levam a correlações negativas entre variáveis macroeconômicas (Bachmann and Bayer, 2011).

De forma geral, percebe-se que as variáveis macroeconômicas têm maior influência sobre a volatilidade fiscal (totalizando 40% de sua variabilidade após 20 trimestres) do que o contrário, de modo a indicar que a conjuntura exerce forte interferência em como os agentes percebem a incerteza em torno da performance governamental sobre suas contas. Desses resultados obtidos até o momento, podemos concluir: 1) o impacto do choque de volatilidade fiscal exerce grande pressão sobre os resultados fiscais do governo; 2) as variáveis macroeconômicas - estudadas no VAR - que têm maior propensão a responder ao choque de volatilidade são inflação de forma geral, o investimento inicialmente e o juros mais tardiamente; 3) a volatilidade fiscal mostra-se como uma expressão, em grande parte, da maior ou menor incerteza gerada por ações discricionárias do governo durante uma dada conjuntura econômica.

Uma visão histórica pode proporcionar alguns *insights* em como a volatilidade fiscal se comporta no meio das variáveis econômicas. Utilizando-se da decomposição histórica (Historical Decomposition - HD) do SVAR, é possível fazer essa análise e vamos dar especial atenção ao período de 2008 até 2018, quando observamos os maiores picos na série histórica dos choques filtrados de volatilidade fiscal, conforme pode ser visto na figura 7. Caso se faça necessário, é possível visitar o apêndice G para acompanhar as análises abaixo com os gráficos de evolução de séries econômicas no decorrer do tempo.

Na figura 7, podemos notar que a série é majoritariamente atingida pelos próprios choques estruturais e os de maiores magnitudes aconteceram em 2008:T3 e 2015:T3, respectivamente, época em que "explodiu" a crise financeira internacional e veio à tona o

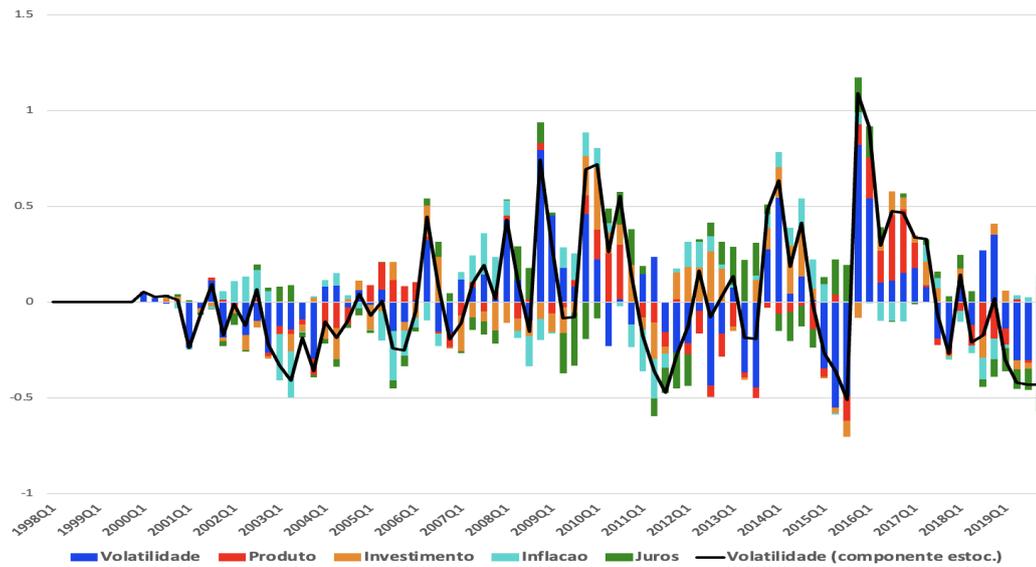


Figura 7 – Decomposição Histórica da Série de Choques Filtrados de Volatilidade Segundo o SVAR Estimado

escândalo das "pedaladas fiscais". Esses eventos, devido a sua natureza, geraram enorme incerteza por um lado e desconfiança por outro, que se refletiram na política fiscal do governo e, então, materializaram-se como inovações de forte impacto no choque de volatilidade fiscal sobre o resultado primário. Ademais, em 2009, o Governo Federal inicia sua investida para compensar os efeitos econômicos da crise externa através da política fiscal. A Economia, em recuperação, é a causa dos choques estruturais do produto causarem maior incerteza em torno do fiscal. Paralelamente, nessa época o investimento do setor privado encontrava-se num movimento de queda desde 2008, enquanto o governo disponibilizava para o mesmo fim recursos públicos por diversos meios. O resultado foi um incremento da volatilidade fiscal vindos por choques estruturais de investimento. Da mesma forma, observamos impactos semelhantes no período de 2012-2014, época da NME do governo Dilma durante o enfraquecimento da economia mundial. O PIB brasileiro, ou seja, a renda começou a sentir a política econômica inapropriada para o contexto que o país vivia alguns anos depois e, a partir de 2016, quando a crise econômica brasileira tomou corpo, choques do produto assumiram protagonismo em elevar a volatilidade fiscal até 2017.

Sabemos que por todo o período de 2008-2014 houve a presença de um política fiscal expansionista ativa e, pela teoria econômica, é conhecido que os gastos do governo podem gerar inflação no longo-prazo através da demanda agregada. A inflação assumiu um papel importante de incremento da incerteza fiscal no período de 2012-2015, fase na qual sofreu uma forte tendência de aceleração. Concomitantemente, a política monetária foi de modo geral expansionista por todo o período de 2008-2014, que pela teoria econômica, pode causar inflação de demanda no longo-prazo. O juros, em si, colaborou no período de 2012-2015 para fortalecer a incerteza fiscal, quando o produto encontrava-se estagnado,

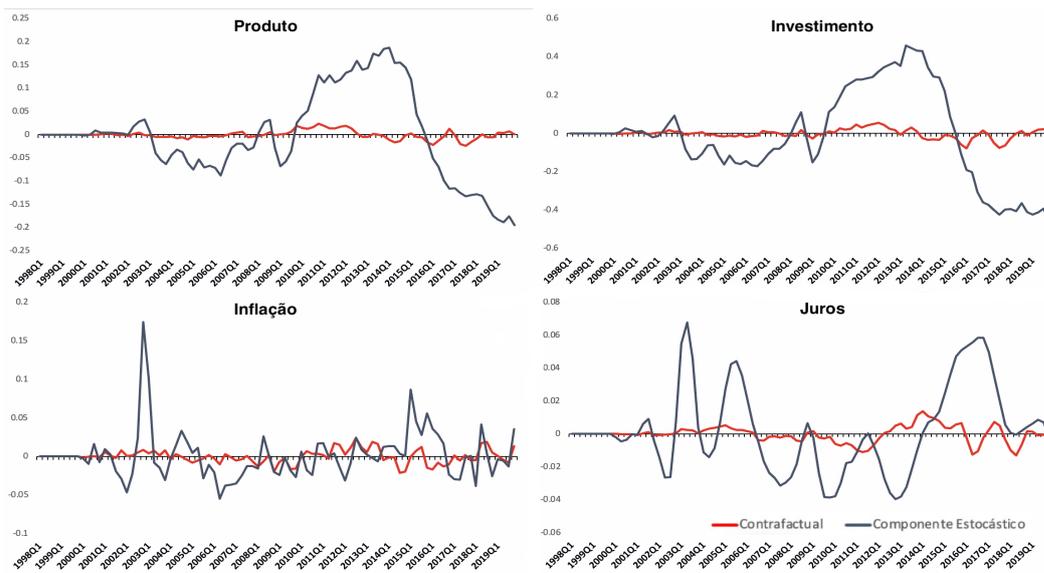


Figura 8 – Séries Econômicas e seus Contrafactuais da Volatilidade Fiscal Segundo o SVAR Estimado

inflação acelerando e a percepção de risco da economia brasileira em tendência de piora.

Um outro exercício interessante que a decomposição histórica pode proporcionar é um contrafactual que mostra como teria sido o comportamento das variáveis macroeconômicas, caso apenas a história do choque estrutural de volatilidade fiscal tivesse ocorrido. Na figura 8, por exemplo, vemos como o produto real per capita desenrolou-se historicamente como soma de todos os choques estruturais na linha preta e, na linha vermelha, vemos como desenrolar-se-ia caso apenas fosse afetado pelo choque estrutural de volatilidade. Em perspectiva, na figura 8 observa-se os resultados presentes na decomposição da variância de que a volatilidade pouco poder tem de fazer mover as variáveis econômicas. Não obstante, um padrão mostra-se com clareza no período destacado acima de 2009-2016: considerando as sucessões de choques estruturais de volatilidade fiscal, a resultante é de que tendia a elevar o produto e o investimento ao mesmo tempo em que ajudava a inflação e o juros a decair; a partir de 2012, essa resultante reverte-se e, então, produto e investimento tendem a ser levados a cair em paralelo a fazer subir o juros e acelerar a inflação⁹.

Por fim, mecanismos são de vital importância para entender com profundidade e extensão a transmissão de impactos da incerteza fiscal na economia e vice-versa. Desse modo, o montante de resultados proporcionados pelo VAR estrutural poderiam ser melhor interpretados. O DSGE construído por Fernández-Villaverde et al. (2015), todavia, não é suficiente para reproduzir com fidelidade todos resultados empíricos e fica para futura pesquisa essa empreitada. O modelo estrutural construído para explicar a economia

⁹ A aceleração da inflação, causada pelos choques estruturais de volatilidade fiscal, inicia-se antes, em 2011, e arrefece-se a partir de 2015, quando há a mudança de postura do governo Dilma quanto a sua política fiscal e monetária.

brasileira, tendo como instrumento fiscal o resultado primário, poderia responder a diversos tipos de choques de volatilidade fiscal, tanto pelo lado dos gastos como das receitas, podendo se obter algumas diferenças sutis nos mecanismos de transmissão das inovações. A incorporação de fricções de mercado de trabalho é uma sugestão lógica, dentro do que foi visto, mas também pode-se acrescentar o setor externo, uma vez que o câmbio é um conhecido canal de transmissão de risco dentro da economia brasileira. Ademais, Fernández-Villaverde et al. (2015) recomendam que o modelo sobre essa temática fiscal contemple questões como orçamento de longo-prazo, fricções financeiras e não-convexidades no investimento como fontes de melhorias. A despeito disso, pelo tamanho pequeno das séries econômicas brasileiras, é muito complicado por ora implementar um SVAR de grandes proporções sem passar pelo problema de identificação.

4.3 Teste de Robustez

Como sabido, é muito difícil rejeitar uma raiz unitária da série razão dívida-PIB em testes padrão de séries temporais univariadas. Para defender a tese de estacionariedade é elencado a premissa de Bohn (1998) de que a resposta negativa dos déficits primários à razão dívida-PIB implica que a razão dívida-PIB deverá ser reversível à média, ou seja, a dívida pública segue uma trajetória sustentável. Com o intuito de corroborar a validade da premissa, um teste de robustez é proposto. Primeiro, reestima-se a regra fiscal com as mesmas especificações da seção III, porém utilizando a série resultante do filtro de Baxter-King passada na razão dívida-PIB. Obtém-se, então, uma nova série filtrada de volatilidade estocástica, a qual será utilizada para estimar um modelo SVAR com as mesmas especificações da seção IV.

As IRF's vindas de um choque de 1 desvio-padrão na volatilidade possuem os mesmos sinais e magnitude observados na figura 5. Esse resultado corrobora a premissa de Bohn (1998) analisada aqui para a economia brasileira.

5 CONCLUSÃO

Nesse estudo quantitativo, vimos que os choques de volatilidade fiscal, ou a incerteza sobre o caminhar das contas públicas, devem ser considerados uma preocupação à Secretaria do Tesouro Nacional, pois a percepção dos agentes pode chegar a ter fortes impactos na performance do governo em atingir seus objetivos fiscais, determinando se o mesmo vai incorrer déficits além do previsto. Esses momentos são costumeiros, na historiografia brasileira, durante anos de eleição e quando a política fiscal expansionista é usada de forma demasiada.

De fato, a incerteza, mesmo a fiscal, isoladamente não gera *business cycles*, entretanto, quase metade de sua variação tem origem na conjuntura econômica, reforçando a percepção dos agentes sobre as coisas estarem indo bem ou mal.

Os canais de transmissão da volatilidade fiscal ainda não são conhecidos em sua totalidade, mas tornar-se-ão no momento em que um bom modelo estrutural seja construído para replicar as observações nos dados. A depender do seu tamanho, contudo, uma modelagem empírica com boa identificação ainda pode ser complicada de ser atingida para dar-lhe respaldo, já que as séries de dados brasileiras não são por enquanto longas o suficiente para esse fim.

REFERÊNCIAS

- Bachmann, R. and Bayer, C. (2011). Uncertainty business cycles-really? Technical report, National Bureau of Economic Research.
- Baker, S. R., Bloom, N., and Davis, S. J. (2016). Measuring economic policy uncertainty. *The Quarterly Journal of Economics*, 131(4):1593–1636.
- Bernardo, J., Berger, J., Dawid, A., and Smith, A. (1995). Efficient metropolis jumping rules. *Bayesian Statistics*, 5.
- Blanchard, O. and Perotti, R. (2002). An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output. *The Quarterly Journal of Economics*, 117(4):1329–1368.
- Bloom, N. (2014). Fluctuations in uncertainty. *Journal of Economic Perspectives*, 28(2):153–176.
- Bohn, H. (1998). The behavior of us public debt and deficits. *The Quarterly Journal of Economics*, 113(3):949–963.
- Caldara, D., Iacoviello, M., Molligo, P., Prestipino, A., and Raffo, A. (2020). The economic effects of trade policy uncertainty. *Journal of Monetary Economics*, 109:38–59.
- Carriero, A., Clark, T. E., and Marcellino, M. (2018). Measuring uncertainty and its impact on the economy. *Review of Economics and Statistics*, 100(5):799–815.
- Christiano, L. J., Eichenbaum, M., and Evans, C. L. (2005). Nominal rigidities and the dynamic effects of a shock to monetary policy. *Journal of Political Economy*, 113(1):1–45.
- Fernández-Villaverde, J., Guerrón-Quintana, P., Kuester, K., and Rubio-Ramírez, J. (2015). Fiscal volatility shocks and economic activity. *American Economic Review*, 105(11):3352–84.
- Fernández-Villaverde, J., Guerrón-Quintana, P., Rubio-Ramírez, J. F., and Uribe, M. (2011). Risk matters: The real effects of volatility shocks. *American Economic Review*, 101(6):2530–61.
- Fernández-Villaverde, J. and Rubio-Ramírez, J. F. (2007). Estimating macroeconomic models: A likelihood approach. *The Review of Economic Studies*, 74(4):1059–1087.
- Garthwaite, P. H., Fan, Y., and Sisson, S. A. (2016). Adaptive optimal scaling of metropolis-hastings algorithms using the robbins-monro process. *Communications in Statistics-Theory and Methods*, 45(17):5098–5111.

- Gulen, H. and Ion, M. (2016). Policy uncertainty and corporate investment. *The Review of Financial Studies*, 29(3):523–564.
- Hassan, T. A., Hollander, S., Van Lent, L., and Tahoun, A. (2019). Firm-level political risk: Measurement and effects. *The Quarterly Journal of Economics*, 134(4):2135–2202.
- Leduc, S. and Liu, Z. (2016). Uncertainty shocks are aggregate demand shocks. *Journal of Monetary Economics*, 82:20–35.
- Pástor, L. and Veronesi, P. (2013). Political uncertainty and risk premia. *Journal of Financial Economics*, 110(3):520–545.
- Pellegrini, J. A. (2021). Evolucao das contas da uniao: ajuste desajuste pandemia e desafios. *Nucleo de Estudos e Pesquisas da Consultoria Legislativa*.

APÊNDICES

APÊNDICE A – TESTE DE GEWEKE

O teste seguinte é realizado para verificar convergência do algoritmo de MH, o qual consiste num teste de diferença de médias entre 2 blocos distintos de sorteios. As estatísticas tendem assintoticamente a uma normal padrão (Z) e, pelo seus valores, rejeita-se a hipótese nula de que as médias são iguais, portanto indicando a não convergência do algoritmo.

ρ_x	ϕ_y	ϕ_b	σ_x	ρ_{σ_x}	η_x
3.33	5.19	5.78	4.05	8.18	10.99

Tabela 2 – Resultado do Teste de Geweke

APÊNDICE B – SORTEIOS SEM A RESTRIÇÃO AO PARÂMETRO η TAL QUE $0 < \eta < 1.25$

Abaixo estão os histogramas e os HDPI da distribuições dos parâmetros contando que a *prior* de η seja $\eta_x \mapsto U(0, +\infty)$ e do restante dos parâmetros sejam as mesmas citadas no corpo do texto seção III.

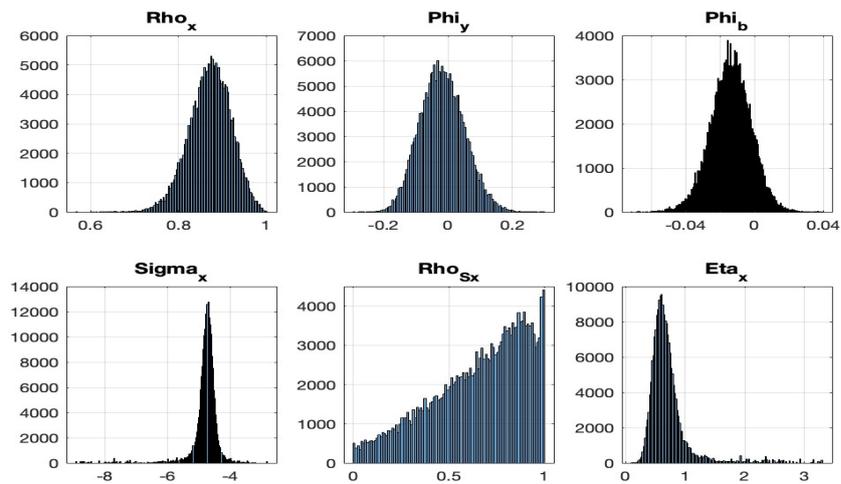


Figura 9 – Outro Histograma das Distribuições dos Parâmetros do Estado-Espaço

APÊNDICE C – PRIOR COMO SIMULAÇÃO DA DISTRIBUIÇÃO ESTACIONÁRIA INCONDICIONAL DOS DADOS

Segue abaixo a *prior* do estado inicial $\sigma_{x,0}^i$ e da observada inicial x_0^i para inicialização do filtro de partículas, dado um sorteio j no algoritmo MH:

$$\sigma_{x,h-1} = \sigma_x^j, x_{h-1} = 0, \tilde{y}_{h-1} = 0, b_{h-1} = 0 \text{ e } W \mapsto N(0,1)$$

Para $h = 1, 2, \dots, H$

$$\tilde{y}_h = 0.921\tilde{y}_{h-1} + 0.007W$$

$$b_h = 0.977b_{h-1} + 0.0177W$$

$$\sigma_{x,h} = \left(1 - \rho_{\sigma_x}^j\right) \sigma_x^j + \rho_{\sigma_x}^j \sigma_{x,h-1} + \left(1 - \rho_{\sigma_x}^{2,j}\right)^{\frac{1}{2}} \eta_x^j W$$

$$x_h = \rho_x^j x_{h-1} + \phi_{x,y}^j \tilde{y}_h + \phi_{x,b}^j b_h + \exp(\sigma_{x,h}) W$$

$$\sigma_{x,h-1} = \sigma_{x,h}, x_{h-1} = x_h, \tilde{y}_{h-1} = \tilde{y}_h, b_{h-1} = b_h$$

Para $i = 1, 2, \dots, N$

$$\tilde{y}_h = 0.921\tilde{y}_{h-1} + 0.007W$$

$$b_h = 0.977b_{h-1} + 0.0177W$$

$$\sigma_{x,h}^i = \left(1 - \rho_{\sigma_x}^j\right) \sigma_x^j + \rho_{\sigma_x}^j \sigma_{x,h-1} + \left(1 - \rho_{\sigma_x}^{2,j}\right)^{\frac{1}{2}} \eta_x^j W$$

$$x_h^i = \rho_x^j x_{h-1} + \phi_{x,y}^j \tilde{y}_h + \phi_{x,b}^j b_h + \exp(\sigma_{x,h}) W$$

$$\sigma_{x,h-1}^i = \sigma_{x,h}^i, x_{h-1}^i = x_h^i, \tilde{y}_{h-1} = \tilde{y}_h, b_{h-1} = b_h$$

APÊNDICE D – ALGORITMO DE ESTIMAÇÃO DA *POSTERIOR*

Estrutura de estimação:

1. Inicialização do Metropolis-Hastings: parâmetros de controle do MCMC e parâmetros do estado-espço θ_1
2. Sorteio do estado inicial $\sigma_{x,0}^i$ e da observada inicial x_0^i para as N partículas vindas da distribuição estacionária compatível com os dados e usando θ_1
3. Filtro de partículas para estimação do estado $\{\sigma_{x,t}^i\}_{t=1}^T$ com θ_1 e as N partículas de $\sigma_{x,0}^i, x_0^i$
4. Avaliação da *loglikelihood* a partir de $\{\sigma_{x,t}^i\}_{t=1}^T, \theta_1, \sigma_{x,0}^i$ e x_0^i
5. Looping para estimação de $\{\theta_j\}_{j=2}^M$:
 - sorteio de $\vartheta_j \mapsto q(\cdot/\theta)$
 - repetição dos passos 2,3 e 4 avaliados com ϑ_j
 - com probabilidade $\alpha = \min \left\{ \frac{P(\vartheta_j/Y)P(\theta_{j-1})}{P(\theta_{j-1}/Y)P(\vartheta_j)}, 1 \right\}$, $\theta_j = \vartheta_j$ ou, caso contrário, seja $\theta_j = \theta_{j-1}$.
 - Atualizar a constante de escala da *proposal distribution*
 - Atualizar a matriz covariância empírica

APÊNDICE E – ALGORITMO DE ESTIMAÇÃO DAS SÉRIES DE VOLATILIDADE

Estrutura de estimação:

1. Inicialização do algoritmo: inicialização dos parâmetros de controle do algoritmo
2. Sorteio de N_{post} parâmetros da posterior de θ
3. Looping para estimação dos estados filtrados e suavizados de $\{\sigma_t^i\}_{t=1}^T$ para cada θ_j sorteado da posterior:
 - Sorteio do estado inicial σ_0^i e da observada inicial x_0^i para as N partículas vindas da distribuição estacionária compatível com os dados e usando θ_j .
 - Estimação do estado filtrado $\{\sigma_{f,t}^i\}_{t=1}^T$ com θ_j e as N partículas de σ_0^i, x_0^i utilizando o filtro de partículas
 - Estimação do estado suavizado $\{\sigma_{s,t}^i\}_{t=1}^T$ com θ_j e as N partículas de σ_0^i, x_0^i utilizando o suavizador de partículas
 - Computar estado filtrado para cada parâmetro θ_j : $\{\sigma_{f,t}\}_{t=1}^T = \sum_{i=1}^N \{\sigma_{f,t}^i\}_{t=1}^T$
 - Computar estado suavizado para cada parâmetro θ_j : $\{\sigma_{s,t}\}_{t=1}^T = \sum_{i=1}^N \{\sigma_{s,t}^i\}_{t=1}^T$

APÊNDICE F – TESTE DE ROBUSTEZ

Segue abaixo as IRF's do SVAR estimado com as mesmas especificações e características descritas na seção IV, porém utilizando outra série de volatilidade estocástica. Essa série é estimada com a regra fiscal da seção III, mantendo as mesmas especificações e características, mas utilizando a série razão dívida-PIB resultante do filtro de Baxter-King, com a intenção de eliminar uma possível raiz unitária.

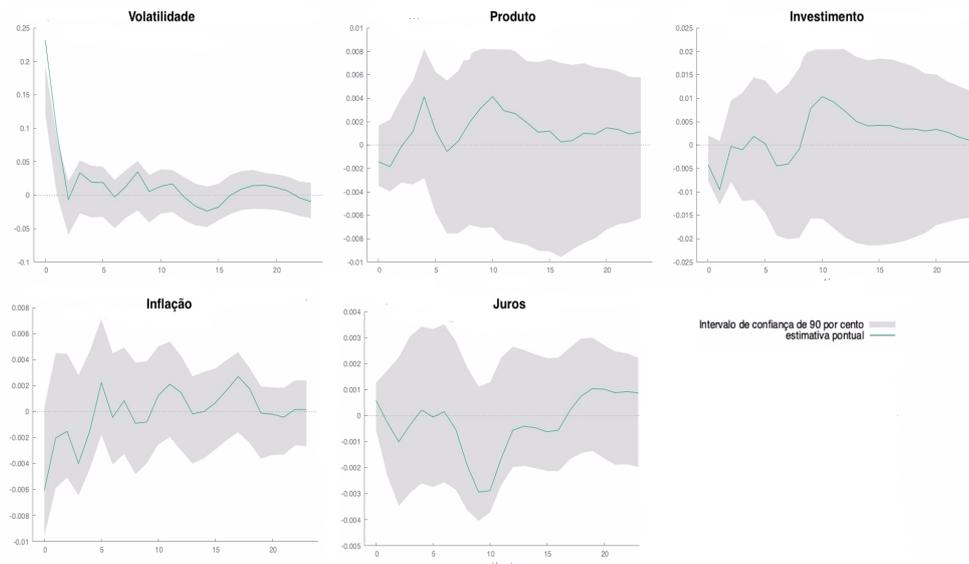


Figura 10 – Outras IRF's com um Choque de 1 Desvio-Padrão
Horizontes trimestrais no eixo das abcissas.

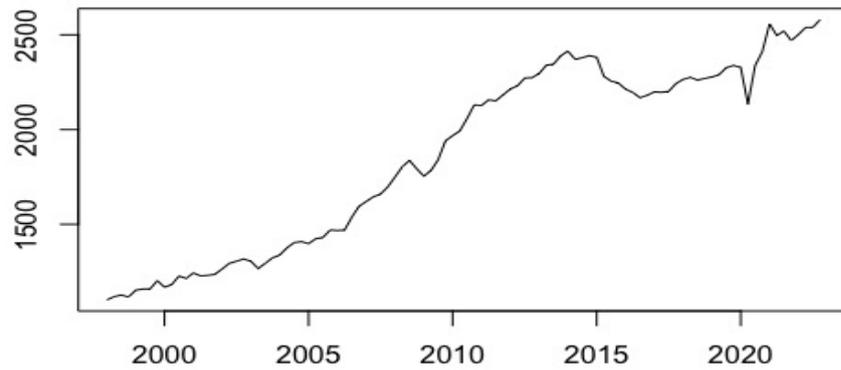
APÊNDICE G – GRÁFICO DE ALGUMAS SÉRIES ECONÔMICAS

Figura 11 – Trajetória do PIB (em bilhões de R\$ a preços de 2023:T1)

Série dessazonalizada. Fonte: IBGE. Elaboração Própria.

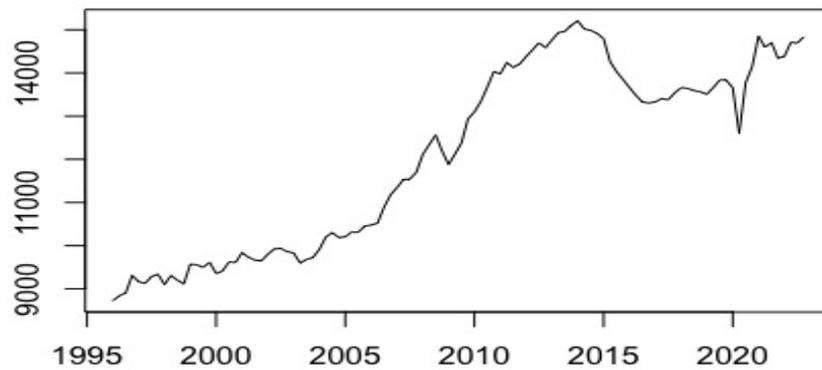


Figura 12 – Trajetória do PIB per Capita Brasileiro (R\$ a preços de 2023:T1)

Série dessazonalizada. Fonte: IBGE. Elaboração Própria.

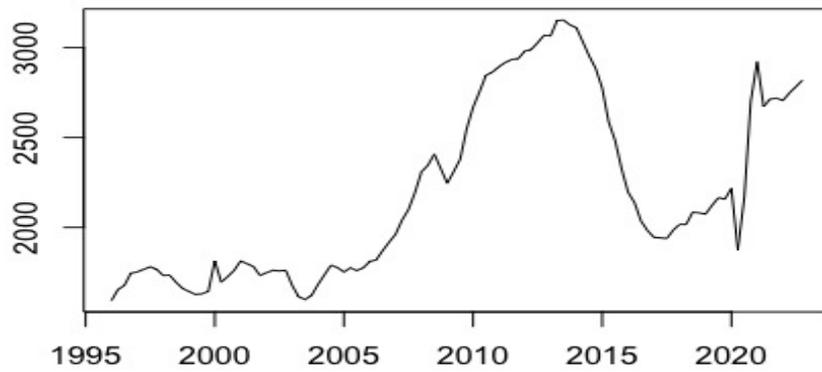


Figura 13 – Trajetória do Investimento per Capita Brasileiro (R\$ a preços de 2023:T1)

Série dessazonalizada. Fonte: IBGE. Elaboração Própria.

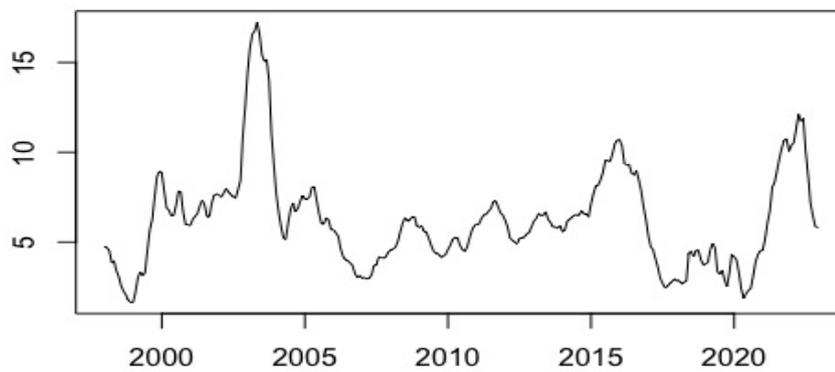


Figura 14 – Trajetória do IPCA Acumulado em 12 Meses (%)

Fonte: IBGE. Elaboração Própria.

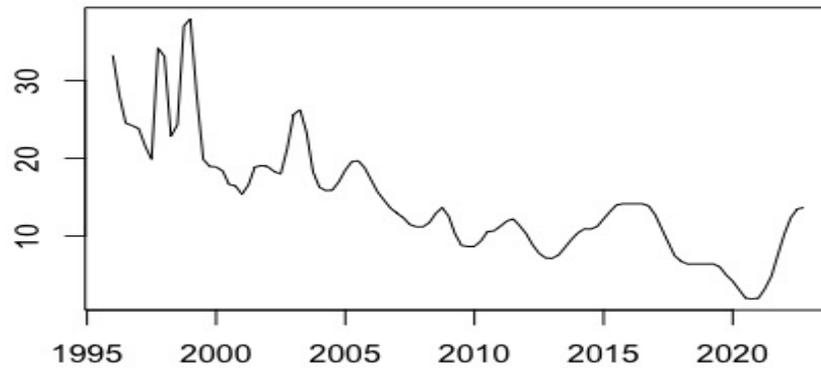


Figura 15 – Trajetória da Taxa SELIC (% ao ano)

Fonte: Bacen. Elaboração Própria.

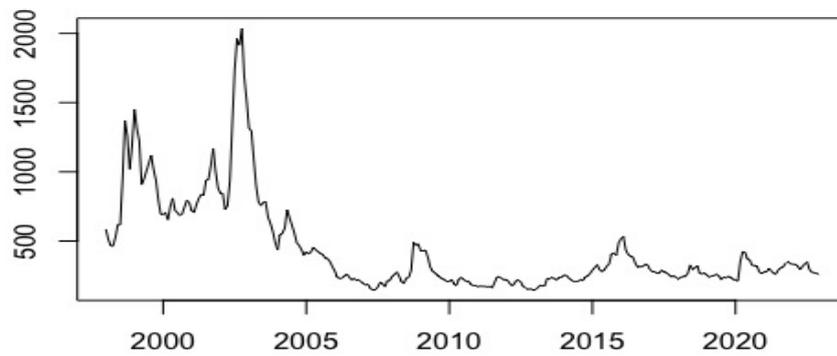


Figura 16 – Trajetória do EMBI+ Risco-Brasil

Fonte: JP Morgan & Chase Co. Elaboração Própria.