

INCERTEZA MACROECONÔMICA E OS SEUS EFEITOS FISCAIS: UMA ANÁLISE A PARTIR DE PROCESSAMENTO DE LINGUAGEM NATURAL E MODELOS DINÂMICOS ESTOCÁSTICOS DE EQUILÍBRIO GERAL (DSGE)**Cássio da Nóbrega Besarria****Edilean Kleber da Silva B. Aragón****Maria Daniella de Oliveira Pereira da Silva****Wellington Charles Lacerda Nóbrega****Resumo**

Este trabalho tem o propósito de analisar os efeitos de choques de incerteza macroeconômica em uma economia com regras fiscais. Esse objetivo será alcançado a partir de três etapas complementares. A primeira busca mensurar a incerteza macroeconômica por meio da análise de sentimento textual dos relatórios da dívida pública brasileira. Dessa etapa se desenvolve um dicionário de termos específicos ao contexto da dívida e este é utilizado para parametrizar o Índice de Incerteza Macroeconômica (IIM). Posteriormente, desenvolvemos um modelo DSGE e o estimamos a partir de técnicas de inferências bayesianas. Os resultados dessa fase apontam para uma influência considerável da utilização de uma regra fiscal no controle dos efeitos adversos da incerteza macroeconômica na trajetória do passivo público. A última análise agrega o Índice de Incerteza Macroeconômica com as relações estruturais da economia, derivadas do modelo DSGE, em uma abordagem de Vetores Autorregressivos com identificação agnóstica de sinais. Os resultados desta etapa também mostram que um choque de incerteza macroeconômica tem efeitos recessivos típicos, com redução de produção e consumo e aumento da dívida pública.

Palavras-chave: Processamento de Linguagem Natural. Análise de Sentimentos. Incerteza Macroeconômica. DSGE. Gerenciamento da Dívida.

Classificação JEL: C02, C63, E62, H63

1 Introdução

A adoção de regras fiscais está associada a posturas e políticas de austeridade fiscal mais rígidas e que, em linhas gerais, tendem a controlar os déficits e a dívida pública. Além disso, a condução da política fiscal, a partir de uma regra, impede que o ônus da transferência dos gastos públicos atuais seja repassado para os governos e gerações futuras e ancora as expectativas dos agentes econômicos em relação aos resultados esperados das contas públicas. Apesar de existir uma vasta literatura que mostra os efeitos positivos da condução da política fiscal sujeita a regras fiscais, a manutenção desse tipo de política de austeridade em um momento de aumento de incerteza econômica passa a ser um desafio.

A despeito das dificuldades inerentes à mensuração da incerteza, estudos foram desenvolvidos abordando tal variável de diversas maneiras. Trabalhos como Bloom (2009), Born e Pfeifer (2014), Basu e Bundick (2017) e Bloom et al. (2018) trataram a incerteza como um choque de segundo momento em modelos de equilíbrio geral, especificamente como um aumento na volatilidade da produtividade total dos fatores de produção. Outros estudos, investigaram a incerteza através de técnicas econométricas (Jurado, Ludvigson e NG 2015) e até utilizando abordagens alternativas pautadas na estimação de sentimento a partir de análise textual (Baker, Bloom e Davis 2016; Montes, Nicolay e Acar 2019). O desenvolvimento desses indicadores abre espaço para um novo campo de investigação, pautado em: É possível mensurar a incerteza econômica? Quais são os seus efeitos macroeconômicos? Existem maneiras ou instrumentos que podem ser utilizados para reduzir os efeitos adversos da incerteza na economia?

Esse trabalho busca responder essas questões e contribuir com uma literatura que mostra, em linhas gerais, que o aumento da incerteza afeta negativamente o ambiente econômico, provocando contração da atividade econômica e piora nas contas públicas. No Brasil, essa é uma discussão ainda embrionária e que passou a ocupar espaço de destaque a partir do ano de 2011, quando houve mudança de comportamento na condução da política fiscal¹, promovendo um aumento na incerteza econômica. Desde então, houve um aumento no

¹ Nesse ponto, de acordo com Pastore, Gazzano e Pinotti (2014), o ano de 2011 foi marcado por uma mudança de regime na condução da política econômica que, na prática, consistiu em um distanciamento das premissas do tripé macroeconômico.

número de pesquisas relacionadas à condução da política fiscal e ao aumento da incerteza no Brasil.

Em relação aos estudos sobre a condução da política fiscal, destacamos os trabalhos de Cavalcanti et al. (2018) e Jesus, Besarria e Maia (2020). Esses, em linhas gerais, avaliam os efeitos de choques de política monetária quando o governo segue regras fiscais no intuito de garantir a sustentabilidade fiscal. Esse debate levou em consideração o novo regime fiscal proposto para a economia brasileira no ano de 2016, definido com base na Emenda Constitucional nº 95/2016 (Brasil, 2016) e os impactos econômicos e sociais das políticas de austeridade fiscal, na forma de regras de gastos. Em consonância, ambos os trabalhos constataram que a adoção de algum tipo de regra fiscal torna a dívida pública menos sensível a choques de política monetária.

Paralelamente, ressaltamos a evolução da temática incerteza no Brasil, tendo como destaque os trabalhos de Godeiro e Lima (2017), Barboza e Zilberman (2018), Barbosa (2018), Silva, Besarria e Silva (2019) e Montes, Nicolay e Acar (2019), que serão mais bem discutidos na Seção 2. Ademais, a recente atenção dada às alternativas de mensuração dos efeitos adversos da incerteza sobre a economia por parte da autoridade monetária, em seus relatórios da inflação (Brasil, 2018; Brasil, 2019), reforça a relevância e atualidade do tema em questão. Entretanto, a presente pesquisa se diferencia das demais por agregar essas duas discussões em uma mesma proposta e, além disso, utiliza a abordagem de Linguagem Natural de Processamento (LNP)² para desenvolver um indicador de incerteza macroeconômica, utilizando como insumo os Relatórios Mensais da Dívida Pública, divulgados pelo Tesouro Nacional, algo inédito na literatura nacional.

Dito isso, desenvolvemos o Indicador de Incerteza Macroeconômica (IIM) para a economia brasileira por meio de técnicas de *text mining* e Análise de Sentimentos, pautadas na abordagem de modelo de espaço vetorial, com a utilização de um dicionário próprio e específico ao contexto da dívida pública, composto por unigramas, bigramas e trigramas³. Nesse contexto,

² A Linguagem Natural de Processamento (LNP) consiste em um ramo da linguística, ciência da computação e inteligência artificial que busca investigar problemas relacionados à geração e compreensão automatizada de línguas humanas. As técnicas de LNP permitem realizar a conversão de informações qualitativas (tais como textos, por exemplo) em valores numéricos, estruturando-os sob a forma de matriz, possibilitando, assim, a posterior utilização de modelos econométricos.

³ *n-grams*: Refere-se a uma sequência contínua de *n* itens de um texto. O *n-gram* de tamanho um (1) é denotado por unigrama, por exemplo: “dívida” é um unigrama. Por outro lado, um *n-gram* de

o processo de extração e parametrização das informações coletadas em análise de sentimento é baseado na aprendizagem de máquina (*Machine Learning*) e se fundamenta em dicionários específicos à análise econômica. Em geral, o indicador desenvolvido impõe baixo custo computacional e foi capaz de assimilar o aumento na percepção da incerteza em decorrência dos episódios de crises econômicas já conhecidos, destacando-se que o indicador foi capaz de assimilar o aumento da incerteza em virtude da eclosão da pandemia do coronavírus (Covid-19). Além disso, quando confrontado com o Índice de Incerteza da Política Econômica (IIPE), proposto pela Fundação Getúlio Vargas (FGV) e o *Economic Policy Uncertainty Index* (EPU), desenvolvido por Baker, Bloom e Davis (2016), constata-se que o indicador construído na presente pesquisa se mostrou capaz de assimilar os momentos de aumento na incerteza de forma semelhante aos indicadores já consolidados.

Como desdobramentos, investigamos as relações existentes entre a incerteza macroeconômica com as variáveis reais e fiscais da economia. Esta etapa foi realizada em dois estágios: primeiro se realizou uma abordagem teórica e, em seguida, uma abordagem empírica. Em relação à abordagem teórica, desenvolveu-se uma economia artificial utilizando a modelagem dinâmica estocástica de equilíbrio geral (modelos DSGE), fundamentado em Schmitt-Grohé e Uribe (2003), Galí (2008), Cavalcanti e Vereda (2015) e Cavalcanti et al. (2018), tendo seus parâmetros estimados por meio da técnica de inferência bayesiana. A ideia é obter parâmetros que possam refletir as características da economia brasileira e, logo após, especificar um choque de incerteza macroeconômica, tratado como um choque de segundo momento sobre a produtividade da economia, conforme Bloom (2009), Born e Pfeifer (2014), Basu e Bundick (2017) e Bloom et al. (2018). De forma geral, os resultados observados no modelo teórico corroboram com os encontrados na literatura e apontam para uma redução na atividade econômica, consumo, estoque de capital e na demanda por trabalho, assim como em um aumento da dívida pública, decorrente do aumento na incerteza macroeconômica.

Ainda em relação à economia artificial (modelo DSGE), realizou-se uma análise comparativa levando em consideração a implementação de uma regra de gastos, fundamentada na alternativa proposta pela EC nº 95/2016. Os resultados mostram que a adoção de uma regra fiscal é capaz de atenuar os efeitos adversos da incerteza sobre as contas públicas. Ademais,

tamanho dois (2) é chamado por bigrama, sendo “dívida pública” um exemplo. Por fim, um *n-gram* de tamanho três (3) é denotado por trigram, por exemplo, “dívida pública sustentável”.

esse resultado também foi corroborado através do cálculo das volatilidades das variáveis fiscais, que se mostraram menos voláteis quando o governo segue uma regra clara de gastos, em detrimento do cenário no qual o gasto público é conduzido de maneira discricionária.

Por fim, os resultados acima foram utilizados como motivação para as restrições que foram impostas no modelo empírico. A proposta é estimar um modelo de vetores autorregressivos com restrições de sinais (SVAR), conforme descrito por Uhlig (2005), com as imposições de sinais baseadas nas relações estruturais derivadas das respostas teóricas do modelo DSGE. Assim, foi imposto um conjunto mínimo de restrições no modelo empírico, dando, portanto, maior flexibilidade ao modelo na captura dos demais efeitos. Uma vantagem desta estratégia é que ela permite a comparação das funções de resposta a impulso, obtidas no modelo empírico com aquelas obtidas no modelo teórico e, desta forma, poderemos ter uma indicação se as respostas obtidas a partir de nosso esquema de identificação produzem resultados semelhantes aos obtidos a partir do modelo DSGE. Em linhas gerais, os resultados do SVAR mostraram que o choque de incerteza tem efeitos contracionistas típicos sobre a dinâmica da economia, com redução do consumo, acumulação de capital, horas de trabalho e produto da economia. Ademais, também se verifica uma piora nas contas públicas, com aumento na dívida. Esses resultados estão em consonância com as respostas estruturais do modelo teórico.

Dessa maneira, esta monografia contribui em dois aspectos fundamentais em finanças públicas. Primeiro, ao desenvolver um indicador de incerteza macroeconômica, que pode servir de insumo à tomada de decisão. Segundo, por investigar e apontar os efeitos do aumento da incerteza sobre as variáveis reais e fiscais da economia em um modelo estrutural, levando em consideração a adoção de regras fiscais de gastos. Assim, o presente trabalho mostra que o aumento da incerteza afeta negativamente tanto a atividade econômica quanto as contas públicas e que a adoção de uma regra fiscal pode reduzir os efeitos contracionistas derivados do aumento da incerteza. Em conjunto, essa discussão pode gerar efeitos positivos ao contribuir para um melhor planejamento da política fiscal em períodos de incerteza.

Além desta introdução, o presente trabalho prossegue da seguinte maneira: a Seção 2 apresenta uma breve revisão bibliográfica da literatura relacionada ao tema; a Seção 3 expõe a metodologia utilizada para construção do índice de incerteza proposto; a Seção 4 descreve um modelo estrutural com o intuito de investigar as respostas teóricas das variáveis reais da

economia frente a um aumento da incerteza macroeconômica; na Seção 5, apresenta-se o exercício empírico realizado, utilizando o indicador construído como *proxy* para incerteza econômica; por fim, na Seção 6 são realizadas as considerações e discussões finais. Adicionalmente, o trabalho possui a seção de Apêndices, onde são disponibilizadas informações complementares.

2 Revisão da literatura

No intuito de investigar os efeitos do aumento da incerteza sobre a economia, Bloom (2009) desenvolve um modelo dinâmico estrutural pautado em uma especificação de choque de segundo momento (variância) para modelar a incerteza macroeconômica. Os resultados do modelo teórico apontam para uma redução do investimento, emprego e produto; resultados corroborados pela análise empírica realizada através de modelos VAR, utilizando dados dos Estados Unidos da América (EUA). Uma das principais contribuições de Bloom (2009) é a descrição do canal de transmissão do aumento da incerteza para economia, o *real-options*. De acordo com o autor, esse mecanismo de transmissão é explicado pelo fato de que o aumento de incerteza induz os empresários a temporariamente adiarem a tomada de decisão no tocante a investimento, produção e contratação, o que produz efeitos negativos sobre o produto e o emprego.

Carrière-Swallow e Céspedes (2013) investigaram os efeitos de choques de incerteza globais sobre o consumo e o investimento para um conjunto de quarenta (40) países. Para isto, estimaram modelos VAR para cada nação levando em consideração variáveis reais, mercado acionário e preços. Os choques de incerteza foram tratados como aumentos na incerteza implícita nas opções de ações dos EUA. Os resultados mostraram que os efeitos do aumento da incerteza são assimilados de maneira diferente entre os países estudados. Com efeito, economias desenvolvidas apresentam queda do investimento e consumo, consistentes com a literatura. Por outro lado, o efeito sobre as economias emergentes é mais severo, apresentando forte queda do investimento e do consumo privado, que também se mostram relativamente mais persistentes.

Jurado, Ludvigson e NG (2015) desenvolvem uma medida de incerteza para a economia dos EUA com base em modelagem econométrica, partindo do pressuposto de que a informação

mais relevante para o processo de tomada de decisão é a efetiva dificuldade de predição da economia, em contrapartida ao aumento da volatilidade. Ao comparar o desempenho do indicador com algumas *proxies* comumente utilizadas, como por exemplo a volatilidade do mercado acionário, foi possível constatar que o índice proposto por Jurado, Ludvigson e NG (2015) capturou de maneira mais eficiente a correlação negativa entre incerteza e produção industrial, mostrando-se mais eficaz no sentido de prever recessões econômicas.

A investigação dos efeitos dos choques de incerteza através de modelos dinâmicos encontrou resultados controversos, principalmente no que diz respeito à não redução das horas de trabalho frente a um aumento da incerteza, fato amplamente constatado através de modelos empíricos (VAR). Nesse sentido, Born e Pfeifer (2014), Basu e Bundick (2017), Bloom et al. (2018) desenvolveram modelos DSGE Novo-Keynesianos com mercados imperfeitos e rigidez nominal para investigar os efeitos de choques de incerteza, especificados como choques de segundo momento, sobre a variáveis macroeconômicas.

De forma geral, a introdução das características supracitadas proporcionou aos modelos mais aderência aos resultados empíricos, onde os resultados mostram que o aumento da incerteza tem efeitos contracionistas sobre o capital, trabalho, consumo e produto por meio dos mecanismos precaucional e *real-options*. No que diz respeito à intervenção governamental, Basu e Bundick (2017) argumentam que a postura da autoridade monetária possui papel fundamental em períodos de incerteza, ao reduzir os juros e estimular a atividade econômica. Contudo, as limitações impostas pela restrição de *zero lower bound*, segundo o autor, agravaram a incerteza nos EUA em 2008 ao limitar o papel do FED. Por outro lado, Bloom et al. (2018) argumentam que dada a maior precaução dos agentes econômicos, principalmente das firmas, a resposta da economia frente a políticas expansionistas pode ser substancialmente atenuada em virtude de aumento da incerteza.

Direcionando a discussão para o contexto brasileiro, é possível identificar alguns trabalhos que abordam a temática da incerteza, tais como: Godeiro e Lima (2017), Montes, Nicolay e Acar (2019), Barboza e Zilberman (2018), entre outros. O trabalho de Godeiro e Lima (2017) realiza uma adaptação da medida de incerteza proposta em Jurado, Ludvigson e NG (2015) para o Brasil. O indicador estimado apresentou aumento significativo entre 2008/2009 devido à crise do *subprime* e entre 2011/2012 em virtude da mudança na condução da política macroeconômica no Brasil. Ademais, através de testes de causalidade temporal foi encontrada

uma correlação negativa entre o indicador e variáveis macroeconômicas como a produção industrial, indicando que um ambiente de maior incerteza causa uma queda da produção.

Montes, Nicolay e Acar (2019) utilizam técnicas de mineração de texto para analisar se a comunicação do Tesouro Nacional é capaz de afetar a percepção de incerteza a respeito da dívida pública. Primeiro, é criado um indicador de clareza dos comunicados a partir das atas da comunicação da autoridade fiscal, baseado na abordagem de facilidade de leitura de textos de Flesch (1948). Depois, busca-se avaliar, através de diversas metodologias, a relação entre clareza e incerteza dos comunicados. Os resultados sugerem que a clareza nos anúncios fiscais reduz a incerteza a respeito da dívida pública, indicando que os anúncios fiscais devem ser feitos de maneira mais clara possível no intuito de reduzir a incerteza. Barboza e Zilberman (2018) investigam empiricamente, por meio de modelos SVAR, os efeitos da incerteza sobre a atividade econômica. Para isto, utilizam algumas *proxies* para incerteza, tais como o Índice de Incerteza Econômica do FGV/IBRE e a volatilidade do Índice Bovespa, entre outros. Os resultados sugerem efeitos significativos da incerteza sobre a atividade econômica, em particular, sobre o investimento. Ademais, também foi possível identificar que fontes internas e incerteza possuem efeito mais acentuado em comparação a fontes externas de incerteza.

3 Construção do índice de incerteza macroeconômica (IIM)

A elaboração do Índice de Incerteza Macroeconômica (IIM) é pautada no Modelo de Espaço Vetorial⁴, desenvolvido por Salton, Wong e Yang (1975). Na prática, este método consiste na utilização da Linguagem Natural de Processamento para esquematizar e mensurar os pesos das palavras em um documento, baseado no produto de parâmetros locais e globais. De forma geral, o peso do *i*-ésimo termo sobre o *j*-ésimo documento pode ser decomposto em três diferentes tipos de ponderações: local, global e uma normalização, de acordo com:

$$L_{i,j} G_i N_j \quad (1)$$

em que $L_{i,j}$ é a ponderação local do *i*-ésimo termo no *j*-ésimo documento, G_i é a ponderação global do *i*-ésimo termo e, por fim, N_j é o fator de normalização para o *j*-ésimo documento. A

⁴ *Vector Space Model* - modelo algébrico para representação de documentos textuais.

ponderação local é função da frequência de repetição do i -ésimo termo em cada documento “ j ” da amostra, por outro lado, a ponderação global diz respeito à quantidade de registros do i -ésimo termo em toda a amostra. Por fim, o fator de normalização é utilizado para compensar discrepâncias relacionadas às diferenças de tamanho entre os documentos.

Ademais, diferentemente de alguns estudos encontrados na literatura nacional, o presente trabalho expande a investigação de unigramas para análise dos chamados n -grams, que consistem em uma sequência de n termos sequenciais derivados de um conjunto amostral de textos, ou seja, sentenças compostas por n palavras. Na prática, esta abordagem se trata de uma cadeia de Markov, na qual cada seleção de um termo específico depende apenas da palavra anterior. A principal vantagem desta abordagem é o fato de propiciar informações mais refinadas dos textos analisados e sua lógica de implementação é compatível com o Modelo de Espaço Vetorial.

No presente trabalho, a estimação do peso dos termos utilizou como métrica de estimação a abordagem proposta por Chisholm e Kolda (1999), que utiliza um algoritmo de contagem baseado na frequência ponderada em termos logarítmicos da seguinte maneira:

$$P_{i,j} = \begin{cases} \frac{1 + \log(Tf_{i,j})}{1 + \log(\alpha_j)} \times \frac{\log N}{df_i}, & \text{se } Tf_{i,j} \geq 1, \\ 0, & \text{se } Tf_{i,j} = 0 \end{cases} \quad (2)$$

em que $P_{i,j}$ denota o peso do i -ésimo n -gram no j -ésimo documento; $Tf_{i,j}$ é o total de ocorrências da palavra/sentença i em um documento j ; $\alpha_{i,j}$ denota a média de termos⁵ registrados no j -ésimo documento; N é o número total de documentos na amostra e, por fim, df_i contabiliza o total de documentos com ao menos uma ocorrência do i -ésimo termo.

Por fim, a estimativa do sentimento textual foi elaborada a partir do registro da frequência de cada termo de incerteza nos relatórios mensais da dívida pública brasileira. Em outras palavras, o valor do sentimento textual no período j é dado pelo somatório do peso

⁵ A média de termos ($\alpha_{i,j}$) corresponde à razão entre o somatório da frequência das palavras do dicionário que estão presentes no j -ésimo texto e o número de palavras do dicionário (n) também presentes no j -ésimo texto, ou seja: $\alpha_j = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n f P_j$.

(calculado a partir da Equação 2) de todos os termos i desse documento e assim sucessivamente, de acordo com a seguinte equação:

$$IIM_j = \sum_{i=1}^N P_{i,j} \quad (3)$$

onde IIM_j denota o sentimento textual do j -ésimo texto e $P_{i,j}$ denota o peso do i -ésimo n -gram no j -ésimo documento. Desse modo, o Índice de Incerteza Macroeconômica (IIM) consolidado a partir do somatório do peso específico de cada termo de incerteza para cada documento j , resulta em uma série temporal passível de análises quantitativas e composta pelo mesmo número de observações dos relatórios utilizados para gerá-la.

3.1 Procedimento de estimação textual

O Índice de Incerteza Macroeconômica foi construído com base nos Relatórios Mensais da Dívida Pública Federal⁶, disponíveis no sítio eletrônico da autoridade fiscal, ou seja, o Tesouro Nacional⁷. Estes documentos são disponibilizados no formato *Portable Document Format* (PDF), com periodicidade mensal e em dois idiomas: Português e o Inglês. A escolha desse documento específico se deu em virtude da estreita relação entre o resultado da política econômica, seja monetária ou fiscal, e as expectativas dos agentes econômicos, conforme Barro (1974) e Sargent e Wallace (1981). Ademais, utilizou-se o relatório mensal pelo fato desse ser uma das publicações do Tesouro⁸ com amostra e periodicidade relevantes para a análise e consequente desenvolvimento do indicador.

A divulgação dos relatórios foi iniciada em novembro do ano 2000, na língua portuguesa, e em março de 2003 na língua inglesa. No presente trabalho, optou-se por utilizar

⁶ O relatório apresenta informações sobre emissões, resgates, estoque, perfil de vencimentos e custo médio, dentre outras, para a Dívida Pública Federal, nela incluídas as dívidas internas e externa de responsabilidade do Tesouro Nacional.

⁷ Os relatórios mensais da dívida pública estão disponíveis no *site* do Tesouro Nacional, mais especificamente: <http://www.tesouro.fazenda.gov.br/en/monthly-debt-report>.

⁸ O Tesouro Nacional também publica uma versão anual do Relatório da Dívida, disponível em: <http://www.tesouro.fazenda.gov.br/en/annual-debt-report>.

a versão do relatório divulgada na língua inglesa, devido, principalmente, ao fato de o mais notório e aceito dicionário utilizado em Análise de Sentimento ser elaborado nesta língua, proposto por Loughran e McDonald (2011)⁹. Dessa maneira, a amostra utilizada para a construção do indicador de incerteza macroeconômica é composta por 208 observações mensais, que abrangem o período entre março de 2003 e junho de 2020

Vale ressaltar que a análise de sentimento textual aqui desenvolvida utilizará, além da lista de termos de incerteza propostas por Loughran e McDonald (2011), palavras (unigramas) e sentenças (bigramas ou trigramas) relacionadas a uma linguagem específica utilizada no contexto da dívida pública, sendo assim, procedimentos para criação e validação de um dicionário específico foram aplicados e serão apresentados na Subseção 3.2.

Após realizada a coleta dos relatórios da dívida no *website* do Tesouro Nacional, algumas etapas de tratamento do conjunto de documentos foram realizadas com o intuito de extrair o máximo de informações possíveis do *corpus* linguístico, minimizando, assim, a perda de informações decorrentes da manipulação da amostra. É importante ressaltar que, em todas as etapas deste trabalho, foi utilizado o *software* R através de seu Ambiente de Desenvolvimento Integrado (em Inglês, IDE), o *R-studio*.

Primeiramente, foi necessário realizar a importação do conteúdo dos relatórios para a memória interna (ambiente de trabalho) do *software* estatístico. Esse procedimento foi realizado através de um pacote¹⁰ do R que realizou a leitura e posterior importação do texto contido nos relatórios para a memória. É importante ressaltar que no período de análise, houve alterações no *layout*¹¹ dos relatórios disponibilizados pelo Tesouro; contudo, essas modificações não afetaram a eficiência do algoritmo de conversão dos documentos.

Na sequência, realizou-se o tratamento mais refinado do conteúdo dos textos contidos nos relatórios. Nessa etapa, ocorreram a remoção de espaços duplos, *stop words*¹², pontuação, números, quebra de linhas, quebras de páginas, marcas de parágrafos e padronização de todos

⁹ As listas de palavras para Análise de Sentimentos do Loughran e McDonald (2011) estão disponíveis em: <https://sraf.nd.edu/textual-analysis/resources/>.

¹⁰ O pacote utilizado foi o *pdftools*.

¹¹ Especificamente, as mudanças de *layout* ocorreram em: março de 2004, janeiro de 2007, janeiro de 2011 e janeiro de 2015.

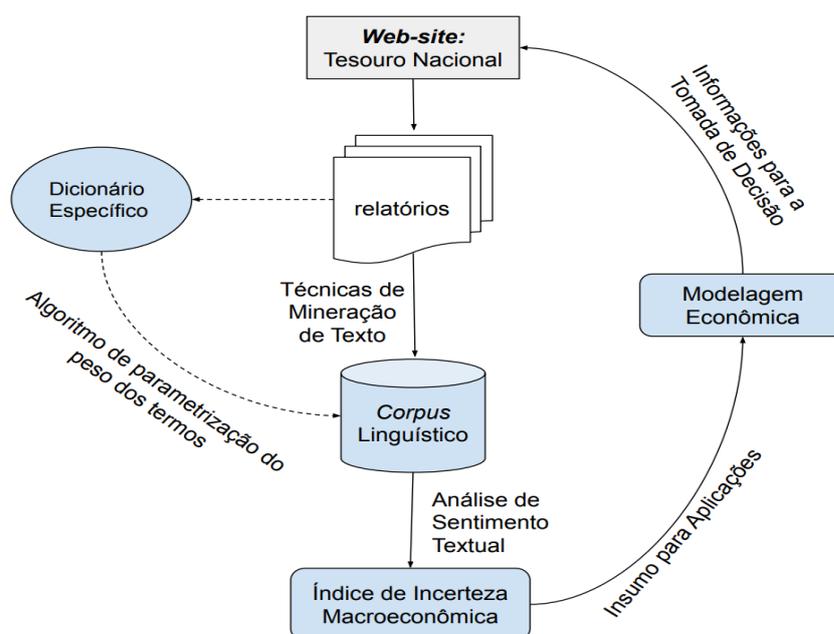
¹² *Stop words* - São palavras com alta frequência de aparecimento em um texto, contudo, agregam pouca ou nenhuma informação à análise, sendo assim consideradas irrelevantes para discussão e, então, removidas do *corpus* linguístico.

os caracteres para minúsculo. A título de informação, antes da limpeza supracitada, o *corpus* apresentou um total de 886.594 palavras, com 41.073 termos distintos; após a aplicação das técnicas de limpeza textual, o *corpus* passou a apresentar 471.754 palavras no total e 3.968 termos distintos. Após isso, verificou-se a frequência das palavras e *n-grams*, ambos registrados na forma de uma *Term Document Matrix*, que na prática sumariza o número de ocorrência dos termos (linhas) por documentos (colunas) para toda a amostra.

Posteriormente, realizou-se o cálculo dos pesos dos termos, conforme o algoritmo descrito na Equação 2 na Seção 3. Em seguida, aplicou-se a interpolação da série gerada a partir de uma média aritmética simples, resultando em 64 observações trimestrais. Por fim, no intuito de atenuar a volatilidade na trajetória da série, foi utilizada a suavização exponencial pelo método *Holt-Winters*.

A Figura 1 apresenta através de fluxogramas os pontos relevantes do processo de estimação supradescrito, utilizado para o desenvolvimento do indicador de incerteza desta pesquisa, através de técnicas de mineração de texto e estimação de sentimento textual.

Figura 1 - Fluxograma do processo de estimação textual



Fonte: Elaboração própria.

3.2 Dicionário e validação dos termos específicos

Em Análise de Sentimentos, o “dicionário” representa um conjunto de termos, previamente categorizados, que sejam capazes de exprimir algum tipo de sentimento. O léxico é de extrema importância para a análise por representar a ponte entre os documentos escritos investigados e a consequente parametrização e mensuração do sentimento textual.

O primeiro dicionário utilizado para Análise de Sentimentos foi o *Harvard-IV*, voltado para a área de psicologia. Não obstante a importância deste, ao direcionar a investigação ao aspecto econômico, principalmente no mercado financeiro, este dicionário se tornou ineficiente ao classificar de maneira errônea o sentimento atrelado a alguns termos. Nesse contexto, a partir do *Harvard-IV*, Loughran e McDonald (2011) estruturaram um dicionário voltado ao mercado financeiro, classificando as palavras em categorias de sentimentos, tais como: positivo, negativo, incerteza, restrição, supérfluo, entre outros.

Dessa maneira, o dicionário utilizado na presente pesquisa é composto pelas palavras categorizadas *a priori* por Loughran e McDonald (2011) como termos capazes de exprimir incerteza e, adicionalmente, é incorporada uma lista de unigramas, bigramas e trigramas específicos à linguagem técnica empregada na redação dos relatórios da dívida pública. Em outras palavras, dada a especificidade, alguns termos característicos ao tema e capazes de exprimir um sentimento de incerteza foram incorporados ao dicionário.

A seleção dos termos específicos se deu após a leitura dos relatórios da dívida pública, dada a singularidade desta lista de termos, o processo de validação escolhido foi o chamado “validação por especialista”. Este procedimento consiste no envio de uma lista de possíveis termos a serem inclusos no dicionário para três diferentes pesquisadores de renome, com conhecimento acadêmico ou mercadológico, nas áreas correlatas ao tema investigado, para avaliação e classificação independente. A plataforma utilizada para tal etapa foi um formulário *google*, composto por duas seções: a primeira realizou uma breve apresentação da motivação do estudo e expôs as orientações de resposta; a segunda elencou a lista de termos, onde o avaliador deveria para cada unigrama, bigrama ou trigrama, avaliar “sim” caso este termo fosse capaz de expressar sentimento de incerteza e “não”, caso contrário.

Após a avaliação dos especialistas, a lista de respostas foi convertida em lógica binária, na qual a avaliação positiva equivale a “1” e a avaliação negativa equivale a “0”. Na sequência, foi calculado o *score* relativo a cada termo, dado por:

$$S_i = \sum_{i=1}^N T_i \quad (4)$$

onde S_i denota o *score* do i -ésimo termo, T_i é a avaliação individual do j -ésimo especialista referente ao i -ésimo termo e, por fim, N é o número total de especialistas.

Finalmente, o critério de seleção dos n -grams adotados para composição do dicionário (D) pode ser descrito por meio do seguinte processo:

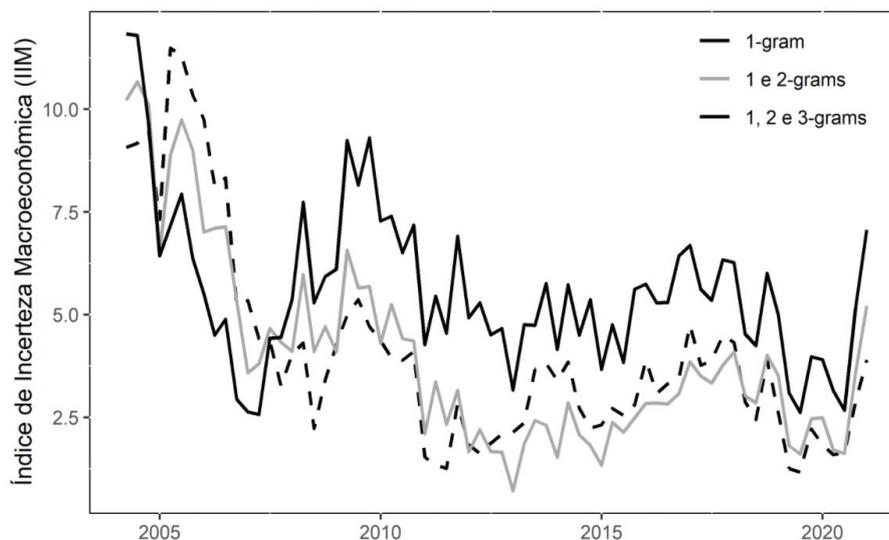
$$\begin{cases} \text{Se } S_i \geq 2, & T_i \in D, \\ \text{Se } 0 \geq S_i < 2, & T_i \notin D \end{cases} \quad (5)$$

Em outras palavras, caso dois avaliadores julguem que o i -ésimo termo seja capaz de exprimir sentimento de incerteza, esse pertence ao dicionário, caso contrário, o termo não compõe o dicionário.

O dicionário final foi composto por 90 n -grams, dentre esses, 53 foram unigramas (58,89%), 19 bigramas (21,11%) e 18 trigramas (20,00%). Sendo que, dentre os unigramas, 38 (71,70%) foram extraídos do dicionário do Loughran e McDonald (2011). A lista de unigramas, bigramas e trigramas específicos utilizados na presente pesquisa é apresentada no Apêndice A.

A Figura 2 apresenta uma representação visual por meio da nuvem de palavras, que apresenta a frequência e, por consequência, a importância dos termos do dicionário utilizado na presente pesquisa sobre a discussão. De forma geral, destaca-se um termo de acordo com sua frequência de ocorrência, assim, quanto maior for a fonte (ou tamanho do termo), mais frequentemente esse esteve presente na amostra.

Figura 3 - Índice de Incerteza Macroeconômica (IIM) para 1, 2 e 3-grams



Fonte: Elaboração própria.

Primeiro, utilizou-se um dicionário composto por unigramas, o resultado dessa estimação é representado pela linha tracejada e de cor cinza. Depois, ampliou-se o dicionário de forma que o mesmo fosse composto por unigramas e bigramas, esta etapa resultou no indicador representado pela linha tracejada de cor preta. Por fim, estimou-se o indicador utilizando todos os termos do dicionário validado anteriormente, ou seja, unigramas, bigramas e trigramas; o resultado dessa estimação é o indicador representado pela linha sólida de cor preta. A partir da figura, é possível observar que o último indicador foi capaz de realizar uma melhor assimilação das flutuações no nível de incerteza. Esse resultado era esperado uma vez que a inclusão dos bigramas e trigramas buscava justamente captar informações mais refinadas que por ventura a análise pautada em unigramas não fosse capaz de capturar.

De forma geral, é possível notar que os indicadores partilham da mesma tendência, com destaque para os anos de: 2003-2004, 2009-2010 e 2015-atual. Esses anos estão relacionados a crises econômicas de caráter nacional (interno) ou mundial (externo), tema já investigado por outros trabalhos ao longo dos últimos anos, tais como: Pastore, Gazzano e Pinotti (2014), Godeiro e Lima (2017), Frascaroli e Nobrega (2019), Nobrega, Maia e Besarria (2020), entre outros.

O comportamento do indicador entre os anos de 2003 e 2005 pode ser explicado em virtude da “crise de confiança” pós-eleição e a incerteza acerca das políticas econômicas a serem adotadas pelo então presidente eleito Luiz Inácio da Silva (Lula)¹³. Resultado corroborado pelo encontrado em Blanchard (2004) e Favero e Giavazzi (2004), que denotam esse período como de elevado risco. Esse cenário foi revertido após o anúncio de uma mudança na regra fiscal associado à manutenção e aprofundamento de alguma das políticas adotadas no governo de Fernando Henrique Cardoso (FHC), fato esse suficiente para conter as expectativas inflacionárias e recolocar a economia de volta às condições que antecederam esse período.

Entre 2008 e 2009, o indicador apresenta uma elevação e conseqüente pico na percepção do risco, em virtude da crise financeira mundial em decorrência dos títulos *subprime*, mantendo-se em patamares elevados entre 2010 e 2011, em virtude das mudanças ocorridas com a chamada “Nova Matriz Econômica”, em consonância com os resultados encontrados por Godeiro e Lima (2017) e Silva, Besarria e Silva (2019).

Entre 2011 e meados de 2014, o indicador apresentou leve tendência de estagnação, principalmente, em virtude da redução da relação dívida/PIB. Nesse período, o principal ativo em posse do governo brasileiro, as reservas internacionais, desempenharam um papel fundamental no comportamento do índice, uma vez que, mesmo com o aumento dos gastos públicos no segundo mandato do presidente Lula, a DLSP apresentou sucessivas reduções em decorrência da apreciação do dólar e conseqüente valorização das reservas internacionais outrora acumuladas.

Essa conjuntura perdura até o ano de 2015, sendo revertida para uma trajetória de alta com a reeleição da presidenta Dilma Vana Rousseff¹⁴, apresentando este comportamento até o ano seguinte ao *impeachment* da então presidenta. A trajetória de alta é atenuada durante o governo do presidente Michel Temer¹⁵, em virtude da sinalização deste para a realização de reformas que visavam reduzir o tamanho do Estado e, conseqüentemente, do gasto público na economia, com destaque para a Emenda Constitucional do Teto dos Gastos Públicos (EC nº 95/2016) e a reforma trabalhista. A trajetória iniciada no governo anterior se mantém durante o

¹³ Primeiro mandato presidencial (Lula I): 1º de janeiro de 2003 – 31 de dezembro de 2006. Segundo mandato presidencial (Lula II): 1º de janeiro de 2007 – 31 de dezembro de 2010.

¹⁴ Primeiro mandato presidencial (Dilma I): 1º de janeiro de 2011 – 31 de dezembro de 2014. Segundo mandato presidencial (Dilma II): 1º de janeiro de 2015 – 31 de agosto de 2016.

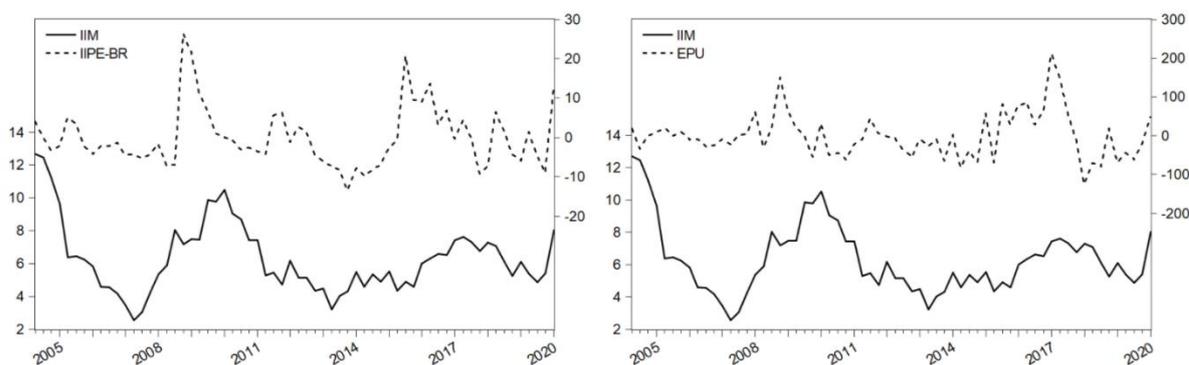
¹⁵ Mandato: 31 de agosto de 2016 – 31 de dezembro de 2018.

mandato do atual presidente, Jair Messias Bolsonaro¹⁶, principalmente pela sinalização com o compromisso de redução do tamanho do Estado na economia e a aprovação da Reforma da Previdência.

Por fim, em virtude da pandemia do novo coronavírus (SARS-COV-19), eclodida nos primeiros meses de 2020 no Brasil, é possível observar um pico na percepção de incerteza. Este rápido aumento no indicador pode ser explicado pelos efeitos adversos da pandemia sobre a economia, principalmente em virtude da redução da renda dos agentes, receita tributária, crescimento do produto e o rápido aumento do desemprego.

A título de comparação, a Figura 4 confronta os principais indicadores de incerteza econômica desenvolvidos para o Brasil, o Indicador de Incerteza da economia estimado pela Fundação Getúlio Vargas (FGV/IBRE) e o *Economic Policy Uncertainty Index*¹⁷ (EPU), desenvolvido por Baker et al. (2016), e o indicador de incerteza construído no presente trabalho.

Figura 4 - Comparativo do índice de incerteza da política econômica (IIPE/FGV) versus indicador de incerteza macroeconômica (IIM)



Fonte: Elaboração própria.

Observação: As séries foram suavizadas por meio do filtro *Hodrick-Prescot*.

¹⁶ Mandato: 1º de janeiro de 2019 - Atual.

¹⁷ Tradução própria: Índice de Incerteza da Política Econômica. Disponível para consulta em: https://www.policyuncertainty.com/brazil_monthly.html.

Na figura, é possível observar que, de forma geral, o IIPE-Br, EPU e o IIM possuem trajetórias semelhantes. Contudo, direcionando a análise para períodos específicos, é possível verificar que os indicadores reagiram em diferentes intensidades em alguns momentos. Por exemplo, entre 2004 e 2007, ambos IIPE-Br e IIM apresentaram uma trajetória de queda; entretanto, o IIM apresentou maior intensidade frente ao IIPE-Br. Ademais, a redução do risco após a elevação decorrente da crise financeira de 2008 apresentou dinâmica e duração semelhantes para todos os indicadores.

Destaca-se que o IIPE-Br e o EPU são mais sensíveis à Crise Europeia do que o IIM, possivelmente por este último ser direcionado à investigação de relatórios voltados à análise do resultado fiscal local, enquanto os demais indicadores são construídos com base em um *mix* de jornais e outros documentos. Contudo, a resposta dos indicadores diverge no que diz respeito à magnitude da percepção do risco no ano de 2015, sendo a reversão da tendência mais aguda no IIPE-Br e EPU do que no IIM, embora possuam os mesmos pontos de inflexão. Como destacado anteriormente, esse resultado pode ser associado à sinalização dos governos na redução do tamanho do Estado na economia, bem como à realização de reformas estruturais que visem à redução do gasto governamental.

Por fim, a Tabela 1 apresenta a estimativa do coeficiente de correlação de Pearson. Esta medida proporciona uma primeira evidência empírica da relação entre incerteza macroeconômica e algumas variáveis agregadas da economia.

Tabela 1 - Coeficiente de correlação com o IIM

Variável	GDP	Dívida	FBCF	Consumo
Correlação	-0,28	0,32	-0,21	-0,20

Fonte: Elaborado pelos autores.

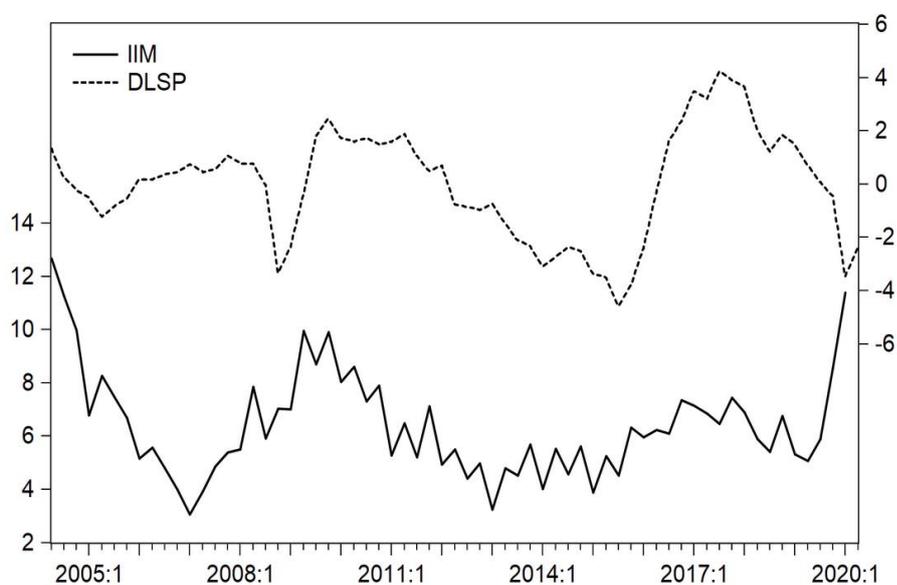
Nota (*): A descrição das variáveis pode ser vista na Tabela 5.

É possível observar que o IIM é negativamente correlacionado com o Produto Interno Bruto (PIB), Formação Bruta de Capital Fixo (FBCF) e com o consumo. Por outro lado, o coeficiente de correlação sugere uma possível relação positiva entre o IIM e a dívida pública. Apesar de ser um resultado simples, este é similar aos resultados descritos em Born e Pfeifer (2014), Baker, Bloom e Davis (2016), Godeiro e Lima (2017) e Basu e Bundick (2017), em que

estes autores encontraram evidências empíricas da relação negativa entre incerteza e demanda agregada.

Por fim, a Figura 5 apresenta o comparativo entre as trajetórias do IIM e da dívida líquida do setor público. Através da mesma, é possível corroborar a existência de correlação entre ambas as variáveis, conforme exposto na Tabela 1, em que momentos de aumento na percepção da incerteza são positivamente correlacionados com períodos de aumento no endividamento público.

Figura 5 - Comparativo da evolução da dívida líquida do setor público *versus* índice de incerteza macroeconômica (IIM)



Fonte: Elaboração própria.

Esse comportamento pode ser explicado em virtude dos efeitos recessivos característicos de momentos de elevada incerteza macroeconômica. Por um lado, a redução do consumo das famílias associada à redução do investimento atua no sentido da redução do nível de demanda agregada da economia e, conseqüentemente, reduz-se também o montante de receitas tributárias do governo. Por outro lado, em períodos de contração econômica, a política fiscal é comumente utilizada como instrumento anticíclico, no intuito de reaquecer a demanda agregada e reverter o ciclo econômico em direção ao crescimento.

Nesse sentido, espera-se que o aumento da incerteza impacte negativamente o equilíbrio orçamentário das contas públicas. Portanto, a investigação realizada na presente pesquisa se

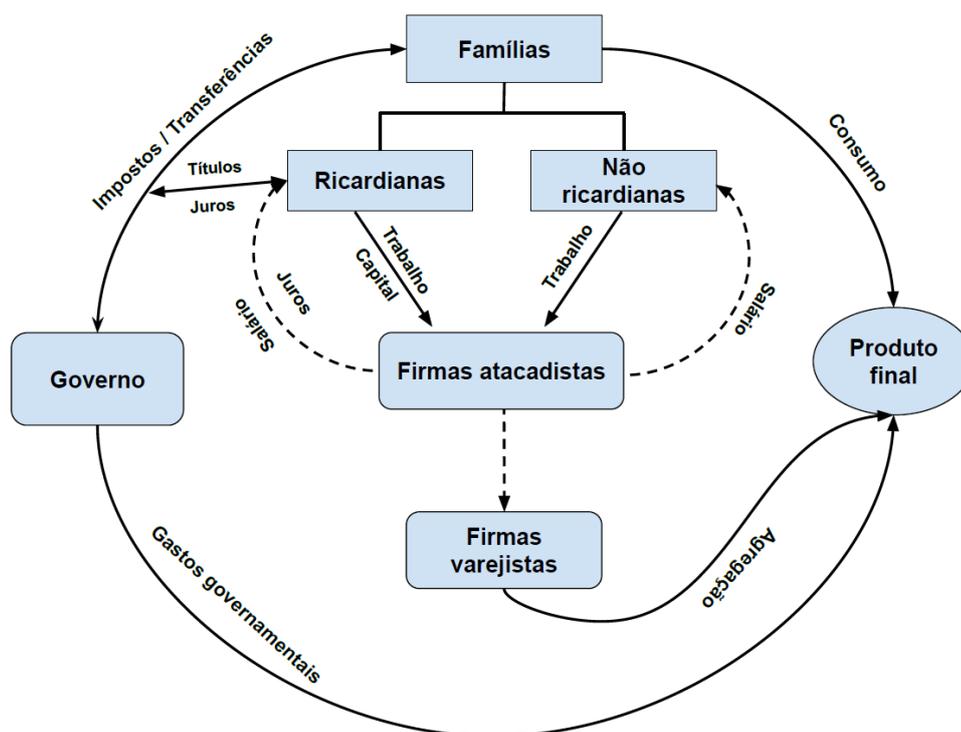
justifica na medida em que busca mensurar e analisar a incerteza macroeconômica através de um indicador alternativo e de baixo custo computacional, podendo gerar efeitos positivos no que diz respeito à compreensão das interações existentes entre atividade econômica e incerteza, bem como os efeitos desses sobre a evolução das contas públicas.

4 Modelo teórico

Na presente seção, desenvolve-se um modelo teórico (DSGE) para justificar as restrições de sinais impostas no modelo empírico (Seção 5). O modelo proposto é fundamentado em Schmitt-Grohé e Uribe (2003), Galí (2008), Cavalcanti e Vereda (2015), Cavalcanti et al. (2018), entre outros, e retrata uma economia de horizonte infinito, composta por três agentes econômicos: famílias, firmas e governo. A Figura 6 apresenta a estrutura do modelo por meio de fluxos.

As famílias são subdivididas em dois tipos, as ricardianas e as não ricardianas. As famílias ricardianas ofertam trabalho, capital físico, consomem e possuem acesso ao mercado financeiro, sendo capazes de investir em títulos públicos e, então, suavizar o nível de consumo entre períodos de tempo. Por outro lado, as famílias não ricardianas também ofertam trabalho e consomem, entretanto, esses agentes possuem acesso restrito ao mercado de títulos, sendo assim, não alocam a renda intertemporalmente de maneira eficiente.

Figura 6 - Fluxograma do modelo



Fonte: Elaboração própria.

As firmas intermediárias atuam em um mercado monopolístico e produzem um produto diferenciado, utilizando no processo produtivo o trabalho ofertado pelas duas categorias de famílias. A rigidez nominal é introduzida no processo de precificação das firmas intermediárias, de acordo com Calvo (1983). Por outro lado, as firmas produtoras de bens finais atuam em um mercado competitivo e empacotam os bens produzidos pelo setor intermediário em uma cesta de consumo homogênea.

Por fim, o governo é subdividido em dois agentes: as autoridades fiscal e monetária. É de responsabilidade da autoridade fiscal operacionalizar a arrecadação tributária, transferências governamentais de renda e a emissão de títulos públicos, este último utilizado para financiar a despesa pública. Por outro lado, é atribuição da autoridade monetária o controle inflacionário.

4.1 Famílias

Assume-se um *continuum* de famílias indexadas por $j \in (0,1)$, em que uma parcela ω_R das famílias não possui acesso ao mercado financeiro, sendo estas denominadas de famílias não ricardianas ou restritas em virtude da limitação da substituição intertemporal de consumo e

poupança. Por outro lado, uma parcela $(1 - \omega_R)$ das famílias possui acesso aos mercados de crédito, títulos públicos e capital; estas famílias são denominadas de famílias ricardianas. As famílias ofertam trabalho homogêneo em um mercado competitivo, assim, os salários são idênticos e flexíveis.

4.1.1 Famílias ricardianas

Existe um *continuum* de famílias indexadas por $j \in (0,1)$, onde uma parcela $(1 - \omega_R)$ é composta por famílias ricardianas. Cada família maximiza sua utilidade intertemporal, dada por:

$$E_t \sum_{t=1}^{\infty} \beta_t \left[\log(C_{R,t} - hC_{R,t-1}) - \frac{N_{R,t}^{1+\varphi}}{1+\varphi} \right] \quad (6)$$

onde $\beta \in (0,1)$ denota o fator de desconto subjetivo, $C_{R,t}$ representa o consumo em t , $N_{R,t}$ as horas de trabalho ofertadas no período t ; h é parâmetro referente ao hábito de consumo e $\varphi > 0$ é o inverso da elasticidade de trabalho de *Frisch*.

A dinâmica de acumulação do capital físico (lei de movimento do capital) é representada pela seguinte condição:

$$K_t = (1 - \delta^K)K_{t-1} + I_t \quad (7)$$

em que δ^K denota a taxa de depreciação do capital.

A restrição orçamentária à qual a família ricardiana está sujeita pode ser expressa por:

$$P_t(1 + \tau^c)(C_{R,t} + I_t) + B_t = (1 + R_{t-1})B_{t-1} + (1 - \tau^w)W_t N_{R,t} + R_t^K(1 - \tau^K)K_{t-1} + P_t(1 - \omega_R)TRG_t \quad (8)$$

onde B_t são os títulos públicos em posse das famílias, I_t é o investimento em t e TRG_t denota as transferências de renda recebidas por parte do governo. W_t denota o salário nominal, R_t é a

taxa básica de juros e R_t^K é a remuneração do capital. Por fim, τ^C , τ^W e τ^K representam as alíquotas dos impostos sobre consumo, renda e capital.

4.1.2 Famílias não ricardianas

O problema de maximização, enfrentado pela família não ricardiana é similar ao enfrentado pelas famílias ricardianas; a diferença é basicamente a restrição ao mercado financeiro. Novamente, existe um *continuum* de famílias indexadas por $j \in (0,1)$, onde uma parcela ω_R é composta por famílias não ricardianas e cada família maximiza sua utilidade intertemporal, dada por:

$$E_t \sum_{t=1}^{\infty} \beta_t \left[\log(C_{NR,t} - hC_{NR,t-1}) - \frac{N_{NR,t}^{1+\varphi}}{1+\varphi} \right] \quad (9)$$

em que $C_{NR,t}$ e $N_{NR,t}$ são o consumo e as horas trabalhadas pelos agentes não ricardianos no período t , respectivamente. Dessa maneira, a restrição orçamentária intertemporal das famílias não ricardianas é dada por:

$$P_t(1 + \tau^C)C_{NR,t} = (1 - \tau^W)W_tN_{NR,t} + P_t\omega_R TRG_t \quad (10)$$

4.2 Firmas

4.2.1 Produção de bens finais (firmas varejistas)

O setor de produção de bens finais seguirá o proposto por Bernanke, Gertler e Gilchrist (1999), sendo composto por um contínuo de firmas varejistas, indexadas por $j \in (0,1)$, que adquirem o bem intermediário, $Y_{j,t}$, produzido pelas firmas atacadistas e os transformam em um bem homogêneo, Y_t , o qual é vendido ao preço P_t , de acordo com:

$$Y_t = \left[\int_0^1 Y_{j,t}^{\frac{\Psi-1}{\Psi}} dj \right]^{\frac{\Psi}{\Psi-1}} \quad (11)$$

onde $\Psi > 1$ representa a elasticidade de substituição entre os bens intermediários.

A firma varejista representativa maximiza seu lucro sujeito à função de produção, dado o preço do bem intermediário e do bem final. Assim, o problema de maximização pode ser descrito por:

$$\max_{\Pi_t} = P_t Y_t - \int_0^1 P_{j,t} Y_{j,t} \partial j \quad (12)$$

Aplicando a condição de primeira ordem ao problema supradescrito e assumindo que o setor varejista opera em competição perfeita, em que $\Pi_t = 0$, tem-se que a curva de demanda com a qual cada varejista se depara é dada por:

$$Y_{j,t} = \left(\frac{P_{j,t}}{P_t} \right)^{-\Psi} Y_t \quad (13)$$

A expressão acima implica que a demanda pelo j -ésimo bem intermediário é decrescente em relação aos preços relativos e crescente em relação à demanda agregada. Substituindo a Equação 13 em 11, chega-se ao índice de preços correspondente:

$$P_t = \left[\int_0^1 P_{j,t}^{1-\Psi} \partial j \right]^{\frac{1}{1-\Psi}} \quad (14)$$

Equação 14 denota a regra de precificação dos bens finais.

4.2.2 Produção de bens intermediários (firmas atacadistas)

A firma atacadista atua em concorrência monopolística, utilizando como insumos o trabalho agregado ofertado pelos dois tipos de famílias (N) e o capital físico (K), provido apenas pela família ricardiana. A função de produção da firma é do tipo *Cobb-Douglas* e pode ser expressa da seguinte maneira:

$$Y_{j,t} = A_t K_{j,t}^\alpha N_{j,t}^{1-\alpha} \quad (15)$$

em que α denota a proporção do capital envolvida no processo de produção e A_t captura o nível tecnológico, que é adequadamente explicado na Subseção 4.5.

A j -ésima firma atacadista determina sua escolha ótima de insumos no intuito de minimizar sua função de custo total, sujeito à tecnologia de produção. A quantidade ótima demandada de cada fator produtivo pode ser expressa por:

$$R_t^K = cm_{j,t} \left(\frac{\alpha Y_{j,t}}{K_{j,t}} \right) \quad (16)$$

$$W_t = cm_{j,t} \left(\frac{\alpha Y_{j,t}}{N_{j,t}} \right) \quad (17)$$

em que λ_t é o preço sombra da função de produção, ou, em outras palavras, o custo marginal ($cm_{j,t}$) da j -ésima firma, este pode ser expresso como:

$$cm_{j,t} = \frac{1}{A_t} \left(\frac{R_t^K}{\alpha} \right)^\alpha \left(\frac{W_t}{1-\alpha} \right)^{1-\alpha} \quad (18)$$

Ademais, a dinâmica dos preços segue a proposta por Calvo (1983), onde cada firma pode reajustar seus preços com probabilidade $(1 - \theta)$ em qualquer período, independente do último reajuste, enquanto θ produtores mantêm seus preços inalterados. Nesse contexto, o parâmetro θ pode ser interpretado como um índice de rigidez de preços e a duração média dos contratos de preços é $(1 - \theta)^{-1}$. Nesse contexto, o preço ótimo escolhido por essas firmas satisfaz:

$$\sum_{k=0}^{\infty} (\beta\theta)^k E_t \left\{ \left[(1 - \Psi) + \Psi CM_{j,t+k} (P_{j,t}^*)^{-1} \right] \left(\frac{P_{t+k}}{P_{j,t}^*} \right)^\Psi Y_{t+k} \right\} = 0 \quad (19)$$

$CM_{j,t+k}$ é o custo marginal real no período $t + k$ para a firma que reajustou seu preço em t . A condição de primeira ordem permite definir o preço de equilíbrio:

$$P_{j,t}^* = \left(\frac{\Psi}{\Psi - 1} \right) E_t \sum_{k=0}^{\infty} (\beta\theta)^k CM_{j,t+k} \quad (20)$$

É importante notar que as firmas intermediárias que fixam os preços possuem o mesmo *mark-up* $(\Psi/\Psi - 1)$ sobre o custo marginal. Dado que a fração θ de firmas atacadistas não reajustam seus preços em t , o índice de preços agregados evolui de acordo com:

$$P_t = [\theta P_{t-1}^{1-\Psi} + (1 - \theta)(P_t^*)^{1-\Psi}]^{\frac{1}{1-\Psi}} \quad (21)$$

Note que no caso limite, quando não há rigidez de preços ($\theta = 0$), a condição acima resulta na fixação dos preços sob preços flexíveis. Assim, pode-se interpretar $(\Psi/\Psi - 1)$ como o *mark-up* na ausência de fricções na frequência de ajuste dos preços.

4.3 Governo

4.3.1 Autoridade fiscal

O papel desempenhado pela autoridade fiscal no presente modelo se resume a operacionalizar a arrecadação tributária e a emissão de títulos ao público, no intuito de financiar os seus gastos agregados, bem como as transferências de renda realizadas para as famílias.

A determinação da restrição orçamentária do governo, em termos reais, pode ser representada por:

$$\frac{B_t}{P_t} + \frac{TAX_t}{P_t} = \frac{G_t}{P_t} + (1 + R_t) \frac{B_{t-1}}{\pi_t} + \frac{TRG_t}{P_t} \quad (22)$$

onde G_t é o gasto do governo no período t . Assim, as receitas do governo, TAX_t , são dadas pelo somatório de todas as suas fontes de renda, expressas por:

$$TAX_t = \tau^C(C_{R,t} + C_{NR,t})P_t + \tau^W W_t(N_{R,t} + N_{NR,t})P_t + \tau^K(R_t^K - \delta^K)K_t \quad (23)$$

Por fim, o resultado primário do governo, SP_t , é denotado pela seguinte equação:

$$SP_t = TAX_t - G_t \quad (24)$$

no caso em que $SP_t < 0$, o resultado primário será deficitário (déficit primário), uma vez que $G_t > T_t$, ou seja, os gastos foram superiores às receitas. Por outro lado, quando $SP_t > 0$, implica em um superávit primário, uma vez que as receitas são superiores aos gastos, $G_t < T_t$.

Assim como em Cavalcanti et al. (2018), o déficit orçamentário, D_t , é a relação entre receitas e despesas do governo, em proporção do PIB e pode ser expresso por:

$$\frac{D_t}{Y_t} = \frac{R_{t-1}D_{t-1}}{Y_t} + \frac{G_t}{Y_t} - \frac{TAX_t}{Y_t} \quad (25)$$

em que *coeteris paribus* um superávit primário implica em redução da dívida, pois $G_t < T_t$. Por outro lado, um déficit primário implica em aumento da dívida, dado que $G_t > T_t$. Por fim, através da Equação 25 também é possível observar a interação entre a política monetária e fiscal, em virtude do estoque da dívida, D_{t-1} , indexado ao instrumento de política monetária.

4.3.2 Autoridade monetária

O presente trabalho admite que a autoridade monetária adota o Regime de Metas para a Inflação (RMI) e, assim, determina a taxa básica de juros da economia de acordo com uma regra de Taylor (1993). Dessa forma, a função de reação do Banco Central assume a seguinte especificação:

$$\frac{R_t}{R_{SS}} = \left(\frac{R_{t-1}}{R_{SS}}\right)^{\phi_R} \left[\left(\frac{\pi_t}{\pi_{SS}}\right)^{\phi_\pi} \left(\frac{Y_t}{Y_{SS}}\right)^{\phi_Y} \right]^{1-\phi_R} Z_t^R \quad (26)$$

no qual ϕ_R representa a preferência da autoridade pela manutenção de uma trajetória suave para a taxa de juros, ϕ_π representa a sensibilidade de resposta dos juros em relação ao desvio entre a inflação observada e a esperada, ϕ_Y é a sensibilidade do juros em relação aos ciclos de negócios e, por fim, Z_t^R representa o choque estocástico de política monetária, que segue a seguinte especificação:

$$\log(Z_t^R) = (1 - \rho_R) \log(Z_{SS}^R) + \rho_R \log(Z_{t-1}^R) + \varepsilon_t^R \quad (27)$$

em que ε_t^R é um processo *i.i.d* $\sim N(0,1)$ e ρ_R denota a persistência do choque de política monetária.

4.4 Agregação, *market clearing* e equilíbrio

Uma vez descrito o comportamento ótimo dos agentes da economia, deve-se estabelecer a interação entre esses para determinar o equilíbrio macroeconômico. A agregação de bens homogêneos é dada pela média ponderada das variáveis, assim, o nível agregado de qualquer variável (X_t) pode ser obtido a partir de:

$$X_t = \int_0^1 X_{h,t} \partial h = (1 - \omega_R) X_{i,t} + \omega_R X_{j,t} \quad (28)$$

onde $(1 - \omega_R)$ é a proporção de famílias não ricardianas e ω_R é a proporção de famílias ricardianas.

Por fim, para fechar o modelo, a condição de equilíbrio de mercado de bens é dada por:

$$Y_t = C_t + I_t + G_t \quad (29)$$

O equilíbrio do modelo consiste na solução da sequência de variáveis endógenas tal que as condições que definem o equilíbrio sejam satisfeitas.

4.5 Especificação do choque de incerteza

A especificação adotada para a incerteza macroeconômica em modelos DSGE é dada através da introdução de um choque de segundo momento sobre a produtividade da economia, ou seja, um aumento da volatilidade na produtividade. Essa abordagem de modelagem para choques de incerteza já foi adotada por outros trabalhos, tais como: Bloom (2009), Born e Pfeifer (2014), Basu e Bundick (2017) e Bloom et al. (2018).

O choque de produtividade, A_t , captura o nível tecnológico determinado de maneira exógena e segue a seguinte regra de movimento, fundamentada em processo autorregressivo de primeira ordem ($AR(1)$):

$$\log(A_t) = (1 - \rho_A) \log(A_{SS}) + \rho_A \log(A_{t-1}) + \sigma_{A_t} \varepsilon_t^A \quad (30)$$

em que ε_t^A é um processo *i. i. d* $\sim N(0, \sigma_A)$ e ρ_A denota a persistência do choque tecnológico. Por sua vez, o choque de incerteza macroeconômica também segue um processo $AR(1)$, expresso por:

$$\log(\sigma_{a,t}) = (1 - \rho_{\sigma_a}) \log(\sigma_a) + \rho_{\sigma_a} \log(\sigma_{a,t-1}) + \varepsilon_t^{\sigma_a} \quad (31)$$

em que $\varepsilon_t^{\sigma_a}$ é um processo *i. i. d* $\sim N(0, \sigma_a)$ e ρ_{σ_a} denota a persistência do choque de incerteza.

4.6 Estimação e calibragem dos parâmetros estruturais do modelo DSGE

4.6.1 Dados

Para a estimação do modelo, utilizaram-se dados de frequência trimestral da economia brasileira, abordando o período entre o primeiro trimestre de 2000 e o segundo trimestre de 2020, totalizando cerca de 82 observações. As séries temporais utilizadas foram o Produto Interno Bruto real e o consumo real das famílias, ambas coletadas junto ao Sistema de Contas Nacionais (SCN), produzidas e disponibilizadas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

4.6.2 Parâmetros Estimados

Esta subseção apresenta os resultados referentes à estimação de alguns dos parâmetros de interesse do modelo (1) DSGE. A Tabela 2 apresenta os valores estimados dos parâmetros *a posteriori*, por meio de técnicas bayesianas de inferência.

Tabela 2 - Resultados da estimação do modelo (1) DSGE:
priori, posteriori e densidade da distribuição

Parâmetro	Descrição	Priori			Posteriori		
		Dens.	Média	Des. P.	5%	Média	90%
ρ_U	Persistência do Choque de Incerteza	beta	0,88	0,01	0,8310	0,8311	0,8312
σ_U	Escalar do Choque de Incerteza	beta	0,10	0,01	0,1250	0,1251	0,1252
φ	Desutilidade marginal da oferta de trabalho	gama	1,50	0,05	1,4969	1,4969	1,4970
ω_R	Proporção das famílias não ricardianas	beta	0,50	0,05	0,6198	0,6209	0,6222
h	Hábito de consumo	beta	0,65	0,05	0,3231	0,3232	0,3232
ρ_A	Parâmetro autorregressivo da produtividade	beta	0,94	0,05	0,8308	0,8316	0,8321
τ^C	Alíquota sobre o consumo das famílias	beta	0,23	0,02	0,1795	0,1796	0,1798
τ^W	Alíquota sobre a renda	beta	0,17	0,02	0,3029	0,3033	0,3029
τ^K	Alíquota sobre o capital	beta	0,14	0,02	0,1406	0,1407	0,1407
ϕ_R	Termo de suavização da taxa de juros	beta	0,70	0,05	0,7433	0,7434	0,7435
ϕ_π	Sensibilidade dos juros em relação ao desvio da inflação	gama	2,43	0,10	2,4122	2,4133	2,4144

ϕ_Y	Sensibilidade dos juros em relação ao hiato do produto	gama	0,16	0,05	0,1145	0,1147	0,1149
----------	--	------	------	------	--------	--------	--------

Fonte: Elaboração própria.

O método de estimação bayesiana requer a declaração *a priori* dos parâmetros a serem estimados, assim como uma aproximação da distribuição de probabilidade. Assim, para os parâmetros em que o valor deve estar contido no intervalo $[0,1]$, imputou-se a distribuição *beta*. Por outro lado, para os parâmetros que devem assumir valores estritamente não negativos, foi atribuída a distribuição *gama*.

Após a definição das distribuições *a priori*, utilizou-se o algoritmo *Metropolis-Hastings* composto por duas sequências de cadeias de *Markov* de Monte Carlo (MCMC) com 2.000.000 de interações, número considerado suficiente para garantir a convergência. O percentual de aceitação ao longo das cadeias foi de cerca de 34,27%, em acordo com Brooks e Roberts (1998). Por fim, 70,00% das retiradas foram descartadas antes das realizações serem utilizadas para calcular os momentos empíricos da distribuição *a posteriori* no intuito de assegurar a convergência prévia da cadeia de *Markov* antes da utilização das informações para a computação dos momentos empíricos.

4.6.3 Parâmetros calibrados

A Tabela 3 apresenta os valores fixados (calibrados) para alguns parâmetros do modelo. Vale ressaltar que os valores de referência dos parâmetros de calibração foram resgatados de trabalhos com destaque na literatura.

Tabela 3 - Parâmetros de calibração

Parâmetro	Descrição	Valor	Referência
β	Fator de desconto	0,9850	Cavalcanti et al. (2018)
h	Persistência no consumo	0,65	Cavalcanti et al. (2018)
θ	Parâmetro de rigidez dos preços	0,74	Castro et al. (2015)
δ^K	Depreciação do capital	0,03	Silva e Bessaria (2018)

α	Elasticidade da produção em relação ao capital	0,35	Costa (2018)
ϕ_{TRG}	Proporção das transferências no PIB	0,01	Costa (2018)
ρ_R	Persistência do choque de política monetária	0,79	Krause e Moyen (2016)
ψ	Elasticidade de substituição entre os bens finais	6,0	Lim e McNelis (2015)

Fonte: Elaboração própria.

Os parâmetros referentes ao fator de desconto (β) e a persistência no hábito de consumo (h) foram coletadas de Cavalcanti et al. (2018). O valor do parâmetro referente à rigidez nos preços (θ) foi extraído do modelo SAMBA (Castro et al., 2015). A taxa de depreciação do capital (δ^K), a persistência do choque de política monetária (ρ_R) e a elasticidade de substituição entre bens finais (ψ) foram coletados de Silva e Bessaria (2018), Krause e Moyen (2016) e Lim e McNelis (2015), respectivamente. Por fim, os parâmetros relativos à elasticidade da produção ao capital (α) e a proporção das transferências no produto interno foram ambas resgatadas de Costa (2018).

4.7 Resultados do modelo teórico

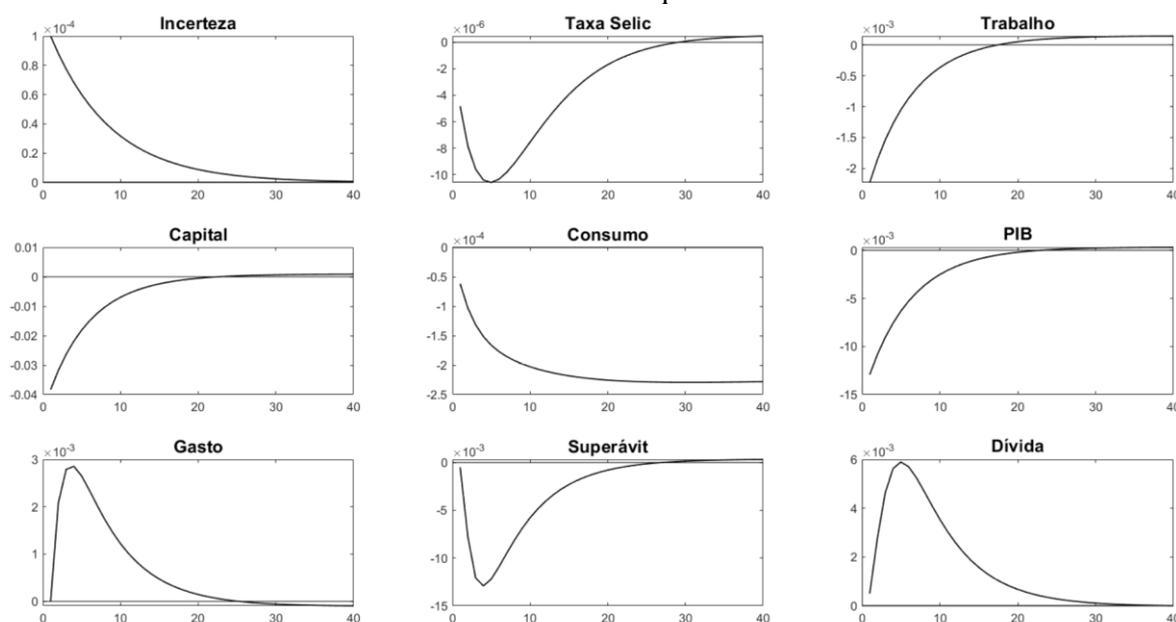
4.7.1 Efeito de um choque de incerteza sobre as variáveis macroeconômicas

A presente seção objetiva analisar a resposta de algumas variáveis do modelo em decorrência de um choque de incerteza, modelado a partir da Equação 31. Vale ressaltar que a resposta teórica servirá como fundamento para a imposição das restrições de sinais do modelo empírico. A Figura 7 apresenta as funções de resposta ao impulso em virtude de um choque de incerteza. Por meio desta, é possível observar que um aumento da incerteza macroeconômica possui impacto contracionista sobre o trabalho e a acumulação de capital da economia, o que resulta em uma dinâmica negativa para o consumo agregado e em consequente redução do nível de renda agregada da economia.

De forma geral, os resultados estão de acordo com a literatura, onde choques de volatilidade na produtividade têm efeitos negativos sobre a demanda agregada e,

consequentemente, sobre a atividade econômica. Primeiro, em períodos de incerteza, os agentes econômicos aumentam a poupança preventiva. Por sua vez, essa elevação da poupança provoca consequente contração do nível de consumo agregado corrente.

Figura 7 - Função de resposta das variáveis do modelo teórico em decorrência de um choque de incerteza



Fonte: Elaboração própria.

Em relação à acumulação de capital e contratação de trabalho, o resultado do modelo pode ser explicado através do canal *real-options* dos choques de incerteza, proposto por Bloom (2009). De forma geral, a intuição por trás desse mecanismo de transmissão está relacionada aos custos enfrentados pelas firmas no processo produtivo, o aumento da incerteza acerca do futuro aumenta o valor em se postergar a tomada de decisão a respeito do processo de produção, provocando efeitos contracionistas sobre a dinâmica do emprego, capital e dos juros. Em conjunto, esses efeitos resultam em uma contração do produto da economia, em consonância

com os resultados teóricos dos modelos desenvolvidos por Born e Pfeifer (2014), Basu e Bundick (2017) e Bloom et al. (2018).

Por fim, o resultado das contas públicas é negativamente afetado pelo choque de incerteza. Por um lado, a contração econômica resulta em aumento dos gastos públicos como instrumento contracíclico, por outro, há redução do volume de receitas fiscais em virtude da redução em praticamente todos os componentes da demanda agregada. Em conjunto, esses efeitos repercutem negativamente sobre a necessidade de financiamento do governo (superávit primário), conduzindo a um orçamento deficitário e, em consequência, aumento da dívida pública. À medida que o choque de incerteza é dissipado, há tendência de gradual retorno ao valor de estado estacionário.

4.7.2 *Choque de incerteza sob restrição fiscal*

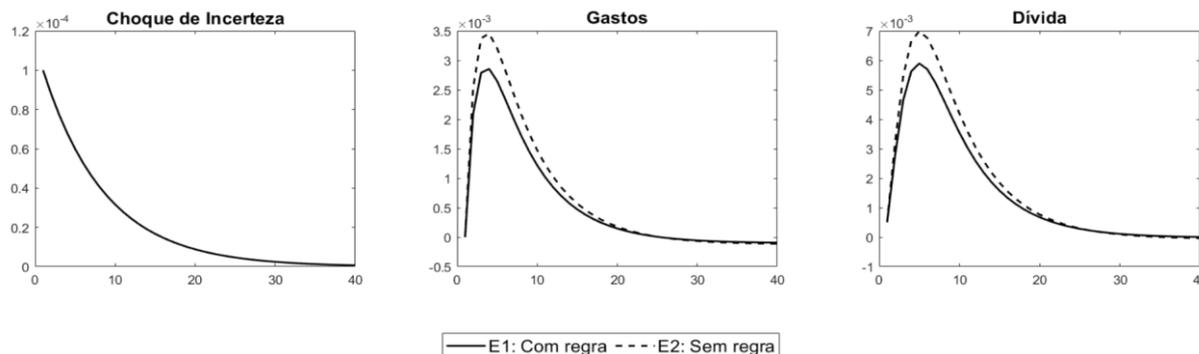
A presente seção objetiva realizar um exercício comparativo dos efeitos de um choque de incerteza macroeconômica sobre as contas públicas, levando em consideração dois cenários na condução da política fiscal de gastos: Primeiro, onde há adoção de uma regra de gastos públicos; segundo, consideramos o cenário em que não há a adoção de uma regra definida de política de gastos, sendo a política fiscal, nesse caso, caracterizada por ser discricionária.

A regra de gastos é baseada em Jesus, Besarria e Maia (2020), representando a EC nº 95/2016, em que o gasto corrente é determinado pelo gasto do período imediatamente anterior corrigido pela taxa de inflação. Na prática, tal regra implica em um congelamento dos gastos públicos em termos reais, de acordo com o seguinte princípio:

$$G_t = (1 + \pi_{t-1})G_{t-1} \quad (32)$$

A Figura 8 apresenta a dinâmica dos gastos e da dívida pública em decorrência de um choque de incerteza. De forma geral, os resultados mostram que um aumento na incerteza macroeconômica resulta em um aumento dos níveis de gastos e, conseqüentemente, do estoque da dívida pública, através dos mecanismos de transmissão desse tipo de choque para a economia, discutidos na seção anterior.

Figura 8 - Função de resposta das variáveis do modelo teórico em decorrência de um choque de incerteza sob restrição fiscal



Fonte: Elaboração própria.

Os resultados expostos na Figura 8 mostram que o modelo com a adoção de restrição fiscal (linha sólida) apresentou menor aumento, tanto dos gastos quanto da dívida, em comparação ao modelo no qual a política fiscal não segue uma regra clara de gastos. Em consonância com os trabalhos de Cavalcanti et al. (2018) e Jesus, Besarria e Maia (2020), esses resultados corroboram a importância da adoção de regras de gastos ao tornar o efeito de choques menos intensos sobre o nível da dívida pública.

4.7.3 Análise de volatilidade

A presente seção realiza uma análise de volatilidade dos gastos e da dívida pública resultantes do choque de incerteza, levando em consideração um cenário em que o governo segue uma regra de gastos (nesse caso, dado pela Equação 32) e outro cenário no qual o gasto público não segue uma regra definida.

Para isso, utilizou-se a metodologia proposta por Suh (2012). Formalmente, a volatilidade de qualquer variável (σ_i) consiste na soma dos quadrados da função de resposta ao impulso para cinquenta períodos após o choque, expressa da seguinte maneira:

$$\sigma_i = \frac{1}{50} \times \sum_{t=0}^{50} \beta^t \left(\frac{\partial X_{t+j}}{\partial e_t} \right)^2 \quad (33)$$

A Tabela 4 apresenta os resultados do cálculo das volatilidades para as variáveis de interesse. Através destes, é possível observar que o modelo sugere que a adoção de uma regra de gastos torna a volatilidade, tanto dos gastos quanto da dívida, consideravelmente inferior à situação na qual nenhuma regra de gastos é seguida.

Tabela 4 - Efeitos da regra fiscal sobre a volatilidade dos gastos e da dívida pública

Volatilidade	Com Regra	Sem Regra	Diferença
σ_g (Gastos)	$10^{-7} 1,7880$	$10^{-7} 2,5190$	40.91%
σ_D (Dívida)	$10^{-7} 1,3225$	$10^{-7} 1,7190$	29.98%

Fonte: Elaboração própria.

Os resultados apontam para uma volatilidade cerca de 40% superior nos gastos públicos no cenário onde não há a adoção de uma regra fiscal. Esse comportamento também pode ser observado em relação à dívida, onde a não adoção de uma regra de gastos resultou em uma volatilidade 29% superior ao caso onde há adoção de uma regra de gastos. Em conjunto, o modelo mostra que a adoção de uma regra fiscal torna as contas públicas mais robustas frente a um choque de incerteza macroeconômica, corroborando os resultados a partir da função de resposta ao impulso.

5 Modelo empírico

5.1 Modelo VAR Identificado com restrição de sinais

Dada a endogeneidade existente entre as variáveis do modelo, o método adotado é o modelo de Vetores Autorregressivos (VAR), proposto por Sims (1980). Considere o seguinte modelo autorregressivo estrutural multivariado¹⁸:

¹⁸ De forma geral, modelos de regressão linear ou VAR são adequados quando as séries de dados possuem ordem de integração igual a zero ($I(0)$); caso contrário, se todas as séries forem integradas de primeira ordem ($I(1)$), os resultados obtidos podem ser ilegítimos, pois se encontram relações econométricas entre as variáveis sem qualquer relação de causalidade, exclusivamente por apresentarem não estacionariedade ou tendência em comum, tal processo é denominado regressão espúria.

$$AX_t = \sum_{i=1}^p A_i X_{t-p} + \epsilon_t \quad \forall t = 0, 1, \dots, T \quad (34)$$

em que X_t é um vetor-coluna de variáveis endógenas, A é uma matriz $n \times n$ de impactos contemporâneos, A_i denota matrizes $n \times n$ de coeficientes das variáveis endógenas defasadas e ϵ_t denota o termo residual, que segue um processo *i. i. d* $\sim (0, \sigma)$.

Assumindo que a matriz A da representação estrutural do VAR (Equação 34) seja não singular, então o modelo VAR na forma reduzida pode ser obtido ao pré-multiplicar a Equação 34 por A^{-1} , obtendo-se:

$$X_t = \sum_{i=1}^p B_i X_{t-p} + u_t \quad \forall t = 0, 1, \dots, T \quad (35)$$

em que $B_i = A^{-1}A_i$, $u_t = A^{-1}\epsilon_t$ e $\Omega = E[u_t u_t']$ é a matriz de variância-covariância dos resíduos do modelo.

Para recuperar as informações do sistema primitivo (34), através da estimação do modelo reduzido (35), é necessária a imposição de algumas restrições sobre os coeficientes do primeiro sistema, de forma a torná-lo identificado. Uma alternativa é a utilização da decomposição de Cholesky (recursiva) para identificar as restrições. Conforme propõe Sims (1980), este método consiste na imposição de restrições¹⁹ sobre a matriz de impactos contemporâneos, de forma a torná-la uma matriz triangular inferior; isto permite obter os valores dos choques primitivos estruturais (ϵ_t) através dos resíduos estimados no vetor u_t .

Nesse contexto, Uhlig (2005) desenvolveu uma estratégia de identificação na qual se torna dispensável a imposição de restrições sobre toda a matriz A de impactos contemporâneos, conhecido por modelo VAR com identificação agnóstica de sinais.

O método em questão consiste em mostrar que a matriz de relação contemporânea A (Equação 34), tal que $\hat{\Sigma} = AA'$, pode então ser definida como $A = \tilde{A}Q$, onde Q é uma matriz ortogonal e \tilde{A} é a decomposição de *Cholesky* da matriz de variância dos resíduos ($\hat{\Sigma}$). Levando

¹⁹ Para o caso de um sistema primitivo com p equações, impõem-se $(p^2 - p)/2$ restrições para tornar o sistema identificável.

a identificação de uma coluna α da matriz A na Equação 34, com isto, o problema se torna a determinação do vetor α associado ao vetor m -dimensional, de modo que:

$$\alpha = \tilde{A}\alpha \quad (36)$$

onde α é uma coluna de A denominada por Uhlig (2005) de vetor de impulso, contendo as respostas contemporâneas das n -variáveis endógenas a um determinado choque.

Uhlig (2005) demonstrou que, dado o vetor de impulso, é possível calcular a resposta apropriada admitindo-se que $r_i(k)$ seja o impulso-resposta no período k do i -ésimo choque obtido por meio da decomposição de *Cholesky*. Assim, a função impulso-resposta para k períodos pode ser representada por:

$$r_\alpha = \sum_{i=1}^m \alpha_i r_i(k) \quad (37)$$

A Equação 37 mostra que é possível identificar o vetor de impulso correspondente ao choque investigado. Contudo, as restrições impostas *per si* não implicam em condições suficientes para a correta identificação dos choques. Dessa maneira, a estratégia de identificação das restrições de sinais apresentados na Tabela 5 foi extraída a partir da resposta estrutural do modelo teórico desenvolvido na Seção 4.

Tabela 5 - Restrições de sinais impostas nas respostas estruturais

Variável	Choque de Incerteza
Incerteza	“+”
Taxa de Juros	“-”
Inflação	“?”
Trabalho	“-”
Capital	“-”
Consumo	“-”
Produto	“?”
Dívida	“+”

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Resposta positiva (+), negativa (-) e livre (?) no horizonte de restrição (k).

Em suma, através da identificação de restrição de sinais é possível identificar os sinais de resposta ao impulso de algumas variáveis do modelo com base na teoria econômica, impondo, assim, um número menor de restrições em comparação ao VAR padrão e, por fim, não impondo restrição alguma sobre a variável de interesse do qual se objetiva analisar o efeito do choque em questão.

5.2 Dados

As séries de tempo referentes à Formação Bruta de Capital Fixo (FBCF), Consumo das Famílias, Consumo do Governo e Produto Interno Bruto (PIB) foram coletadas através do *website* do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Os dados referentes ao Índice de Preços ao Consumidor (IPC) e às Horas Trabalhadas na Indústria (TRABALHO) foram obtidas junto à plataforma virtual do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). Por fim, as informações referentes à Taxa Selic (SELIC) e à Dívida Líquida do Setor Público (DLSP) foram extraídas através do Sistema Gerenciador de Séries Temporais (SGS) do Banco Central do Brasil. A Tabela 6 apresenta a descrição e a Figura 10 (Apêndice B) a evolução temporal das séries de dados utilizadas na presente pesquisa.

Tabela 6 - Descrição dos dados utilizados na pesquisa

Série	Descrição	Unidade de Medida	Fonte
IIM	Incerteza Macroeconômica	Índice	Elaboração própria
CONSUMO	Consumo do Governo + Famílias	Milhões de R\$	IBGE
FBCF	Formação Bruta de Capital Fixo	Milhões de R\$	IBGE
PIB	Produto Interno Bruto	Milhões de R\$	IBGE
SELIC	Taxa de Juros - Selic	(%) ao ano, acumulado	BCB
TRABALHO	Horas Trabalhadas - Indústria	Índice	CNI
IPC	Índice de Preços ao Consumidor - Inflação	(%) ao mês, acumulado	FGV

DLSP	Dívida Líquida do Setor Público	% PIB	BACEN
------	---------------------------------	-------	-------

Fonte: Elaboração própria.

Nota (*): A acumulação das séries diz respeito aos últimos 12 meses.

As séries coletadas junto ao IBGE possuem periodicidade trimestral, enquanto as demais estavam disponíveis em periodicidade mensal. Para essas últimas, foi aplicada uma interpolação através de uma média para convertê-las em valores trimestrais. A variável referente ao consumo agregado (CONSUMO) foi gerada a partir da soma do consumo das famílias e do governo. Por fim, após a transformação dos dados, a amostra final utilizada na estimação abrangeu o período entre o segundo trimestre de 2003 e 2020, totalizando 69 observações. Essa janela temporal foi motivada principalmente em virtude da publicação dos relatórios da dívida pública em inglês, o que condicionou a construção do indicador de incerteza e, conseqüentemente, o período de investigação deste trabalho.

Vale ressaltar que as séries referentes ao PIB, FBCF, CONSUMO e IPC apresentaram comportamento sazonal, o ajuste foi realizado através do método X – 13 ARIMA. Para testar a presença de raiz unitária nas séries de dados, foram realizados os testes de raiz unitária de Dickey e Fuller (1979), Phillips e Perron (1988), Kwiatkowski et al. (1992) e o teste de raiz unitária na presença de quebra estrutural de Zivot e Andrews (1992). A partir do resultado dos testes de raiz unitária (Tabelas 8 e 9 no Apêndice B), não foi possível rejeitar a hipótese nula, de raiz unitária, para as variáveis em nível com exceção da variável referente ao indicador de incerteza e à inflação, o resultado é corroborado pelo teste de raiz unitária com quebra estrutural. Portanto, optou-se por utilizar o filtro *Hodrick-Prescott* (HP)²⁰ no intuito de eliminar termos determinísticos destas, transformando-as em desvios em relação à tendência.

5.3 Resultados do modelo empírico

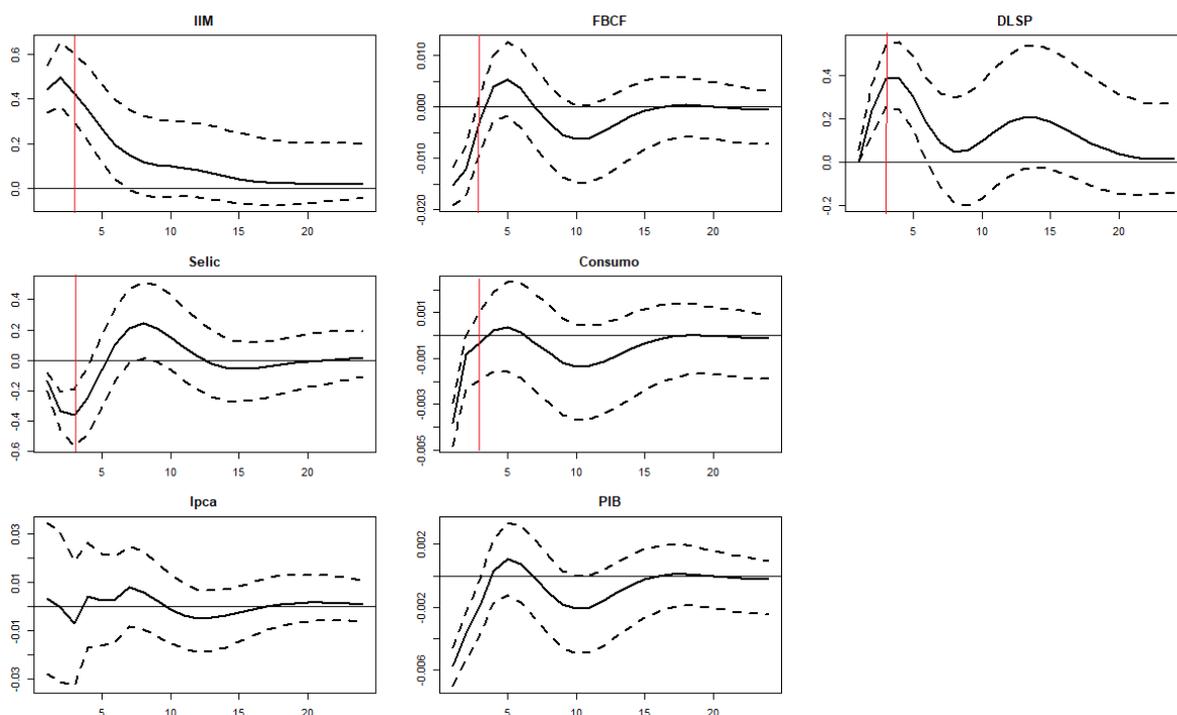
Nesta seção, são analisadas as evidências encontradas, para o Brasil, dos efeitos de choques macroeconômicos de incerteza sobre variáveis selecionadas através de um modelo de vetores autorregressivos desenvolvido por Sims (1980), especificado com identificação agnóstica, conforme proposto por Uhlig (2005). No presente exercício, o indicador de incerteza

²⁰ O parâmetro lambda utilizado no filtro-HP foi o padrão para séries trimestrais, ou seja: $\lambda = 1.600$.

macroeconômica desenvolvido e exposto na Seção 3 será utilizado como *proxy* para incerteza macroeconômica. Vale ressaltar que a imposição de sinais para o modelo SVAR foi fundamentada em um modelo DSGE teórico, exposto em Seção 4.

A Figura 9 apresenta a função impulso-resposta das variáveis do modelo em decorrência de um choque de incerteza macroeconômica. Através da figura, é possível observar que, de forma geral, as respostas das variáveis estão em consonância com as respostas especificadas no modelo teórico. Inicialmente, o choque de incerteza eleva a percepção de incerteza macroeconômica por aproximadamente 10 períodos. O aumento da incerteza provoca redução do consumo logo no primeiro trimestre após o choque, esse movimento é explicado principalmente por motivos precaucionais. Em outras palavras, dado o aumento da incerteza, os agentes econômicos aumentam a poupança precaucional e, por consequência, reduzem o consumo presente.

Figura 9 - Função de resposta ao impulso do modelo com restrição de sinais ($k = 3$)



Fonte: Elaboração própria.

(*) Nota: As restrições foram impostas por três períodos ($k = 3$). As três linhas correspondem a: quantil 16,00%, a mediana e o quantil 84,00% da distribuição posterior, respectivamente. O Modelo SVAR foi estimado com uma (1) defasagem.

Em relação à formação bruta de capital fixo e ao trabalho, o choque de incerteza possui efeito contracionista sobre ambos. Conforme discutido anteriormente, esse resultado é explicado pelo canal *real-options* descrito por Bloom (2009), em que o aumento da incerteza sobre o futuro afeta negativamente as decisões de investimento e produtivas dos empresários, uma vez que a tomada de decisão referente a investimento e produção acarretam em custos, muitas vezes irrecuperáveis, que uma vez tomadas dificilmente são passíveis de reversão sem a incursão de elevados custos e perdas. Em conjunto, a contração do consumo, acumulação de capital e trabalho afetam negativamente a dinâmica do produto da economia. Por fim, o aumento da incerteza provoca uma piora no cenário fiscal logo no primeiro período após o choque. Esse comportamento pode ser explicado em virtude da redução das receitas fiscais atreladas aos componentes da demanda agregada que tiveram suas respectivas trajetórias negativamente influenciadas pelo choque de incerteza, resultando, assim, no aumento do estoque da dívida pública.

5.4 Análise de robustez

A presente seção objetiva avaliar a robustez dos resultados discutidos na seção anterior; dessa maneira, o modelo foi estimado novamente considerando algumas modificações em sua especificação. Assim, flexibilizou-se as restrições de sinais para modelos menos restritos ($k = 2$ e 1) no intuito de verificar se as respostas encontradas são sensíveis às restrições. As figuras referentes à função de resposta ao impulso desses modelos (Figuras 11 e 12) se encontram disponíveis no Apêndice C.

De forma geral, os resultados dos novos modelos estimados não apresentaram mudanças significativas em relação àqueles apresentados na seção anterior, mantendo-se também em consonância aos resultados do modelo teórico. Ou seja, em virtude de um choque de incerteza macroeconômica seguiu-se uma contração do consumo, acumulação de capital, trabalho, do produto da economia e um aumento da dívida pública.

6 Considerações finais

A presente monografia buscou investigar os efeitos do aumento da incerteza sobre as variáveis reais e fiscais da economia, levando em consideração a adoção de uma regra fiscal. Primeiro, fundamentado na linguagem natural de processamento, desenvolveu-se um indicador de incerteza macroeconômica para o Brasil, baseado em técnicas de Análise de Sentimento Textual dos Relatórios Mensais de Dívida Pública, divulgados pelo Tesouro Nacional. Posteriormente, no intuito de investigar os efeitos de um aumento da incerteza macroeconômica sobre a economia, construiu-se uma economia artificial (modelo DSGE), levando em consideração a adoção ou não de uma regra de gastos.

Os resultados encontrados, tanto pela abordagem teórica quanto a empírica, apontam para efeitos contracionistas de um choque de incerteza sobre a dinâmica da economia, causando uma contração do consumo, acumulação de capital e no emprego, provocando, em consequência, uma queda na demanda agregada que repercute negativamente sobre o produto interno da economia. Concomitantemente, a redução das receitas governamentais associadas à tributação dos componentes da demanda agregada e o uso anticíclico dos gastos públicos conduzem a um déficit no orçamento do governo, implicando em aumento do passivo governamental.

Esses resultados ajudam a explicar os resultados negativos observados na economia brasileira no período recente, decorrente do aumento da incerteza proveniente da pandemia da Covid-19. É importante reforçar que esse desempenho poderia ser pior, caso não houvesse uma ancoragem ou teto para os gastos públicos. Como foi observado no modelo DSGE, a adoção dessa regra reduziu os efeitos contracionistas da incerteza nas contas públicas. No entanto, sob as circunstâncias de aumento da incerteza, o não cumprimento da regra de gastos estipulada pela EC nº 95/2016, torna-se motivo de debate ativo, tanto pelo aspecto econômico quanto pela perspectiva social.

É importante ressaltar que as principais contribuições da presente monografia, no tocante às finanças públicas, podem ser sumarizadas em dois aspectos complementares. Primeiro, ao desenvolver um indicador de incerteza macroeconômica, fornece insumos à tomada de decisão tanto no atual cenário quanto em perspectivas futuras. Segundo, por investigar e apontar os efeitos do aumento da incerteza sobre as variáveis reais e fiscais da

economia em um modelo estrutural, mostrando que o aumento da incerteza afeta negativamente tanto a atividade econômica quanto as contas públicas e que a adoção de uma regra fiscal pode reduzir os efeitos adversos do aumento da incerteza sobre as contas públicas. Em conjunto, essa discussão pode gerar efeitos positivos ao contribuir para um melhor planejamento e consolidação da política fiscal em períodos de incerteza.

Como uma perspectiva de pesquisa futura, no que diz respeito à construção do indicador de incerteza, sugere-se a otimização temporal do dicionário específico através de técnicas de *machine learning*, no intuito de incrementar a acurácia do indicador. Ademais, o índice pode ser construído com base em mais de um relatório, tornando-se um indicador de incerteza da política econômica construído através de um *mix* de relatórios, tais como o da dívida e as atas do COPOM, por exemplo. Ademais, pretendemos analisar os efeitos da incerteza econômica em cenários que levam em consideração diferentes estruturas de maturidade da dívida pública. Nesse sentido, espera-se que o choque de incerteza também afete a estrutura a termo da taxa de juros e a dinâmica do *spread* entre os juros de curto e longo prazo.

Referências

BAKER, S. R.; BLOOM, N.; DAVIS, S. J. Measuring Economic Policy Uncertainty*. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 131, n. 4, p. 1593–1636, nov. 2016.

BARBOSA, R. B. **Impacto de Choques de Incerteza sobre a Situação Fiscal no Brasil**. Brasília: Secretaria do Tesouro Nacional (XXIII Prêmio Tesouro Nacional), 2018.

BARBOZA, R. D. M.; ZILBERMAN, E. Os Efeitos da Incerteza sobre a Atividade Econômica no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 72, n. 2, p. 144–160, 2018. ISSN 0034-7140.

BARRO, R. J. Are government bonds net wealth? *Journal of political economy*, **The University of Chicago Press**, v. 82, n. 6, p. 1095–1117, 1974.

BASU, S.; BUNDICK, B. Uncertainty Shocks in a Model of Effective Demand. **Econometrica**, v. 85, n. 3, p. 937–958, 2017. ISSN 0012-9682.

BERNANKE, B. S.; GERTLER, M.; GILCHRIST, S. The financial accelerator in a quantitative business cycle framework. **Handbook of Macroeconomics**, v. 1, n. PART C, p. 1341–1393, 1999.

BLANCHARD, O. **Fiscal Dominance and Inflation Targeting**: Lessons from Brazil. 46p. Working Paper, 2004.

BLOOM, N. The Impact of Uncertainty Shocks. **Econometrica**, v. 77, n. 3, p. 623–685, 2009.

BLOOM, N. *et al.* Really Uncertain Business Cycles. **Econometrica**, v. 86, n. 3, p. 1031–1065, 2018.

BORN, B.; PFEIFER, J. Policy risk and the business cycle. **Journal of Monetary Economics**, v. 68, p. 68–85, 2014. ISSN 03043932.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Relatório de Inflação - Boxe: Condicionamentos internamente consistentes para câmbio, incerteza econômica e risco-país. Brasília: **Banco Central do Brasil**, v. 20, n. 1, p. 73–75, 2018.

_____. Relatório de Inflação - Boxe: Incerteza e atividade econômica. Brasília: **Banco Central do Brasil**, v. 21, n. 3, p. 59–63, 2019.

BRASIL. **Emenda Constitucional Nº 95**, de 15 de dezembro de 2016. Altera o Ato das Disposições Constitucionais Transitórias, para instituir o Novo Regime Fiscal, e dá outras providências. Brasília: [s.n.], 2016.

BROOKS, S. P.; ROBERTS, G. O. Convergence assessment techniques for Markov chain Monte Carlo. **Statistics and Computing**, Springer, v. 8, n. 4, p. 319–335, 1998.

CALVO, G. A. Staggered prices in a utility-maximizing framework. **Journal of monetary Economics**, Elsevier, v. 12, n. 3, p. 383–398, 1983.

CARRIÈRE-SWALLOW, Y.; CÉSPEDES, L. F. The impact of uncertainty shocks in emerging economies. **Journal of International Economics**, v. 90, n. 2, p. 316–325, jul. 2013. ISSN 00221996.

CASTRO, M. R. *et al.* SAMBA: Stochastic analytical model with a bayesian approach. **Brazilian Review of Econometrics**, v. 35, n. 2, p. 103–170, 2015.

CAVALCANTI, M. A. *et al.* The macroeconomic effects of monetary policy shocks under fiscal rules constrained by public debt sustainability. **Economic Modelling**, v. 71, p. 184–201, apr. 2018.

CAVALCANTI, M. A. F. H.; VEREDA, L. Fiscal Policy Multipliers in a DSGE Model for Brazil. **Brazilian Review of Econometrics**, v. 35, n. 2, p. 197, 2015.

CHISHOLM, E.; KOLDA, T. G. **New term weighting formulas for the vector space method in information retrieval**. Technical Report, [S.l.], 1999.

COSTA, C. **Understanding DSGE models: Theory and Applications**. Vernon Press, 2018.

DICKEY, David A.; FULLER, Wayne A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. **Journal of the American statistical association**, v. 74, n. 366a, p. 427-431, 1979.

FAVERO, C.; GIAVAZZI, F. **Inflation Targeting and Debt: Lessons from Brazil**. Working Paper, 2004.

FLESCH, R. A new readability yardstick. **Journal of Applied Psychology**, v. 32, n. 3, p. 221–233, 1948.

FRASCAROLI, B. F.; NOBREGA, W. C. L. Inflation Targeting and Inflation Risk in Latin America. **Emerging Markets Finance and Trade**, Routledge, v. 55, n. 11, p. 2389–2408, 2019.

GALÍ, J. **Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle: An Introduction to the New Keynesian Framework**. Princeton: Princeton University Press, 2008. 216 p.

GODEIRO, L. L.; LIMA, L. R. R. d. O. Measuring Macroeconomic Uncertainty to Brasil. **Economia Aplicada**, v. 21, n. 2, p. 311, 2017.

JESUS, D. P. de; BESARRIA, C. D. N.; MAIA, S. F. The macroeconomic effects of monetary policy shocks under fiscal constrained: An analysis using a DSGE model. **Journal of Economic Studies**, v. 47, n. 4, p. 805–825, 2020.

JURADO, K.; LUDVIGSON, S. C.; NG, S. Measuring Uncertainty. **American Economic Review**, v. 105, n. 3, p. 1177–1216, mar. 2015.

KRAUSE, M. U.; MOYEN, S. Public Debt and Changing Inflation Targets. **American Economic Journal: Macroeconomics**, v. 8, n. 4, p. 142–176, oct. 2016.

KWIATKOWSKI, D. et al. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root? **Journal of econometrics**, Elsevier, v. 54, n. 1-3, p. 159–178, 1992.

LIM, G. C.; MCNELIS, P. D. **Macroeconomics at the Zero Lower Bound: QuasiFiscal Monetary Policy vs. Quasi-Monetary Fiscal Policy**. Working Paper, 2015.

LOUGHRAN, T.; MCDONALD, B. When is a liability not a liability? Textual analysis, dictionaries, and 10-Ks. **The Journal of Finance, Wiley Online Library**, v. 66, n. 1, p. 35–65, 2011.

MONTES, Gabriel Caldas; NICOLAY, Rodolfo Tomás da Fonseca; ACAR, Tatiana. Do fiscal communication and clarity of fiscal announcements affect public debt uncertainty? Evidence from Brazil. **Journal of Economics and Business**, v. 103, p. 38-60, 2019.

NOBREGA, W. C. L.; MAIA, S. F.; BESARRIA, C. D. N. Interação entre as Políticas Fiscal e Monetária: uma Análise sobre o Regime de Dominância Vigente na Economia Brasileira. **Análise Econômica**, v. 37, n. 74, p. 7–34, 2020.

PASTORE, A.; GAZZANO, M.; PINOTTI, M. **Inflação e Crises: O Papel da Moeda**. 1. ed. [S.l.]: Elsevier Brasil, 2014.

PHILLIPS, P. C. B.; PERRON, P. Testing for a unit root in time series regression. **BiométriKa**, v. 75, n. 2, p. 335–346, 1988. ISSN 00063444.

SALTON, G.; WONG, A.; YANG, C. A Vector Space Model for Automatic Indexing. **Communications of the ACM**, v. 18, n. 11, p. 613–620, 1975.

SARGENT, T. J.; WALLACE, N. Some Unpleasant Monetarist Arithmetic. **Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review**, v. 5, n. 3, p. 1–17, 1981.

SCHMITT-GROHÉ, S.; URIBE, M. Closing small open economy models. **Journal of international Economics**, Elsevier, v. 61, n. 1, p. 163–185, 2003.

SILVA, M. E. A. da; BESSARIA, C. D. N. Política Monetária e Preço dos Imóveis no Brasil: Uma Análise a partir de um Modelo DSGE. **Revista Brasileira de Economia**, v. 72, n. 1, p. 117–143, 2018.

SILVA, P. H. N.; BESARRIA, C. D. N.; SILVA, M. D. d. O. P. da. **Mensurando o sentimento de incerteza da política econômica**. São Paulo: ANPEC - Associação Nacional dos Centros de Pós-Graduação em Economia, 2019.

SIMS, C. A. Macroeconomic and Reality. **Econometrica**, v. 48, p. 1–48, 1980.

SUH, H. **Macroprudential Policy**: Its Effects and Relationship to Monetary Policy. FRB of Philadelphia working paper, 2012.

TAYLOR, John B. iDiscretion versus Policy Rules in Practice, **J Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy**, December, v. 39, p. 195-214, 1993.

UHLIG, H. What are the effects of monetary policy on output? Results from an agnostic identification procedure. **Journal of Monetary Economics**, v. 52, n. 2, p. 381–419, mar. 2005.

ZIVOT, E.; ANDREWS, D. W. K. Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis. **Journal of Business & Economic Statistics**, v. 10, n. 3, p. 251–270, 1992. ISSN 0735-0015.

APÊNDICE A - Dicionário específico ao contexto da dívida pública

A.1. 1-Grams

almost; alteration; alterations; anticipate; anticipated; appear; appeared; appearing; approximate; approximately; assumed; assuming; assumption; contingency; exposure; fluctuated; fluctuations; may; might; nearly; possibilities; possible; possibly; predictability; preliminary; revised; risk; risks; roughly; somewhat; suggesting; suggests; variation; variations; varied; varying; volatile; volatility; deficit; economic; economy; reform; regulation; repurchase; renegotiation; exposure; default; rollover.

A.2. 2-Grams

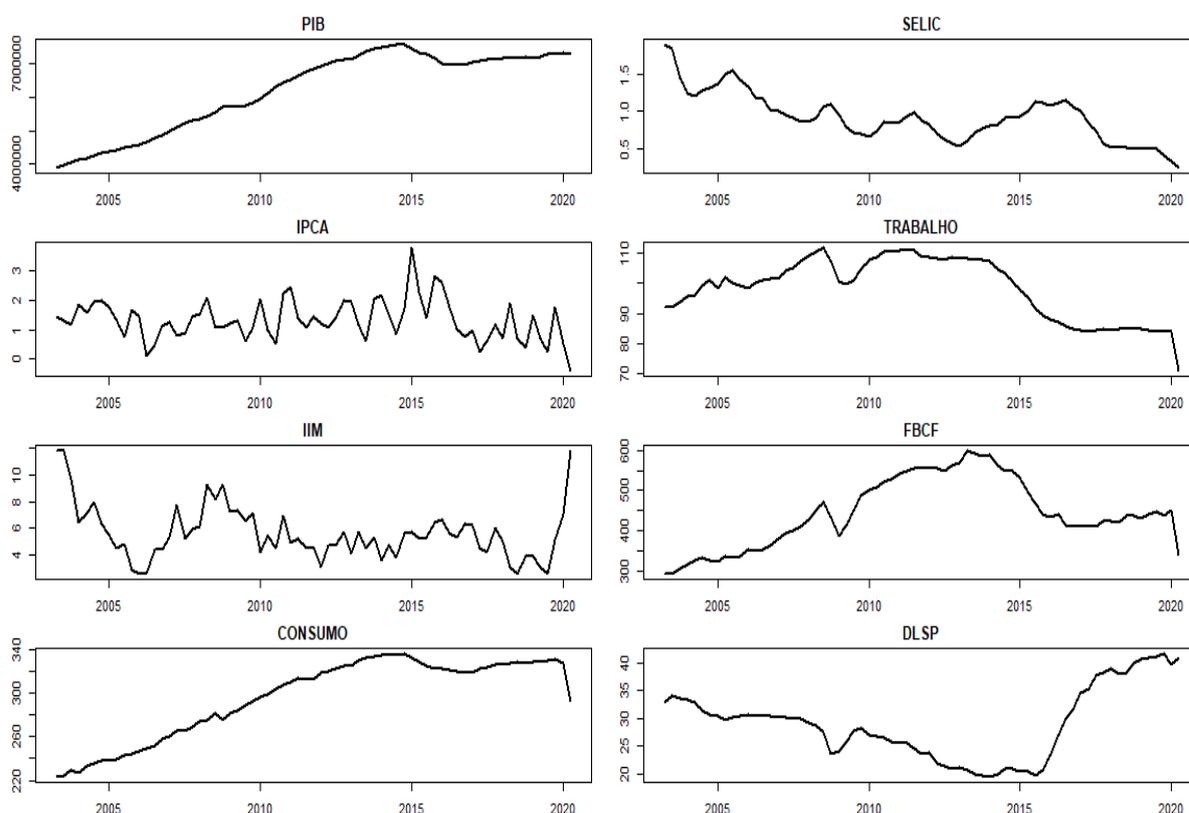
additional costs; agrarian debt; bonds renegotiation; concentrating; maturities; concentration maturities; concentration maturity; cost appreciation; cost increased; cost increases; costs rose; credit default; debt exceeded; debt increase; debt increased; debt refinancing; debt renegotiation; increased cost; increased costs; inflation increased; maturing loss; maturing lower; maturity drop; maturity loss; maturity lost.

A.3. 3-Grams

agrarian debt renegotiation; average cost increased; average cost increases; average cost shifted; average maturity declined; average maturity decreased; average maturity diminished; average maturity dropped; average maturity shifted; average term dropped; exchange exposure increased; featuring shorter maturities; featuring smaller average; federal debt increased; floating rate increased; outstanding debt increased; rolled exclusively swaps; short term variations.

APÊNDICE B - Trajetória e testes econométricos aplicados as séries temporais utilizadas no modelo SVAR

Figura 10 - Trajetória temporal das variáveis do modelo SVAR



Fonte: Elaboração própria.

Tabela 7 - Estatística descritiva das variáveis

	CONSUMO	DLSP	FBCF	HORAS	IIM	IPC	PIB	SELIC
Média	230823.71	41.53	54375.01	302.84	6.25	0.45	276418.98	11.62
D.P.	29013.11	7.38	9772.25	23.20	1.70	0.21	28399.12	3.46
C.V.	12.57	17.77	17.97	7.66	27.20	47.52	10.27	29.76
Mediana	243633.40	41.11	52580.16	302.70	6.07	0.44	289756.70	11.22
Máximo	265021.20	54.30	71696.99	335.60	11.88	1.10	311701.10	19.69
Mínimo	172984.50	30.38	38728.43	252.80	3.59	-0.04	218159.10	6.40
Curtose	-1.00	-1.31	-1.15	-0.68	1.33	0.68	-0.86	-0.27

Assimetria -0.69 0.07 0.11 -0.54 1.03 0.37 -0.72 0.43

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 8 - Testes de raiz unitária (ADF, PP, KPSS)

Variáveis	Est.ADF	VC.ADF	Est.PP	VC.PP	Est.KPSS	VC.KPSS	Resultado
PIB	-2.141	-2.89	-2.569	-2.91	0.551	0.463	Raiz Unitária
SELIC	-3.167	-2.89	-1.25	-2.91	0.399	0.463	Raiz Unitária
IPC	-3.776	-2.89	-6.134	-2.91	0.142	0.463	Estacionária
TRABALHO	-0.919	-2.89	-0.641	-2.91	0.17	0.463	Raiz Unitária
IIM	-3.012	-2.89	-3.588	-2.91	0.204	0.463	Estacionária
FBCF	-1.81	-2.89	-1.855	-2.91	0.284	0.463	Raiz Unitária
CONSUMO	-2.854	-2.89	-2.834	-2.91	0.589	0.463	Raiz Unitária
DLSP	-0.866	-2.89	-1.420	-2.91	0.186	0.463	Raiz Unitária

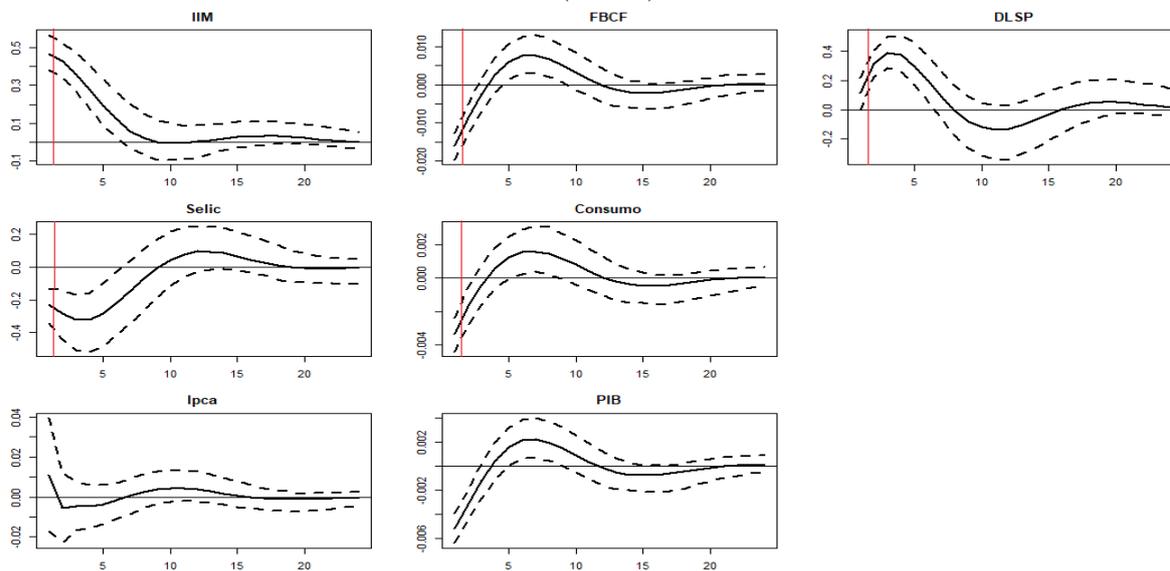
Fonte: Elaboração própria.

Tabela 9 - Testes de raiz unitária com quebra estrutural

Variáveis	Est. ZA	VC	Quebra	Resultado
PIB	-2.9657	-4.42	2011Q1	Não Estacionária
SELIC	-2.1582	-4.42	2006Q4	Não Estacionária
IPC	-7.0098	-4.42	2015Q3	Estacionária com Quebra
TRABALHO	-2.9333	-4.42	2014Q3	Não Estacionária
IIM	-3.2335	-4.42	2004Q2	Não Estacionária
FBCF	-2.9856	-4.42	2011Q2	Não Estacionária
CONSUMO	-3.1702	-4.42	2011Q2	Não Estacionária
DLSP	-4.0497	-4.42	2014Q1	Não Estacionária

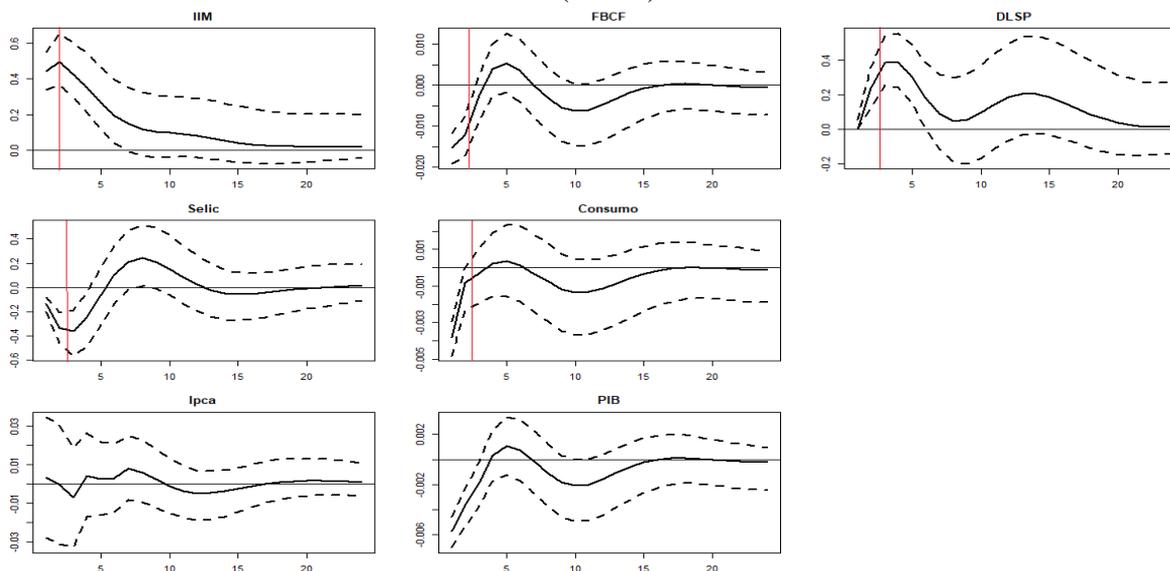
Fonte: Elaboração própria.

APÊNDICE C - Robustez do modelo empírico

 Figura 11 - Função de resposta ao impulso do modelo com restrição de sinais
 ($k = 1$)


Fonte: Elaboração própria.

 (*) Nota: As restrições foram impostas por um período ($k = 1$). As três linhas correspondem a: quantil 16,00%, a mediana e o quantil 84,00% da distribuição posterior, respectivamente. O modelo SVAR foi estimado com uma (1) defasagem.

 Figura 12 - Função de resposta ao impulso do modelo com restrição de sinais
 ($k = 2$)


Fonte: Elaboração própria.

(*) Nota: As restrições foram impostas por dois períodos ($k=2$). As três linhas correspondem a: quantil 16,00%, a mediana e o quantil 84,00% da distribuição posterior, respectivamente. O modelo SVAR foi estimado com uma (1) defasagem.