

Universidade Federal de Juiz de Fora
Faculdade de Economia
Programa de Pós-Graduação em Economia

Karina Oliveira Belarmino de Almeida

Incerteza, Credibilidade e Transmissão da Política Monetária no Brasil

Juiz de Fora

2023

Karina Oliveira Belarmino de Almeida

Incerteza, Credibilidade e Transmissão da Política Monetária no Brasil

Dissertação apresentada à Faculdade de Economia, da Universidade Federal de Juiz de Fora, como requisito parcial à conclusão do Mestrado em Economia Aplicada.

Orientador: Wilson Luiz Rotatori Corrêa

Coorientador: Luckas Sabioni Lopes

Juiz de Fora

2023

Ficha catalográfica elaborada através do Modelo Latex do CDC da UFJF
com os dados fornecidos pelo(a) autor(a)

Oliveira Belarmino de Almeida, Karina.

Incerteza, Credibilidade e Transmissão da Política Monetária no Brasil /
Karina Oliveira Belarmino de Almeida. – 2023.

66 f. : il.

Orientador: Wilson Luiz Rotatori Corrêa

Coorientador: Luckas Sabioni Lopes

Dissertação de Mestrado – Universidade Federal de Juiz de Fora, Faculdade de Economia

Programa de Pós-Graduação em Economia. , 2023.

1. Incerteza. 2. Credibilidade. 3. Restrição de Sinais. I. Corrêa, Wilson Luiz Rotatori, orient. II. Lopes, Luckas Sabioni, coorient. III. Título.

Karina Oliveira Belarmino de Almeida

Incerteza Credibilidade e Transmissão da Política Monetária no Brasil

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-graduação em Economia da Universidade Federal de Juiz de Fora como requisito parcial à obtenção do título de Mestre em Economia Aplicada. Área de concentração: Economia

Aprovada em 31 de janeiro de 2023.

BANCA EXAMINADORA

Dr. Wilson Luiz Rotatori Corrêa - Orientador

Universidade Federal de Juiz de Fora

Dr. Lucas Sabioni Lopes - Coorientador

Universidade Federal de Juiz de Fora (GV)

Dr. Sidney Martins Caetano

Universidade Federal de Juiz de Fora

Dr. Luciano Ferreira Gabriel

Universidade Federal de Juiz de Fora

Dr. Helder Ferreira de Mendonça

Universidade Federal Fluminense

Juiz de Fora, 16/01/2023.



Documento assinado eletronicamente por **Wilson Luiz Rotatori Correa, Professor(a)**, em 31/01/2023, às 15:24, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no § 3º do art. 4º do [Decreto nº 10.543, de 13 de novembro de 2020](#).



Documento assinado eletronicamente por **Luciano Ferreira Gabriel, Professor(a)**, em 31/01/2023, às 15:48, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no § 3º do art. 4º do [Decreto nº 10.543, de 13 de novembro de 2020](#).



Documento assinado eletronicamente por **Luckas Sabioni Lopes, Professor(a)**, em 31/01/2023, às 16:50, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no § 3º do art. 4º do [Decreto nº 10.543, de 13 de novembro de 2020](#).



Documento assinado eletronicamente por **Sidney Martins Caetano, Professor(a)**, em 31/01/2023, às 17:16, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no § 3º do art. 4º do [Decreto nº 10.543, de 13 de novembro de 2020](#).



Documento assinado eletronicamente por **Helder Ferreira de Mendonça, Usuário Externo**, em 01/02/2023, às 08:41, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no § 3º do art. 4º do [Decreto nº 10.543, de 13 de novembro de 2020](#).



A autenticidade deste documento pode ser conferida no Portal do SEI-Uffj (www2.ufff.br/SEI) através do ícone Conferência de Documentos, informando o código verificador **1113192** e o código CRC **E634DF5F**.

AGRADECIMENTOS

Agradeço a Deus, por todas as Suas perfeitas formas de manifestação.

Ao meu orientador, Wilson Luiz Rotatori Corrêa, e ao meu coorientador, Luckas Sabioni Lopes, pelos ensinamentos e incentivos na realização deste trabalho.

À minha querida irmã, Marina, que sabiamente me encorajou a escolher o curso de Ciências Econômicas e hoje lhe sou eternamente grata.

Aos meus pais, Geovan e Maria Aparecida, que me ensinaram, pelo exemplo, que o conhecimento edifica e cujo amor incondicional jamais serei capaz de retribuir totalmente.

Aos professores, funcionários e colegas do Programa de Pós-Graduação em Economia e da Faculdade de Economia, pelos ensinamentos e contribuições a mim e ao meu trabalho.

Às agências de fomento à pesquisa, CAPES, FIPE e FAPEMIG, pelo apoio financeiro aos meus estudos durante o mestrado.

Ao Sistema Público de Educação, em especial à Universidade Federal de Juiz de Fora, pelo ensino gratuito e de qualidade.

A todos que, direta ou indiretamente, contribuíram para que eu chegasse até aqui.

À Ciência, que, como apontado por Albert Einstein, "comparada com a realidade, é primitiva e infantil - e, no entanto, é a coisa mais preciosa que temos."

RESUMO

Este trabalho teve como objetivo investigar as interrelações e o efeito de choques de incerteza e de credibilidade sobre a atividade econômica e inflação no Brasil, a partir de uma análise que os considere dentro de uma mesma estrutura empírica, além de um choque estrutural básico de política monetária. Como estratégia empírica, foram adotados modelos Bayesianos de Autoregressão Vetorial (BVAR) com Restrição de Sinais. A amostra analisada variou de 2003 a 2022, com dados mensais. Os resultados sugerem que um choque de incerteza produz efeitos inflacionários e recessivos sobre a atividade produtiva, enquanto uma elevação da credibilidade contribuí elevando a taxa de crescimento da economia brasileira e reduzindo a inflação. De modo geral, esses efeitos são significativos em curto-prazo. Ademais, no modelo proposto, a incerteza não afeta a credibilidade de maneira significativa e vice-versa, parecendo adequado supor que o Banco Central do Brasil tem conseguido, ainda que com alguma dificuldade, manter sua credibilidade em patamares mais elevados nas recessões, embora a incerteza ainda seja alta.

Palavras-chave: Incerteza. Credibilidade. Brasil. BVAR. Restrição de Sinais.

ABSTRACT

This work aimed to investigate the interrelationships and the effect of uncertainty and credibility shocks on economic activity and inflation in Brazil, based on an analysis that considers them within the same empirical framework, in addition to a basic structural policy shock. As an empirical strategy, Bayesian Vector Autoregression (BVAR) models with Signal Restriction were adopted. The analyzed sample ranged from 2003 to 2022, with monthly data. The results suggest that a shock of uncertainty produces inflationary and recessive effects on productive activity, while an increase in credibility contributes to raising the growth rate of the Brazilian economy and reducing inflation. In general, these effects are significant in the short term. Furthermore, in the proposed model, uncertainty does not significantly affect credibility and vice versa, and it seems appropriate to assume that the Central Bank of Brazil has managed, although with some difficulty, to maintain its credibility at higher levels in recessions, although the uncertainty is still high.

Keywords: Uncertainty. Credibility. Brazil. BVAR. Signal Restriction.

É melhor acender uma vela do que praguejar contra a escuridão.

Adágio

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	7
2	REVISÃO DE LITERATURA	11
2.1	Incerteza: Definições e aplicações	11
2.2	Credibilidade: Definição e aplicações	18
3	METODOLOGIA	23
3.1	Base de Dados	23
3.2	Estratégia Empírica	25
3.2.1	Modelos VAR e SVAR	25
3.2.2	Modelo BVAR	27
3.2.3	Identificação via Restrição de Sinais	31
4	RESULTADOS	36
5	CONCLUSÃO	43
	REFERÊNCIAS	45
	ANEXO A – Séries	50
	ANEXO B – Testes de Robustez	55
B.1	Choques de Incerteza sobre a Inflação e o Hiato do Produto	55
B.2	Choques de Credibilidade sobre a Inflação e o Hiato do Produto	58
B.3	Choques na Taxa de Juros sobre a Inflação e o Hiato do Produto	61
B.4	Choques na Incerteza sobre a Credibilidade	64
B.5	Choques na Credibilidade sobre a Incerteza	65

1 INTRODUÇÃO

Após a crise financeira internacional de 2008, muitos estudos se concentraram sobre os impactos macroeconômicos da incerteza. Por exemplo, Bloom (2014) documenta um padrão de incerteza econômica, que tende a crescer em períodos recessivos e declinar em *booms*, além de variar significativamente entre países, sendo consideravelmente mais alta nas nações menos desenvolvidas. Ademais, o interesse em compreender as características das incertezas também é estimulado pelas suas influências sobre a decisão dos agentes econômicos, variando desde consumidores e empresários aos formuladores de políticas públicas, e por seu surgimento em eventos não econômicos, como guerras, mudanças climáticas ou até mesmo crises sanitárias.

Nesse sentido, a pandemia do novo vírus Corona (COVID-19), reconhecida pela Organização Mundial de Saúde (OMS) em março de 2020, enfatizou ainda mais a importância de compreender os desdobramentos de elevações da incerteza, compondo um cenário de crescente preocupação com o comportamento da atividade econômica e, em especial, com as políticas monetárias necessárias para combater os prospectos recessivos para as economias. A resposta dos bancos centrais em diversos países do mundo caracterizou-se pela adoção de fortes estímulos monetários e de drásticas reduções nas taxas básicas de juros, acentuando um processo de flexibilização monetária que se inicia com a crise de 2008.

No cenário mais recente, destaca-se ainda o prolongamento da invasão russa na Ucrânia, em fevereiro de 2022, que provoca a expansão dos preços dos alimentos e da energia, bem como a reversão das políticas fiscais expansionistas face ao recuo da pandemia e da necessidade de se combater um processo de elevação da inflação em termos internacionais. A escalada dos preços provocou o início de ciclos de aperto monetário em diversos países do mundo, inclusive no Brasil, com discursos mais incisivos por parte dos bancos centrais e elevações das taxas de juros.

Concomitantemente, a discussão sobre a perda de credibilidade das autoridades monetárias veio à tona com o recrudescimento inflacionário. Nesse sentido, é válido questionar como esse descrédito das autoridades monetárias pode impulsionar a incerteza acerca dos rumos futuros da inflação a qual, por sua vez, eleva a incerteza geral das economias. Assim, dado o atual cenário, é de extrema relevância entender como se relacionam a credibilidade dos bancos centrais e os níveis das incertezas macroeconômicas, a fim de que a política monetária seja executada com mais êxito.

Por um lado, de acordo com a evidência relatada na literatura, a política monetária parece surtir efeitos menores quando a incerteza é alta. A teoria que destaca a irreversibilidade parcial dos investimentos, desenvolvida por Bernanke (1983), Pindyck (1990) e Bloom (2009), entre outros, tem como hipótese que níveis mais altos de incerteza motivam

os agentes a postergar decisões de dispêndios, aguardando informações mais precisas ou necessidades mais prementes. Essa cautela os torna menos responsivos às mudanças na taxa de juros. Contudo, embora a proposição de menor eficácia da política monetária em momentos incertos seja bem disseminada no campo teórico, a evidência empírica de sua importância macroeconômica cresceu apenas recentemente.

Nesse contexto, Aastveit, Natvik e Sola (2017) observam que choques de política monetária tendem a ser consideravelmente mais fracos quando a incerteza é alta, com efeitos negativos sobre as respostas do PIB e do investimento dos Estados Unidos da América (EUA) quando a volatilidade do mercado de ações é maior. Resultados similares são obtidos por Castelnuovo e Pellegrino (2018). Pellegrino (2017) aponta que os efeitos cumulativos dos choques de política monetária na zona do euro são menores durante períodos de maior incerteza do que em períodos mais tranquilos. Por sua vez, Nain e Kamaiah (2020) examinam o impacto da política monetária contingente à incerteza prevalente na economia indiana e encontram efeitos mais fracos dos choques de política monetária em contextos de mais instáveis. Portanto, de acordo com os avanços da literatura recente, em momentos de elevada incerteza, podem ser necessários movimentos mais intensos na taxa de juros para atingir o mesmo efeito sobre a inflação e o produto.

Por outro lado, existem razões para um banco central se comprometer com uma abordagem por meio de regras para a política monetária, tal como é o Regime de Metas para a Inflação (RMI), adotado pelo Brasil em junho de 1999. No RMI, apresenta-se com clareza o objetivo da política, resumido pela meta definida a priori para a inflação, de modo que, ao alcançar seus objetivos, o banco central pode construir credibilidade junto ao público. Mendonça e Souza (2009) sugerem que com o aumento da credibilidade, podem ser necessários menores ajustes na taxa de juros para o atingimento da meta de inflação. Em adição, Montes (2010) postula que a maior credibilidade do banco central pode evitar o aumento das incertezas. Por fim, Montes (2013) e Mendonça (2018) concluem que, ao aumentar sua credibilidade, a autoridade monetária pode melhorar o processo de formação de expectativas, aumentando sua eficácia e contribuindo para a redução das incertezas da economia.

Portanto, partindo da literatura sobre a credibilidade da política monetária e os níveis da incerteza macroeconômica, bem como assumindo que choques em ambas as variáveis relacionam-se entre si, o presente trabalho propõe uma análise que os considere dentro de uma mesma estrutura empírica. Por exemplo, um choque de incerteza pode afetar a credibilidade com transmissão sobre o comportamento da inflação e da atividade econômica. A presente dissertação busca examinar como esse mecanismo se estrutura assumindo que a atividade econômica e a inflação reagem a choques estruturais na incerteza agregada da economia e na credibilidade, além de um choque estrutural básico de política monetária. Esta questão assume ainda mais importância em economias com histórico de

taxas de inflação elevadas, como é o caso brasileiro.

Como estratégia empírica, adotam-se modelos Bayesianos de Autoregressão Vetorial (BVAR) com Restrição de Sinais. A escolha pelo BVAR está amparada na sua capacidade de amenizar limitações existentes na estimação de modelos de vetores autoregressivos (VAR) tradicionais. A primeira refere-se à constatação de que os modelos VAR podem ser interpretados como uma forma reduzida de modelos estruturais cuja identificação requer a imposição de restrições baseadas na teoria econômica. Nesse sentido, adota-se a chamada Restrição de Sinais, que possibilita a identificação do modelo empírico, considerando parâmetros com os sinais (positivos, negativos ou nulos) delimitados conforme a literatura ou a estratégia empírica da pesquisa. Em outras palavras, são testados sinais esperados para os elementos da matriz estrutural de impactos do modelo VAR, sendo possível testar a direção do choque, se positivo ou negativo, e se este ocorre contemporaneamente ou não (ARIAS; RUBIO-RAMIREZ; WAGGONER, 2014). Cabe notar que essa metodologia é essencial para a discriminação dos efeitos de choques de credibilidade e incerteza sobre as variáveis de atividade econômica, uma vez que a hipótese a ser testada é de que ambos atuam de forma diametralmente oposta no Brasil.

Outra limitação diz respeito ao elevado número de parâmetros dos modelos VAR, com reflexos no tamanho da amostra requerida para que se obtenha uma estimação confiável. A hiperparametrização dos modelos VAR, também chamada de “maldição da dimensionalidade”, é atenuada em modelos BVAR, uma vez que se opta por estipular uma distribuição de probabilidade *a priori* (informativa) para cada um dos coeficientes. Essa distribuição *a priori* é combinada com a informação amostral para gerar as estimativas. Utiliza-se no presente trabalho a distribuição de Minnesota, proposta por Litterman (1985). Essa especificação é parcimoniosa e normalmente funciona bem em previsões de séries temporais macroeconômicas com alta persistência temporal (KILIAN; LÜTKEPOHL, 2017).

Esta pesquisa utiliza dados de frequência mensal, que variam de janeiro de 2003 a junho de 2022, totalizando 234 observações. Os resultados apresentados sugerem um efeito positivo sobre a inflação e contracionista sobre o produto, dado um choque de incerteza, e um efeito negativo sobre a inflação, frente a um choque de credibilidade. Por outro lado, uma política monetária contracionista, com um choque positivo na taxa de juros, reduz a inflação e o a taxa de crescimento do produto. Cabe reforçar ainda a especificação para uma identificação dos efeitos dos choques de incerteza e de credibilidade de forma separada. Ademais, os resultados sugerem que o Banco Central do Brasil (BCB) tem conseguido, ainda que com alguma dificuldade, manter sua credibilidade em patamares mais elevados em períodos recessivos, mesmo frente a choques de incerteza.

Esta dissertação divide-se em cinco capítulos, incluindo esta Introdução. No segundo capítulo, apresenta-se a Revisão de Literatura, com as contribuições científicas utilizadas

como referencial teórico. O terceiro capítulo se dedica à apresentação da metodologia e da base de dados, caracterizando as variáveis utilizadas e a estratégia empírica. No quarto capítulo, descrevem-se os resultados obtidos a partir das estimações realizadas. Por fim, no quinto capítulo, encerra-se este trabalho e apresentam-se as sugestões de políticas.

2 REVISÃO DE LITERATURA

A presente Revisão de Literatura dedica-se ao melhor esclarecimento do conceito de incerteza para as ciências econômicas e sua crescente utilização na literatura internacional e nacional. Adicionalmente, abordam-se estudos relacionados à mensuração da credibilidade e sua importância para a economia brasileira. Por fim, objetiva-se estabelecer uma conexão entre tais conceitos, de acordo com a proposta deste trabalho.

2.1 Incerteza: Definições e aplicações

Esta seção faz uma breve discussão sobre o conceito de incerteza, seus efeitos sobre a economia e formas da mensuração através de *proxies*, bem como sua participação em estimações econométricas, com enfoque em modelos VAR e suas variantes. Em termos metodológicos, a utilização de modelos VAR, que através das funções de impulso resposta (FIR) permitem, por exemplo, associar choques de incerteza com flutuações de variáveis macroeconômicas, tem sido uma abordagem muito utilizada na literatura, inclusive pela maioria dos trabalhos mencionados a seguir¹. Destaca-se ainda o avanço nas discussões sobre efeitos de choques de incerteza em variáveis de política monetária, sobre os quais recai o interesse do presente trabalho.

A literatura econômica sobre incerteza tem crescido consideravelmente desde o início dos anos 2000. De acordo com Bloom (2014), a motivação dos economistas em tratar do assunto aumentou, principalmente, a partir da crise financeira internacional de 2008, acontecimento que trouxe maior visibilidade política ao tema. O fato chamou atenção ao sugerir um padrão de incerteza econômica, que tende a aumentar em períodos recessivos e declinar em *booms* de crescimento, além de variar significativamente entre países, afetando mais os subdesenvolvidos.

A incerteza é um conceito pouco palpável, refletindo as indecisões de consumidores, administradores e formuladores de políticas públicas sobre o futuro. Knight (1921) a diferencia em seu trabalho do conceito de risco, descrevendo este último como uma distribuição de probabilidade conhecida em um conjunto de eventos. Enquanto isso a incerteza é a incapacidade dos indivíduos de preverem sequer a probabilidade dos eventos ocorrerem. Ao mesmo tempo, é abrangente, tanto economicamente, relacionando-se aos fenômenos nos níveis micro e macro, como o a taxa de crescimento das firmas e do Produto Interno Bruto, quanto não economicamente, considerando mudanças climáticas, tragédias e atentados políticos (BLOOM, 2014).

¹ Vale ressaltar que outros métodos também são possíveis. Leahy e Whited (1995), Abel e Eberly (1996) e Guiso e Parigi (1999), por exemplo, não adotam o modelo VAR, mas estimam equações envolvendo investimento e incerteza e corroboraram a relação negativa, além da heterogeneidade das respostas, maiores para empresas mais restritas a investimentos irreversíveis.

De maneira geral, a literatura indica que o aumento da incerteza tem efeitos contracionistas sobre a economia, sobretudo em variáveis reais. Nessa linha, Bernanke (1983) e Pindyck (1990) sugerem que as empresas ficam mais cautelosas frente a choques de incerteza, postergando contratações e investimentos enquanto aguardam por mais informações. Além disso, com alta incerteza, há um incremento na probabilidade de *default*, aumentando o prêmio de risco das firmas e seus custos de financiamento, bem como reduzindo seus gastos em investimento (ARELLANO; BAI; KEHOE, 2010; CHRISTIANO; MOTTO; ROSTAGNO, 2014; SIM et al., 2010). Estendendo a análise para o consumo, as famílias, incertas sobre sua renda futura, adiam o consumo, principalmente de bens duráveis, como medida preventiva. Por conseguinte, em cenários incertos, parece natural supor que diferentes setores da economia se tornem mais conservadores, afetando a dinâmica da atividade econômica (BLOOM, 2014).

O interesse em modelar a incerteza aumentou também devido à sua influência sobre a decisão dos agentes econômicos, como consumidores, empresários e formuladores de políticas públicas, e seu surgimento em eventos não econômicos, como guerras ou mudanças climáticas. Logo, com o desenvolvimento de *proxies* e a evolução da computação, o trabalho empírico foi facilitado, tornando possível a inclusão de choques de incerteza nos modelos e o estudo das suas repercussões.

Uma medida de incerteza reconhecidamente utilizada pela literatura é a volatilidade do mercado acionário. Em um artigo seminal, Bloom (2009) argumenta que nos mercados financeiros, a volatilidade implícita dos retornos das ações é uma medida canônica da incerteza, cuja *proxy* é o Índice VXO de volatilidade implícita, uma opção hipotética na moeda S&P100 30 dias antes do vencimento. Carrière-Swallow e Céspedes (2013) utilizando o índice VXO, estimam que os choques de incerteza tenham um maior impacto em países de mercados emergentes, cuja queda mediana no investimento é aproximadamente quatro vezes mais forte do que a encontrada nos países desenvolvidos. Além disso, destacam a heterogeneidade considerável nos tempos de recuperação entre países: em média, o tempo de recuperação em resposta a um choque de incerteza é muito maior para os países emergentes

Quanto ao consumo privado, enquanto não há reação significativa aos choques de incerteza nas economias desenvolvidas, as economias emergentes apresentam uma grande queda dessa variável. Koren e Tenreyro (2007) e Jabeen (2014) apontam razões para mercados em desenvolvimento apresentarem um maior nível de incerteza. Um dos motivos está relacionado ao perfil menos diversificado dessas economias, que exportam uma menor gama de produtos, principalmente *commodities*, tendo sua economia exposta às suas saídas e variações em suas cotações. Ademais, segundo os autores, políticas monetárias e fiscais tendem a ser menos efetivas e há maior suscetibilidade a choques políticos nos emergentes.

Por outro lado, tem-se a incerteza relacionada à incapacidade de previsão da economia. Divergências nas expectativas de especialistas acerca de variáveis macroeconômicas sinalizam incerteza sobre o futuro da economia. Haddow et al. (2013) apresenta uma medida de incerteza correspondente ao grau de dispersão das empresas quanto ao seu lucro futuro e à previsão do PIB. Bachmann, Elstner e Sims (2013) constroem outro tipo de medida de incerteza, baseada em pesquisas do tipo *survey*, utilizando os microdados do *German IFO Business Climate Survey* para a Alemanha e do *Business Outlook Survey* para os Estados Unidos.

Jurado, Ludvigson e Ng (2015), em vez de usarem uma variável observável específica, estimam a incerteza como fatores estimados com diferentes medidas individuais. Consideram um grande conjunto de séries temporais econômicas e focam na separação dos componentes imprevisíveis dos previsíveis em cada série, pois é apenas a variação imprevisível que deve estar relacionada à incerteza. Para tanto, usam modelos de previsão com um grande conjunto de preditores e, com base nos erros de previsão resultantes, trabalham com modelos estocásticos de volatilidade para calcular a incerteza em cada série temporal. A incerteza macroeconômica é então estimada como o "fator de incerteza" comum e latente nessas séries individuais, usando a metodologia de componentes principais com base em 279 variáveis macroeconômicas².

O sentimento de incerteza refletido em notícias de jornais também desempenha um papel importante nessa mensuração. Baker, Bloom e Davis (2016) propõem um indicador de incerteza baseado na frequência de notícias dos principais jornais dos EUA. Os autores propõem o Índice de Incerteza da Política Econômica (EPU - do inglês *Economic Policy Uncertainty Index*)³ e, com base nele e nos dados ao nível das empresas, os autores mostram que a incerteza política aumenta a volatilidade dos preços das ações e reduz o investimento e o emprego em setores sensíveis a políticas, como defesa, saúde e construção (infraestrutura).

A influência da incerteza sobre os desdobramentos dos estímulos monetários mostra-se empiricamente relevante no trabalho de Aastveit, Natvik e Sola (2017). Os autores usam três medidas de incerteza econômica dos EUA: i) a volatilidade do mercado de ações, mensurada pelo índice VXO; ii) o índice de incerteza macroeconômica construído por Jurado, Ludvigson e Ng (2015); e iii) o índice EPU, de Baker, Bloom e Davis (2016). Em seguida, estimam sua interação com choques de política monetária identificando modelos estruturais de vetores autoregressivos (SVAR - do inglês *Structural Vector Autoregression*). Como resultado, obtêm que choques da política monetária dos EUA afetam menos a atividade econômica quando a incerteza é alta. Mantendo a incerteza constante, o efeito da política sobre o investimento é reduzido aproximadamente à metade quando a incerteza está em seu decil superior em vez de em seu decil inferior.

² Disponível em Sydney C. Ludvigson *Home Page*.

³ Disponível em *Economic Policy Uncertainty Index Home Page*.

Castelnuovo e Pellegrino (2018), utilizando o índice de Jurado, Ludvigson e Ng (2015), estimam um modelo VAR não linear para estudar os efeitos reais de choques de política monetária em regimes caracterizados por diferentes regimes de incerteza (alta *versus* baixa). Documentam que choques de política monetária têm efeitos reais mais brandos e efeitos inflacionários mais fortes em períodos de maior incerteza macroeconômica. Pellegrino (2018), por sua vez, estimou um modelo VAR não linear para investigar se a eficácia dos choques de política monetária na zona do euro é influenciada pelo nível de incerteza financeira europeia, mensurada pela média trimestral do índice de volatilidade implícita VDAX recuperado do banco de dados *Bloomberg*. As funções FIR generalizadas (GIRF) sugerem que os efeitos máximos e cumulativos dos choques de política monetária são menores em tempos de incertezas mais altas, do que em tempos de tranquilidade.

Nain e Kamaiah (2020) examinam a influência da incerteza na eficácia da política monetária para um país em desenvolvimento, no caso, a Índia. Através de um VAR com mudanças de regimes markovianos (MSVAR, do inglês *Markov Switching VAR*), estimam o efeito de choques de política monetária durante períodos de alta e baixa incerteza, encontrando efeitos mais fracos dos choques das taxas de juros durante o regime de alta incerteza.

Husted, Rogers e Sun (2020) constroem novas medidas de incerteza sobre as ações de política do *Federal Reserve* e suas consequências – índices de incerteza da política monetária (MPU). Em exercícios com os índices, mostram que, sob uma variedade de esquemas de identificação de modelos VAR, choques positivos na incerteza aumentam de forma robusta os *spreads* do crédito e reduzem o produto. Os efeitos são de magnitude comparável aos dos choques de política monetária convencionais.

Pellegrino (2021) estima um modelo VAR não linear para avaliar se os efeitos reais de choques de política monetária dependem do nível de incerteza. Crucialmente, a incerteza é modelada de forma endógena no VAR, permitindo assim levar em conta dois canais inexplorados de transmissão da política monetária que funcionam através da reação direta da incerteza e da reversão à média da incerteza. O autor conclui que os choques de política monetária são cerca de 50 a 75% mais poderosos em tempos tranquilos do que em tempos de incerteza. O autor destaca que deixar de contabilizar a incerteza endógena enviesaria as respostas e implicaria uma política monetária duas vezes mais eficaz em tempos de tranquilidade, principalmente pela não consideração da reversão à média da incerteza.

Nalban e Smádu (2021) encontram fortes evidências de que choques de incerteza têm efeitos maiores sobre as principais variáveis macroeconômicas em episódios marcados por dificuldades financeiras do que em tempos normais. A recuperação da atividade econômica após um choque adverso de incerteza depende do estado: é gradual em tempos normais, mas exibe uma recuperação mais acelerada quando o choque ocorre durante a

uma crise financeira, refletindo a acomodação monetária fornecida pelo banco central. Logo, quando se trata de respostas políticas apropriadas a choques de incerteza, o estado dos mercados financeiros (calmo ou sob estresse) é importante. Nesse artigo, a medida de incerteza é tratada como uma variável de estado latente e inferida com base na volatilidade conjunta dos choques estruturais dentro do modelo.

Em uma análise das últimas três décadas de choques de incerteza e ciclos de negócios nos EUA, Houari (2022) reforça que não há consenso sobre os mecanismos de transmissão de choques de incerteza para a economia real. São medidos os efeitos de choques financeiros, macroeconômicos e de incerteza política em um grande painel de variáveis independentes. Os resultados mostram que a heterogeneidade das medidas de incerteza desempenha um papel importante na avaliação da evolução do ambiente macroeconômico. Em particular, a elevada incerteza financeira perturba as condições de financiamento à medida que o prêmio de risco aumenta e leva tanto as famílias a aumentar a poupança, como as empresas a adiar os investimentos. Em contraste, os efeitos da incerteza macroeconômica sobre a poupança por precaução e a incerteza política sobre os prêmios de risco são, em sua maioria, insignificantes, sugerindo que há uma dissociação entre incerteza política e desempenho do mercado financeiro nos EUA.

Na literatura brasileira, a partir da década de 2010, começam a surgir estudos caracterizados pela utilização de aproximações que representam a incerteza. Mendonça e Lima (2011) mencionam que a incerteza é responsável por diminuir a eficácia da política monetária, proporcionando uma menor estabilidade para o ambiente macroeconômico e desestimulando o investimento privado. Os autores utilizam a inflação, mensurada pelo Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), para capturar a incerteza doméstica, e variações na taxa de câmbio R\$/US\$, para representar a incerteza externa.

Mendonça e Nunes (2011) não utilizam a nomenclatura de incerteza diretamente, mas o risco de *default*, que é tratado como uma “crise de confiança”. O estudo analisa a relação da dívida pública e do prêmio de risco no Brasil, representado pelo índice EMBI+ (*Emerging Markets Bond Index Plus*, do inglês) da *JP Morgan*. Valendo-se do mesmo índice, Montes e Tiberto (2012) também caracterizam a incerteza através do risco-país, cuja elevação aumenta a incerteza dos investidores sobre a capacidade do país de honrar os compromissos e manter a estabilidade política e econômica. O aumento da incerteza dos agentes sobre os fundamentos econômicos de um país faz com que os estes busquem alternativas mais seguras de investimento, resultando em uma fuga de capitais do mercado de ações.

Com o avanço internacional no desenvolvimento de *proxies* para incerteza, há uma ampliação da discussão sobre o tema em estudos brasileiros. Filho (2014) analisa a relação entre a atividade econômica no Brasil e incerteza, sendo esta aproximada por um índice baseado na frequência da palavra “incerteza” nas seções econômicas de jornais nacionais,

pelo desvio-padrão das expectativas de crescimento econômico e pela volatilidade do mercado acionário. Os resultados mostram que a incerteza é contracíclica e seus choques têm efeitos negativos e mais agudos na produção industrial, no PIB e na confiança do consumidor, quando comparados com choques na taxa de juros.

Ferreira et al. (2017) propõem a criação do Indicador de Incerteza da Economia – Brasil (IIE-Br) com o objetivo de mensurar o grau de incerteza econômica brasileira ao longo do tempo. O IIE-Br considera três medidas: i) a frequência de notícias sobre incerteza veiculadas nos principais jornais do país; ii) o grau de dispersão do especialistas acerca de variáveis componentes do relatório Focus, publicado pelo BCB; iii) e a volatilidade do IBOVESPA, o mais importante indicador do desempenho médio das cotações das ações negociadas na B3, bolsa de valores oficial do Brasil. Assim, o índice tenta circunverter as fraquezas de trabalhos similares aumentando o número de fontes de notícias e combinando informações de expectativa e volatilidade do mercado de ações.

Godeiro e Lima (2017) constroem um índice de incerteza macroeconômica para o Brasil com base na metodologia de Jurado, Ludvigson e Ng (2015). Tal indicador apresentou uma correlação negativa com a produção industrial, sendo essa correlação menor que a do Ibovespa, indicando assim uma maior precisão na identificação antecipada de choques macroeconômicos negativos. De fato, a pesquisa encontrou uma relação de causalidade bem definida entre o índice de incerteza e variáveis macroeconômicas como a produção industrial. Foi verificado que incerteza causa produção industrial, mas produção industrial não causa incerteza. Dessa forma, a incerteza precede a produção industrial no tempo, indicando que maiores níveis de incerteza causam uma queda da produção industrial no futuro.

Barboza, Zilberman et al. (2017) investigam qual o efeito da incerteza sobre a atividade econômica no Brasil, trabalhando com sete *proxies*, a saber: i) a média entre o percentual de páginas nos jornais O GLOBO e FOLHA tratando do "tema incerteza econômica"; ii) a volatilidade implícita dos contratos de opção de câmbio, obtida na Bloomberg; iii) o desvio-padrão dos retornos diários do IBOVESPA; iv) o desvio-padrão das expectativas de inflação *Focus* 12 meses à frente, do BCB; v) o primeiro componente principal extraído das quatro medidas anteriores; vi) e o IIE-Br, calculado pelo IBRE/FGV, explicado previamente. Consideram também uma *proxy* para a incerteza externa, construída a partir da extração do primeiro componente principal para um conjunto de séries de incerteza de Baker, Bloom e Davis (2016) dos principais parceiros comerciais do Brasil (China, EUA, Japão, Alemanha, Índia, Korea, Rússia, França, Espanha, Reino Unido, Itália, Canadá e Holanda). Primeiramente, os resultados obtidos com o modelo SVAR sugerem que a incerteza tem efeitos contracionistas relevantes sobre a economia brasileira, em especial sobre o investimento. Em seguida, verificam qual o efeito da incerteza sobre o poder da política monetária no Brasil. Para tanto, estimam

modelos de vetores autorregressivos interativos (IVAR - do inglês *Interactive Autoregressive Vectors*). As estimativas não corroboram a hipótese de que sob alta incerteza os efeitos da política monetária sobre a atividade são menores do que quando a incerteza é baixa. Este resultado, no entanto, não é consensual.

Barboza e Zilberman (2018) consideram *proxies* para incerteza doméstica e externa sobre os indicadores econômicos. As estimativas sugerem efeitos contracionistas significativos da incerteza sobre a atividade, em particular sobre o investimento. Além disso, indicam que os efeitos da incerteza doméstica são mais acentuados do que os da incerteza externa e que os níveis de incerteza vigentes no Brasil, desde as eleições presidenciais de 2014, representam um importante fator por trás da recessão subsequente. Almeida, Faria e Silva (2020), utilizando o IIE-Br, trazem resultados que corroboram que a incerteza é contracíclica e seus choques, após 12 meses, produzem efeitos contracionistas sobre o setor de construção civil no Brasil, afetando negativamente o índice de emprego formal (IEF), a Formação Bruta de Capital Fixo (FBCF) e positivamente o Índice Nacional de Construção Civil (INCC).

Duarte (2021) analisa os efeitos de choques de incerteza sobre algumas das principais variáveis macroeconômicas brasileiras: atividade, câmbio, inflação e taxas de juros de curto prazo. Para isso, foi implementado o método VAR com restrição de sinais (*sign restrictions*) proposto por Uhlig (2005), bem como, a extensão da metodologia a partir de uma abordagem com *penalty function*. Em suma, o trabalho se adiciona à literatura que estuda a relação entre incerteza e variáveis macroeconômicas, sendo um dos poucos no Brasil a tratar esse tema empregando um VAR similar ao adotado por pela presente pesquisa. Dentre as principais contribuições, destacam-se duas. A primeira, ao indicar uma mudança de comportamento dos preços na medida em que há um aumento da duração das restrições de sinal, passando de um para um ambiente com maiores pressões inflacionárias de curto prazo. E a segunda, ao ratificar a evidência empírica de que dólar e real tendem a reagir de maneira distinta frente aos choques de incerteza.

Corrêa e Lopes (2023) avaliam o impacto das incertezas sobre os resultados da política monetária no Brasil após a adoção do RMI. Para tanto, adotam a metodologia de autoregressões vetoriais com limiar endógeno (TVAR - do inglês *Threshold Vector Autoregression*) e quatro indicadores distintos de incerteza macroeconômica. Os resultados mostram que a incerteza tendeu a aumentar durante as recessões no país. A influência mais significativa da incerteza ocorreu no controle da inflação, que foi fortemente reduzida quando comparada períodos mais tranquilos, sugerindo que a incerteza pode prejudicar a transmissão da política monetária no Brasil, especialmente para o reajuste de preços.

Em suma, os estudos apresentados buscam isolar os impactos de choques de incerteza, considerando diferentes *proxies*. Em geral, os resultados mostram que as variáveis econômicas se comportam com padrões diversos a depender do contexto de

incerteza prevalecente, se alta ou baixa, e de acordo com o grau de desenvolvimento da economia analisada, se desenvolvida ou emergente. Apesar da ampla utilização de modelos VAR na literatura consultada, nenhuma enfatizou uma abordagem de estimação bayesiano, capaz de lidar com a hiperparametrização dos modelos VAR tradicionais. Adicionalmente, destaca-se a seguir, que apesar dos autores apresentarem a incerteza como algo à parte da credibilidade na política monetária, as variáveis podem se relacionar, o que sugere a necessidade de uma abordagem que analise as duas variáveis conjuntamente.

2.2 Credibilidade: Definição e aplicações

A credibilidade na política monetária se tornou um importante objeto de estudos para os economistas a partir das contribuições de Kydland e Prescott (1977) e Barro e Gordon (1983). A credibilidade pode ser compreendida como uma variável estado (conjuntural) que muda temporalmente e que mede a probabilidade subjetiva do setor privado a respeito do perfil do *policy maker* quanto aversão à inflação, sendo atualizada dinamicamente com a chegada de novas informações (BLACKBURN; CHRISTENSEN, 1989). Uma política crível pode ser alcançada com a restrição do comportamento dos formuladores de políticas a alguma regra pré-estabelecida, como uma meta para inflação. Nesse aspecto, ela facilita o ajustamento das expectativas do público a respeito dos resultados das políticas realizadas, podendo melhorar o impacto de mudanças nos instrumentos de política sobre os indicadores alvo. Por exemplo, uma política monetária recessiva iriar gerar maior impacto sobre a inflação com menores oscilações na taxa básica de juros.

Em outras palavras, entende-se a credibilidade na política monetária como a probabilidade de, na opinião do público, a política ser executada com êxito (BLINDER, 2000), tendo ganhado força após a adoção do Regime de Metas de Inflação (RMI) por diversos países, inclusive o Brasil, ao longo da década de 1990. Blake, Westaway et al. (1996) argumentam que a credibilidade é central para o funcionamento de qualquer regime de política monetária e, no contexto do RMI, pode ser obtida com regras do tipo de Taylor (1993) em que a taxa de juros é definida de acordo com os desvios da inflação e de outras variáveis que ajudam a prever a inflação futura de suas metas.

Ao longo dos anos, consolidou-se a argumentação de que a política monetária deve ter como objetivo principal a busca da estabilidade de preços, cujo cerne é de que um aumento na credibilidade do Banco Central contribui para um incremento em reputação (DRAZEN, 2000). Assim, como forma de institucionalizar o objetivo prioritário da busca da estabilidade de preços e dar maior transparência à condução da política monetária, o RMI surge como um instrumento para auxiliar a conquista de credibilidade e reputação para a autoridade monetária, fatores indispensáveis para o sucesso desse regime monetário devido ao papel fundamental que as expectativas do público desempenham nesse sistema. Garcia (2004) identifica três grupos de países quanto aos motivos para a adoção do RMI.

O primeiro grupo (representado por Austrália, Canadá, México e Nova Zelândia) adotou o regime visando a melhoria do desempenho econômico por meio de uma política monetária crível. O segundo grupo (constituído por Chile e Israel) optou pela adoção das metas para inflação como âncora nominal em alternativa à utilização de bandas cambiais. O terceiro grupo (formado por Brasil, Inglaterra e Suécia) teve por objetivo recuperar a credibilidade depois que a incidência de choques levou ao abandono da âncora cambial.

Como observam Minella et al. (2003), o RMI é adotado no Brasil em substituição ao sistema de câmbio administrado (*crawling peg*), como forma de ancorar as expectativas inflacionárias dos agentes econômicos depois da mudança do regime cambial em janeiro de 1999. Os efeitos negativos provocados pela crise asiática (1997) e pela crise russa (1998) levaram a uma substancial redução da entrada do fluxo de capitais em razão da debilidade do quadro macroeconômico (maior parte da dívida pública concentrada no curto prazo, déficit em transações correntes, economia entrando em recessão, etc). Dessa forma, a construção de credibilidade da política monetária junto ao público era essencial, tendo em vista o risco considerável de perda de controle sobre a inflação devido à forte desvalorização da moeda. Logo, diante da impossibilidade do uso da taxa de câmbio e de agregados monetários como âncoras devido às restrições impostas pelo ambiente macroeconômico, o Conselho Monetário Nacional (CMN) optou por instituir o regime de metas para inflação em junho de 1999.

Sob um Regime de Metas para Inflação, medir a credibilidade da política monetária faz-se relevante. A seguir são apresentados trabalhos cujas propostas incluem credibilidade às análises econômicas e aos modelos empíricos, bem como a importância desta variável na política monetária nacional e seus mecanismos de atuação.

Cecchetti, Krause et al. (2002) apresentam um índice de credibilidade para o banco central tal como fora proposto por Svensson (2000), em que esta pode ser medida pela diferença entre a inflação esperada e a meta. O índice de credibilidade assume o valor um se a inflação anual esperada é menor ou igual à meta de inflação e decresce de forma linear à medida que a inflação esperada aumenta. Portanto, o índice varia entre zero (credibilidade nula) e um (credibilidade máxima). Sicsú (2002) desenvolve um índice de credibilidade específico para o regime de metas de inflação introduzido no Brasil, no qual, se um objetivo de política econômica é crível, isto significa que o mercado acredita que pode ser alcançado. Então, uma meta de inflação para um determinado período é plenamente crível se é igual à expectativa de inflação do mercado para o mesmo período, sendo o contrário verdadeiro se a expectativa de inflação do mercado está bastante distante da meta de inflação do banco central, isto significa que tal objetivo de política econômica carece de credibilidade. O índice varia entre $]-\infty, 100]$. Quando o índice se aproxima de 100 significa que o mercado tem certeza de que a meta central será obtida. Por outro lado, quando o índice torna-se negativo, o mercado espera que os limites para a flutuação da

inflação não sejam respeitados, e por conseguinte, o mercado está convencido de que a meta não será obtida.

Mendonça (2006) aplica os índices de Cecchetti, Krause et al. (2002) e Sicsú (2002) para medir a credibilidade da meta de inflação no Brasil. Especificamente, o segundo índice é adaptado pelo autor, uma vez que o limite inferior para o índice mostra-se inadequado para ser aplicado em análises futuras envolvendo variáveis macroeconômicas. Com objetivo de eliminar a dificuldade mencionada e atender à sugestão feita por Svensson (2000), o artigo propõe um índice de credibilidade (normalizado entre zero e um) que contempla os desvios da inflação esperada em relação à meta de inflação.

Mendonça e Souza (2007) analisam a credibilidade do regime de metas de inflação no Brasil propondo um indicador que varia proporcionalmente com os desvios da expectativa de inflação da meta estipulada. Os autores fazem uma análise empírica da relação entre credibilidade e administração das taxas de juros para a política monetária no Brasil depois da introdução do regime de metas para inflação. A relação entre a credibilidade (medida por diversos índices) e a taxa de juros referencial para a política monetária é verificada sob duas perspectivas: a meta estabelecida pelo Comitê de Política Monetária (Copom) do Banco Central do Brasil (Bacen) e a taxa prevalecente no mercado financeiro. Os resultados obtidos confirmam a hipótese de que uma credibilidade mais elevada exige menores variações nas taxas de juros para o controle da inflação depois da adoção do regime de metas de inflação.

Mendonça e Souza (2009) analisam a credibilidade do Banco Central do Brasil com diversos índices baseados na diferença entre a expectativa inflacionária e a meta. Por meio de modelos lineares estimados com MQO, os autores averiguam que variações na credibilidade afetam negativamente as variações da taxa básica de juros. Os autores argumentam que essa evidência sugere que com o aumento da credibilidade, são necessários menores ajustes na taxa de juros para o atingimento da meta de inflação. Contudo, para analisar essa questão mais a fundo, são necessários modelos com dinâmicas temporais mais complexas.

Montes (2013) analisa o papel da credibilidade na transmissão da política monetária, enfatizando o canal estabelecido em torno da administração das expectativas. Com base em um modelo VAR, o autor reporta que um choque positivo de credibilidade reduz a taxa básica de juros básica da economia brasileira. Por sua vez, as pesquisas de Mendonça e Souza (2009), Montes e Bastos (2014) e Montes e Machado (2014) mostram que os indicadores de credibilidade se associam negativamente com as variações da taxa de juros Selic e da base monetária.

Mendonça (2018) analisa o efeito da credibilidade na formação de expectativas inflacionárias em um conjunto de nações emergentes, que incluem África do Sul, Brasil, Chile, Colômbia, México, Polônia e Turquia. O artigo postula que quanto maior a

credibilidade do banco central, mais próxima serão as expectativas da meta estipulada. Se o banco central não fosse crível, as expectativas serão mais influenciadas por valores prévios da inflação. O autor conclui que a maior parte dos países, exceto o Chile, tem se distanciado sistematicamente da meta, reduzindo a credibilidade da política monetária e produzindo expectativas inflacionárias bastante influenciadas por valores defasados da inflação.

Mendonça e Almeida (2019) investigam os efeitos da credibilidade sobre a confiança do empresário no Brasil e mensuram a credibilidade monetária usando duas medidas alternativas: i) o índice de confiança empresarial (BCI) disponibilizado pela Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE); ii) e o Índice de Confiança da Indústria (ICI), extraído da Fundação Getúlio Vargas (FGV). Os resultados sugerem que o sucesso do BCB em liderar as expectativas de inflação pode reduzir o nível de incerteza na economia, permitindo assim uma melhoria para os empresários em suas tomadas de decisão. Além disso, o aumento da instabilidade institucional pode trazer uma deterioração da confiança empresarial. Em todos os modelos analisados, o impacto da credibilidade na confiança empresarial é significativo, o que, por sua vez, vai ao encontro da ideia de que o canal da expectativa é uma ferramenta importante para afetar o otimismo dos empresários. O cerne da ideia é que quando a autoridade monetária não está comprometida com um ambiente macroeconômico estável, incertezas são geradas e os empresários formam expectativas pessimistas quanto ao futuro. Por outro lado, ganhos de credibilidade aumentam a previsibilidade e, portanto, melhoram a capacidade de planejamento de uma empresa.

Mendonça e Garcia (2021) procuram avaliar se o perfil do banqueiro central (forte ou comprometido com a meta; e, fraco ou não comprometido com a meta) afeta a diferença o elo entre as expectativas inflacionárias de pesquisas e aquelas implícitas nos mercados de títulos públicos e a inflação realizada. Quando a credibilidade do banco central é alta, as duas fontes de expectativas deveriam ser importantes para explicar a inflação realizada, isto é, gerando um resultado em que o banco central se comporta da forma como era esperado previamente. O período de análise variou entre setembro de 2005 e março de 2018. Os autores avaliaram o desempenho de dois presidentes do BCB de acordo com o indicador de credibilidade de Mendonça e Souza (2007), mostrando que houve diferenças claras entre os mandatos de 2003 a 2010 e de 2011 a 2016 quanto a esta medida. Os resultados, contudo, não foram elucidativos. Por exemplo, no caso do primeiro mandato, ambas as expectativas foram significativas no horizonte de previsão de 12 meses à frente, mas, não o foram no horizonte de 18 meses. Situação oposta ocorre no segundo mandato, em que as previsões de mais curto-prazo (12 meses) foram não significativas, porém, as de 18 meses à frente importantes para explicar a inflação realizada. Estes problemas podem ter sido gerados pela separação *ad hoc* dos períodos em análise, o que reforça o argumento pela divisão dos regimes de alta e baixa incerteza inflacionária, ou de alta e

baixa credibilidade, endogenamente.

As abordagens metodológicas apresentadas utilizam diferentes classes e métodos de estimação para modelos empíricos, por exemplo, vetores autorregressivos (VAR), mínimos quadrados ordinários (MQO) e método dos momentos generalizados (GMM), com objetivo comprovar empiricamente a relação entre diferentes medidas de credibilidade e o comportamento das variáveis que representam alguns dos canais de transmissão da política monetária. Em geral, os resultados sugerem um ganho de efetividade da política monetária, uma vez que, com o aumento da credibilidade, são necessários menores ajustes na taxa de juros para o atingimento da meta de inflação.

Este capítulo dedicou-se à revisão de definições teóricas do conceito de incerteza e credibilidade, bem como suas mensurações para efetiva inclusão dessas variáveis em modelos empíricos. Cabe, portanto, reforçar a relação entre credibilidade e incerteza e a importância da inclusão conjunta destas medidas na análise dos efeitos da política monetária sobre a atividade econômica. Ao se considerar as evidências encontradas na literatura, a saber, de que a incerteza atua não apenas como fonte de choques, mas também no mecanismo de propagação da política monetária, bem como o papel da credibilidade na obtenção de uma política monetária eficaz e um ambiente macroeconômico estável, o presente trabalho investiga em que medida as variáveis de inflação, taxa de juros e atividade econômica no Brasil respondem aos choques monetários em um modelo que analisa, dentro de uma mesma abordagem empírica, os efeitos de choques de credibilidade e de incerteza. O exercício se dá, sobretudo, com o objetivo de evidenciar e comparar os efeitos de ambos os choques.

A presente análise assume ainda importância adicional para a condução da política monetária em tempos de maior percepção de incerteza, especialmente em um contexto pós-pandemia do Coronavírus, tornando-se um subsídio para a formulação de políticas em países em desenvolvimento, como o Brasil, onde se observam níveis elevados de volatilidade associados ao ciclo de negócios e a credibilidade das autoridades monetárias encontra-se em construção. Além disso, esta dissertação busca preencher uma lacuna na literatura, dada a escassez de artigos nos âmbitos nacional e internacional abordando modelos que incluam variáveis de incerteza e credibilidade e analisem suas interrelações dinâmicas.

3 METODOLOGIA

3.1 Base de Dados

O presente trabalho vale-se de dados com frequência mensal, variando de janeiro de 2003 a junho de 2022, totalizando 234 observações. Selecionou-se este período pela disponibilidade de dados. O Quadro 1 sumariza as séries de tempo utilizadas, com suas respectivas fontes, seguido de uma breve descrição das variáveis.

Para a mensuração de incerteza, destaca-se a utilização do Índice de Incerteza da Política Econômica no Brasil (EPU - do inglês *Economic Policy Uncertainty*), proposto por Baker, Bloom e Davis (2016), com metodologia aplicada ao Brasil. O índice brasileiro é calculado a partir de notícias com palavras-chave específicas contidas no jornal diário Folha de São Paulo. Em cada mês, são contados o número de artigos que contêm os termos "incerto" ou "incerteza", "econômico" ou "economia" e um ou mais dos seguintes termos relevantes para a política: "regulação", "déficit", "orçamento", "imposto", "banco central", "alvorada", "planalto", "congresso", "senado", "câmara dos deputados", "legislação", "lei", "tarifa".¹ Trata-se de uma forma flexível de quantificar a cobertura jornalística da incerteza econômica relacionada a políticas.

Para a análise de robustez, foram testados outros indicadores de incerteza, como o indicador O EMBI+ Risco-Brasil (EMBI - do inglês *Emerging Markets Bond Index Plus*), da JP Morgan, que estima o desempenho diário dos títulos da dívida dos países emergentes em relação aos títulos do Tesouro dos Estados Unidos. O índice é baseado nos bônus (títulos de dívida) emitidos por este grupo de países e mostra os retornos financeiros obtidos a cada dia por uma carteira selecionada de títulos. O EMBI+ auxilia os investidores na compreensão do risco de investir no país, quanto mais alto for seu valor, maior a percepção de risco. Ele foi criado para classificar somente países que apresentassem alto nível de risco segundo as agências de "rating" e que tivessem emitido títulos de valor mínimo de US\$ 500 milhões, com prazo de ao menos 2,5 anos. A unidade de medida deste índice é o ponto-base, onde dez pontos-base equivalem a um décimo de 1%. Os pontos mostram a diferença entre a taxa de retorno dos títulos de países emergentes e a oferecida por títulos emitidos pelo Tesouro americano. Essa diferença é o *spread*, ou o *spread* soberano. Por apresentar frequência diária, trabalhou-se com o índice acumulado em 30 dias.

Também optou-se por trabalhar com o Indicador de Incerteza Econômica Brasil (IIE), calculado pelo Instituto Brasileiro de Economia da Fundação Getúlio Vargas (IBRE/FGV). O IIE, em sua formulação, pode ser decomposto em três dimensões, a saber: i) $IIE_{mídia}$, que se baseia na frequência de notícias relacionadas à incerteza em veículos de grande circulação no país; ii) $IIE_{expectativas}$, relacionada com a dispersão das previsões

¹ O *EPU Index Brazil* pode ser acessado na página Brazil Monthly Index.

Quadro 1 - Base de Dados

Denotação	Descrição/Código	Fonte
EPU	<i>Brazil News-Based Economic Policy Uncertainty Index</i>	Baker, Bloom e Davis (2016)
EMBI	<i>Emerging Markets Bond Index Plus - EMBI+ Risco-Brasil</i>	Ipeadata
IIE	Indicador de Incerteza da Economia Brasil - Série nº 1428452	IBRE/FGV
ICC	Índice de Confiança do Consumidor - Índice de expectativas (IEC) - FCESP12_IICF12	FecomercioSP
CRED	Índice de Credibilidade	Elaboração própria
PIB	Produto Interno Bruto (sem tendência) - PIB - R\$ (milhões)	Ipeadata
GAP	Hiato do Produto	Elaboração própria
IPCA	Índice de Preços ao Consumidor Amplo (% a.m.) - PRECOS12_IPCAG12	IBGE
SELIC	Taxa de juros Selic - Over/Selic - acumulada no mês - (% a.m.) - BM12_TJOVER12	BCB
EXP	Expectativa média de Inflação - IPCA - taxa acumulada para os próximos doze meses - (%a.m.) BM12_IPCAEXP1212	BCB
META	Meta de Inflação Anual	BCB

Fonte: Elaboração própria

de mercado para a inflação, taxa de juros e de câmbio; e, iii) $IIE_{mercado}$, que se refere à volatilidade da Bolsa de Valores de São Paulo.

Outro indicador de incerteza utilizado foi o Índice de Confiança do Consumidor (ICC) da Fecomercio SP, cujo objetivo principal é identificar a percepção dos consumidores relativa às suas condições financeiras, às suas perspectivas futuras e também à percepção que o consumidor tem das condições econômicas do país. O Índice de Confiança do Consumidor é calculado com base em perguntas dicotômicas (respostas positivas ou negativas) nos moldes do indicador de confiança de Michigan, criado em 1950. No início da década de 1990 a equipe econômica da Fecomercio SP adaptou a metodologia original às necessidades brasileiras.

Para construção do índice de credibilidade (CRED), utilizou-se o inverso do indicador baseado na definição de Blinder (2000), o qual compara a expectativa inflacionária

acumulada no horizonte de 12 meses à frente (*EXP*) e a meta para a inflação definida para o ano em questão (*META*), em módulo, ambas fornecidas pelo Banco Central do Brasil (BCB), conforme apresentado a seguir:

$$CRED = \frac{1}{|EXP - META|} \quad (3.1)$$

Este índice possui vantagens, como: i) ponderar igualmente os desvios positivos e negativos, reforçando a necessidade de se atingir a meta sistematicamente no tempo para a construção de credibilidade; ii) ser fácil de calcular e interpretar; e, iii) não se limitar ao intervalo entre zero e um, como o índice proposto por Mendonça e Souza (2007), que não seria considerado apropriado como variável para a especificação de um modelo VAR. Cabe ressaltar a possibilidade de $EXP = META$, o que resultaria em um denominador zero na equação 3.1 e, por conseguinte, uma indeterminação matemática. Contudo, para o período analisado, não houve a igualdade de valores mencionada, o que permitiu o prosseguimento das estimações.

Mensurou-se a inflação como a taxa acumulada em 12 meses do Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), calculada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Como instrumento da política monetária, considera-se a taxa de juros básica efetiva de mercado (SELIC) acumulada em 12 meses, fornecida pelo BCB. Além disso, O hiato do produto (GAP), foi medido como a variação percentual anual, tomada mês a mês, da série do indicador do produto interno bruto (PIB), divulgado pelo BCB.

As estatísticas descritivas e a evolução das séries efetivamente utilizadas nas estimações podem ser observadas no Anexo A. As variáveis originais *EPU*, *EMBI*, *IIE* e *ICC* foram divididas por 100, para aproximar sua unidade de medida daquela das demais utilizadas.

3.2 Estratégia Empírica

A utilização da abordagem Bayesiana para estimação de modelos VAR ganhou muito espaço na literatura principalmente com a redução dos custos computacionais para sua implementação. Uma característica importante dessa abordagem é a possibilidade de introduzir técnicas estatísticas de redução de parâmetros em modelos com grande número de variáveis. Esta seção apresenta alguns comentários sobre os modelos VAR/SVAR, avançando para a sua estimação sob a perspectiva bayesiana e introduzindo suas respectivas especificações.

3.2.1 Modelos VAR e SVAR

Os Modelos de Vetores Autorregressivos (VAR) são uma generalização dos modelos autorregressivos (AR) univariados, baseados na noção de interdependência entre valores

defasados de todas as variáveis em um determinado modelo. Eles são comumente usados como ferramentas para investigar efeitos dinâmicos de choques e, desde a contribuição seminal de Sims (1980), se tornaram uma ferramenta usual para a realização de previsão e inferência sobre relações estruturais entre variáveis.

Em sua representação estrutural, dado um vetor de séries de tempo Y_t com dimensão k , assume-se inicialmente que o processo gerador de dados é aproximado de maneira satisfatória pelo seguinte processo vetorial autoregressivo de ordem p :

$$B_0 Y_t = B_1 Y_{t-1} + B_2 Y_{t-2} + \dots + B_p Y_{t-p} + \omega_t \quad (3.2)$$

Cujo termo ω_t é não correlacionado serialmente, com média zero e incondicionalmente homocedástico, ou seja, a variância é constante no tempo. A matriz B_0 estabelece as relações contemporâneas entre as variáveis. A matriz de variância-covariância do modelo estrutural é tipicamente normalizada de tal modo que:

$$E(\omega_t \omega_t') \equiv \Sigma_\omega = I_k$$

Com essa definição existem tantos choques estruturais no sistema quanto hajam variáveis nele. Os choques estruturais são por definição não correlacionados entre si, logo, a matriz Σ_ω é diagonal. A variância dos choques estruturais é normalizada para assumir o valor unitário. Para os choques serem considerados como choques estruturais, não basta que sejam não correlacionados, é necessário também que estes choques tenham uma interpretação econômica. Os choques estruturais de maneira geral não correspondem a variáveis específicas de um modelo, e portanto não têm uma unidade de medida natural.

Destaca-se que a forma de apresentação do modelo VAR na equação (3.1) está na sua forma estrutural, enquanto que a representação usual é a forma reduzida. Esta pode ser obtida pré-multiplicando a equação (1) por B_0^{-1} , tal que:

$$B_0^{-1} B_0 Y_t = B_0^{-1} B_1 Y_{t-1} + \dots + B_0^{-1} B_p Y_{t-p} + B_0^{-1} \omega_t \quad (3.3)$$

$$y_t = a_0 + A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_p y_{t-p} + \epsilon_t \quad (3.4)$$

Onde: $B_0^{-1} B_i = A_i$ $i = \{1, \dots, p\}$ e $u_t = B_0^{-1} \omega_t$.

Um modelo SVAR na forma reduzida de ordem finita p , ou SVAR(p), que encontra as relações entre n variáveis endógenas de interesse, estimando simultaneamente a relação entre todas as variáveis, pode ser expresso por (3.3), em que: y_t ($t = 1, \dots, n$) é um vetor $n \times 1$ de variáveis endógenas, a_0 é um vetor $n \times 1$ de intercepto, A_j ($j = 1, \dots, p$) é a matriz de coeficientes $n \times n$ e $\epsilon_t \sim N(0, \Sigma)$, sendo ϵ_t um vetor $n \times 1$ de choques Gaussianos exógenos

com média zero e matriz de variância-covariância Σ . As inovações da forma reduzida ϵ_t são médias ponderadas dos choques estruturais.

Em conformidade com Bloom (2009), ordenou-se o vetor de variáveis endógenas Y_t seguindo a ordem: a medida de incerteza (EPU, EMBI+, IIE-Br ou IIC), a medida de credibilidade, o hiato do produto, o IPCA e, por fim, a taxa Selic. A hipótese por trás da “ordenação causal contemporânea” proposta é a de que o Banco Central não é capaz de observar os níveis de emprego e atividade correntes, de modo que tais variáveis não podem afetar contemporaneamente (isto é, dentro de um mesmo mês) o instrumento de política monetária. Supõe-se também que o Banco Central conhece contemporaneamente as variáveis de incerteza, o que afeta suas decisões de política monetária. Sob esses pressupostos, o efeito de um choque de incerteza na atividade econômica é identificado.

O modelo (3.2) pode ser estimado consistentemente por mínimos quadrados ordinários, para a obtenção das matrizes A_j e Σ . Contudo, como os números de *lags* p e de variáveis endógenas n são potencialmente altos, a estimação por mínimos quadráticos ordinários se torna imprecisa, pela chamada "maldição da dimensionalidade". O fenômeno recebe esse nome dado que o número de coeficientes a serem estimados é $n + n^2p$, aumentando quadraticamente com o número de variáveis incluídas e linearmente na ordem de defasagem. Uma parametrização tão densa geralmente leva a imprecisões em relação à previsão fora da amostra e inferência estrutural, especialmente para modelos de dimensão superior. Para modelos com amostras mensais, como o estimado nesse trabalho, o número de *lags* necessário para correta especificação do modelo é maior, o que aumenta o número de coeficientes.

3.2.2 Modelo BVAR

O modelo VAR Bayesiano (BVAR) consiste numa forma de lidar com a "maldição da dimensionalidade" através da imposição de uma distribuição *a priori* para os parâmetros, permitindo assim a utilização de técnicas de inferência Bayesiana para a inferência posterior. A intuição por trás dessas técnicas é que a formalização de crenças sobre as variáveis, especificando uma distribuição estatística para os coeficientes, reduz a incerteza sobre os parâmetros pois aumenta a probabilidade posterior dos parâmetros estarem relativamente mais próximos às regiões especificadas pela distribuição *a priori*.

Uma diferença fundamental é que na abordagem Bayesiana o vetor θ é considerado estocástico, enquanto os dados são considerados fixos. Nesse caso, é preciso formar uma crença sobre o vetor θ expressa em termos da distribuição de probabilidade. Esta crença subjetiva sobre os valores de θ é resumida na forma de uma distribuição de probabilidade *a priori* para θ . Esta informação *a priori* é combinada com a informação proveniente dos dados formalmente através da função de verossimilhança do modelo, formando a distribuição de probabilidade *a posteriori*.

Assumindo um modelo que dependa de um vetor de parâmetros θ , podemos escrever a probabilidade de observarmos o valor de θ dada a ocorrência dos valores observados sintetizados no vetor y utilizando o teorema de Bayes, como:

$$p(\theta/\mathbf{y}) = \frac{p(\mathbf{y}/\theta)p(\theta)}{p(\mathbf{y})} \quad (3.5)$$

O objetivo é estabelecer as propriedades da posterior $p(\theta/\mathbf{y})$ onde \mathbf{y} representa o vetor de dados. Em termos de estimação, pode-se ignorar $p(\mathbf{y})$ tendo em vista que não envolve θ . A *posterior* pode então ser considerada como proporcional à verossimilhança vezes a *prior*, ou seja:

$$p(\theta/\mathbf{y}) \propto p(\mathbf{y}/\theta)p(\theta) \quad (3.6)$$

Onde $p(\theta/\mathbf{y})$ é a *posterior*, $p(\mathbf{y}/\theta)$ é a verossimilhança do modelo e $p(\theta)$ é a *prior*.

Sendo assim, na abordagem Bayesiana, para derivação da distribuição *a posteriori*, articula-se uma crença *a priori* sobre qual é a distribuição de probabilidade que descreve o comportamento do vetor θ . Isso envolve assumir uma distribuição ou uma família de distribuições para os dados ao fazer a inferência utilizando a função de verossimilhança. Por exemplo, num modelo VAR, assume-se uma distribuição *a priori* para os valores da matriz de parâmetros A e para a matriz de variância-covariância da forma reduzida Σ_u dada a amostra de dados que é considerada fixa. A partir dessas distribuições *a priori*, utiliza-se o vetor de dados para fazer repetidas extrações, fazendo inferência com base na função de verossimilhança que também é uma função densidade de probabilidade.

Reescrevendo as equações (3.4) e (3.5) em termos de funções de densidade de probabilidade (FDP):

$$g(\theta/\mathbf{y}) = \frac{f(\mathbf{y}/\theta)g(\theta)}{f(\mathbf{y})} \quad (3.7)$$

$$g(\theta/\mathbf{y}) \propto f(\mathbf{y}/\theta)g(\theta) = l(\theta/\mathbf{y})g(\theta) \quad (3.8)$$

Sendo: $g(\theta)$ a FDP da *priori*; $f(\mathbf{y}/\theta)$ a FDP condicional a um determinado valor dos parâmetros de θ ; a *posterior* é dada por $g(\theta/\mathbf{y})$; e $f(\mathbf{y}/\theta)$ é algebricamente idêntica à função de verossimilhança $l(\theta/\mathbf{y})$. Normaliza-se em termos de uma FDP \mathbf{y} , que é constante, pois não envolve θ . Esta normalização garante a obtenção da informação da amostra e da distribuição *a priori* sendo proporcional a uma função de verossimilhança vezes a FDP *a priori* (3.7).

Destaca-se, portanto, que um ponto crucial para inferência Bayesiana é a obtenção da FDP da *posterior*, que, por sua vez, depende da escolha da FDP da *priori* $g(\theta)$ e da inferência conduzida sobre $l(\theta/\mathbf{y})$, a qual usualmente vai envolver algoritmos numéricos.

No presente trabalho, como método de simulação da distribuição *posteriori* $l(\theta/\mathbf{y})$, adotou-se o método Monte Carlo com Cadeias de Markov (MCMC), com a utilização do algoritmo Metropolis-Hastings (MH). O método MCMC utiliza um algoritmo de cadeia de Markov para gerar uma amostra longa do vetor de parâmetros, cuja distribuição converge para a distribuição posterior dos parâmetros se a cadeia for longa o suficiente. É preciso levar em consideração que a precisão da aproximação dos momentos da distribuição *aposteriori* de interesse tende a ser baixa quando *aposteriori* é computada com base em uma amostra com valores dependentes, ao invés de valores aleatórios.

O algoritmo Metropolis-Hastings coleta amostras de qualquer distribuição de probabilidade $P(x)$, desde que conheçamos uma função $f(x)$ proporcional à densidade de P e os valores de $f(x)$ possam ser calculados. A exigência de que $f(x)$ deve ser apenas proporcional à densidade, e não exatamente igual a ela, torna o algoritmo Metropolis-Hastings útil, porque não é necessário calcular o fator de normalização. Via equação (3.7), pode-se utilizar para calcular *aposteriori* $g(\theta/\mathbf{y}) \propto f(\mathbf{y}/\theta)g(\theta)$ sem necessitar do fator $f(\mathbf{y})$. O algoritmo MH funciona gerando uma sequência de valores de tal maneira que, à medida que repetimos as draws, a distribuição de valores se aproxima mais da distribuição desejada. Esses valores de amostra são produzidos iterativamente, com a distribuição da próxima amostra dependendo apenas do valor atual da amostra a sequência de amostras se torna uma cadeia de Markov. Especificamente, a cada iteração, o algoritmo escolhe um candidato para o próximo valor de amostra com base no valor atual da amostra. Então, com alguma probabilidade, o candidato é aceito ou rejeitado.

Considerando uma densidade condicional $\eta(\theta/\theta^{(i-1)})$. Para um dado $\theta^{(i-1)}$, um candidato θ^+ é escolhido com probabilidade:

$$\min \left\{ \frac{g(\theta^+/\mathbf{y})/\eta(\theta^+/\theta^{(i-1)})}{g(\theta^{(i-1)}/\mathbf{y})/\eta(\theta^{(i-1)}/\theta^+)}, 1 \right\} \quad (3.9)$$

Caso contrário $\theta^{(i)} = \theta^{(i-1)}$. O numerador é a densidade avaliada com base na nova retirada de parâmetros e o denominador avaliada com base nos valores antigos. A retirada é aceita com probabilidade 1 se ela aumenta o valor da *posteriori*, caso contrário, ela é aceita com base em um determinado valor de corte com probabilidade menor do que 1. Em termos práticos, isso vai depender de quão mais baixo é o valor corrente da *posteriori* em relação ao valor da retirada anterior.

A escolha da distribuição *a priori* dos parâmetros de interesse na inferência Bayesiana tem grande relevância e, no caso de modelos VAR onde usualmente os modelos têm um grande número de parâmetros a serem estimados, essa escolha ganha significância.

Em termos operacionais e considerando o elevado número de parâmetros de um modelo VAR, é razoável supor uma estrutura adicional sobre uma família de distribuições *a priori* com o objetivo de reduzir o número de parâmetros sob investigação. Estes parâmetros em número substancialmente reduzidos são denominados hiperparâmetros.

Para definição da distribuição *a priori*, tradicionalmente, a literatura de modelos BVAR utiliza a chamada *priori* de Minnesota, proposta por Litterman (1985), cujo objetivo é reduzir os parâmetros do modelo VAR em direção a um modelo de passeio aleatório multivariado. Essa especificação, além de parcimoniosa, normalmente funciona bem em previsões de séries temporais macroeconômicas persistentes. (KILIAN; LÜTKEPOHL, 2017).

A *priori* de Minnesota pressupõe que as séries macroeconômicas podem ser descritas por um passeio aleatório com tendência. São assumidas distribuições *a priori* normais independentes para os parâmetros do modelo VAR, com suas médias iguais aos parâmetros de um passeio aleatório, isto é, suposição de médias iguais a 1 para as variáveis autodefasadas e médias iguais a zero para as outras variáveis. As variâncias das distribuições *a priori* são definidas ligando-as a um segundo conjunto de parâmetros menor que o primeiro, denominado hiperparâmetros. A forma com que cada equação é limitada ao redor da média *a priori* é determinada por um conjunto de hiperparâmetros de “*overall tightness*”, que pode ser diferente para as diferentes equações do modelo. Para controlar o aumento da banda ao redor da média *a priori* para as defasagens que se afastam no tempo e para evitar um número excessivo de hiperparâmetros, é assumido que a largura da banda aumenta com a ordem de defasagem, ou seja, a variância aumenta à medida que a variável se torna mais defasada no tempo. Além disso, existem hiperparâmetros que controlam as relações entre as variáveis, que podem diferir entre as equações (FÉLIX; NUNES, 2002).

Como característica da *priori* de Minnesota, para cada equação, a média da *priori* para o primeiro *lag* da variável dependente é igualada a 1. Todos os demais valores dos coeficientes das demais variáveis são igualados a zero. A variância dos termos de intercepto assumem valores muito altos (variância infinita) e a variância de cada um dos termos $a_{ij,l}$ da matriz A é dada por:

$$\vartheta_{ij,l} = \begin{cases} (\lambda l)^2 & \text{se } i = j \\ (\lambda \theta \sigma_i l \sigma_j)^2 & \text{se } i \neq j \end{cases} \quad (3.10)$$

Há, portanto, uma vantagem considerável na utilização da *priori* Minnesota, que é a redução do problema dimensional da especificação dos parâmetros de α . Com a sua implementação, a estimação reduz-se a escolha dos hiperparâmetros λ e θ , visto que l é o número de lags. O parâmetro θ pode ser considerado como controlando quão pequena é a variância dos coeficientes das variáveis defasadas, que não a dependente, em cada uma

das equações. Por sua vez, o parâmetro λ controla, de maneira agregada, a variância *a priori* de todos os coeficientes do modelo VAR. Esse parâmetro define o grau de redução (*shrinkage*), de tal modo que quanto menor, mais forte a redução em direção ao valor da média da *priori*.

Para estimação do modelo BVAR, o presente trabalho utilizou o pacote BVAR do *software* estatístico R. O BVAR implementa uma abordagem hierárquica para seleção prévia de Giannone, Lenza e Primiceri (2015), sendo ideal para analisar séries temporais macroeconômicas e explorar uma variedade de fenômenos econômicos. O BVAR apresenta amplas opções de personalização em relação às *prioris*, aos hiperparâmetros e ao tratamento hierárquico deles, sendo a *priori* de Minnesota usada como linha de base. Sua seleção hierárquica serve de salvaguarda contra escolhas não razoáveis de hiperparâmetros não suportadas pelos dados (KUSCHNIG; VASHOLD, 2021).

3.2.3 Identificação via Restrição de Sinais

Uma crítica importante à estimação de modelos VAR no formato da equação 3.3 é a de que esse modelo representa a forma reduzida de uma estrutura específica representada pela equação 3.2.. Na forma reduzida, as mesmas relações entre as variáveis e suas defasagens são simultaneamente compatíveis com vários diferentes modelos que descrevem também as relações contemporâneas entre as variáveis, definidos como formas estruturais. Nesse sentido, é necessário identificar um número de relações de dependência condicional (isto é, parâmetros iguais a zero em A) para satisfazer a condição de ordem para identificação. O procedimento de identificação determina a ordem de causalidade entre as variáveis endógenas do VAR. De acordo com Uhlig (2005), esta identificação é geralmente feita usando um dos seguintes procedimentos: i) aplicando a decomposição de Cholesky na matriz Σ de covariância dos resíduos e implicando uma ordem recursiva (SIMS et al., 1986); ii) impondo alguma relação estrutural na matriz A (BERNANKE, 1986; BLANCHARD; WATSON, 1986); ou iii) separando choques permanentes de choques transitórios nos impulsos primários (BLANCHARD; QUAH, 1988).

A decomposição de Cholesky recebe críticas pois produz funções de resposta ao impulso contraintuitivas de variáveis endógenas essenciais que não são fáceis de racionalizar com base na teoria econômica convencional. Além disso, os resultados são sensíveis à ordenação das variáveis no VAR, ou seja, abre espaço para erros de especificação (CHRISTIANO; EICHENBAUM; EVANS, 1999; SIMS; ZHA, 2006). No pacote BVAR, a identificação pode ser realizada por decomposição de Cholesky, restrições de sinal ou zero e restrições de sinal. O algoritmo para gerar restrições de sinal adequadas segue Rubio-Ramirez, Waggoner e Zha (2010), enquanto o de zero e restrições de sinal segue Arias, Rubio-Ramírez e Waggoner (2018). Cabe destacar a possibilidade de não encontrar restrições adequadas que assumam zero ou um sinal esperado, ou seja, na prática, a matriz

de restrições de sinais também está sendo testada. O presente trabalho, portanto, vale-se do procedimento adotado por Arias, Rubio-Ramírez e Waggoner (2018) e utilizado no pacote BVAR.

Como estrutura básica para análise das restrições de sinais considera-se um modelo SVAR dado pela equação 3.1, onde: $E(\omega_t \omega_t') \equiv \Sigma_\omega = I_k$. Adicionalmente, $u_t = P\eta_t$, onde u_t são as inovações correspondentes ao modelo VAR na sua forma reduzida e P é uma matriz triangular inferior resultante da decomposição de Cholesky de Σ_u . Os choques η_t são mutuamente não correlacionados e têm variância unitária. Ao considerar choques com restrições de sinais, procura-se de fato por soluções (ω_t^*) que se candidatem a respeitar as restrições de interesse entre os choques estruturais (ω_t) (desconhecidos) através da construção de um grande número de combinações dos choques η_t da forma:

$$\omega_t^* = Q'\eta_t \quad (3.11)$$

Onde Q' é uma matriz quadrada ortogonal tal que $Q'Q = QQ' = I_k$ e $u_t = PQQ'\eta_t = PQ\omega_t^*$. Cada candidato a solução ω_t^* consiste de choques não correlacionados com variância unitária. Busca-se compreender se cada candidato à solução ω_t^* é uma solução admissível para os choques estruturais ω_t , considerando que o vetor de parâmetros da forma reduzida depende que a matriz de impacto estrutural implícita PQ satisfaça as restrições de sinais desejadas impostas sobre B_0^{-1} . As soluções que satisfaçam essas restrições são mantidas, enquanto as que não satisfaçam são descartadas. O processo dever ser repetido tantas vezes quanto necessário para ser possível caracterizar tanto o conjunto de todos os modelos estruturais que são consistentes com as restrições de sinais desejadas, quanto o conjunto de parâmetros da forma reduzida.

De maneira geral, o conhecimento de PQ permite a construção de todos os coeficientes de impulso-resposta estruturais de interesse a partir das estimativas dos parâmetros da forma reduzida do modelo VAR. Essencialmente é necessário gerar um grande número de matrizes candidatas Q a partir do conjunto de todas as matrizes ortogonais Q . Dessa forma, define-se o conjunto $K \times K$ de matrizes ortogonais $Q(K)$ como:

$$Q \equiv \{Q \mid QQ' = I_K\} \quad (3.12)$$

Existem diferentes formas de construir as matrizes ortogonais Q . Em particular este trabalho se detém no algoritmo proposto por Rubio-Ramirez, Waggoner e Zha (2010). O algoritmo utiliza a decomposição ou fatorização QR . Essa fatorização parte do princípio que qualquer matriz quadrada real W pode ser decomposta como $W = QR$, onde Q é uma matriz ortogonal (suas colunas são vetores unitários ortogonais tais que $QQ' = I$) e R é uma matriz triangular superior. Se W for inversível, então a fatorização será única desde que os elementos da diagonal de R sejam positivos. Cobre-se o espaço $Q(K)$ das

matrizes $K \times K$ ortogonais Q através da construção de uma matriz $W_{K \times K}$ normal padrão (cujas colunas tenham sido sorteadas aleatoriamente a partir de uma distribuição $N(0, I_K)$) e aplicando a W a fatorização QR para cada sorteio feito.

Os autores provam que se Q for escolhida por uma decomposição QR de W com a diagonal da matriz triangular superior R normalizada para ser positiva, então isso significa que foi sorteada Q a partir de uma distribuição uniforme sobre todo o espaço formado pelas matrizes ortogonais $Q(K)$. Cabe destacar que é necessário gerar um grande número de candidatos a solução para B_0^{-1} como PQ , onde P denota a matriz triangular inferior resultante da decomposição de Cholesky da matriz Σ_u e Q obtida com um sorteio aleatório para W . A matriz Q é algumas vezes citada na literatura como matriz de rotação. Uma vez obtidos os candidatos a solução para B_0^{-1} , são mantidos apenas aqueles cujas matrizes estruturais de multiplicadores de impacto estejam de acordo com as restrições de sinal. Qualquer sorteio que resulte em uma matriz que não satisfaça essas condições deve ser descartado.

Assim, para estimação dos modelos com restrição de sinais, considera-se a estrutura básica do modelo VAR especificando uma *priori* Gaussiana-Inversa de Wishart para os parâmetros da forma reduzida do modelo VAR, tal que:

$$vec(A) | \Sigma_u \sim N(vec(A^*), V_{vec(A)} = V \otimes \Sigma_u) \text{ e } \Sigma_u \sim IW_K(S_*, n) \quad (3.13)$$

Onde $vec(A^*)$, V , S_* e n são parâmetros *a priori* especificados.

As distribuições *a posteriori* são dadas por:

$$vec(A) | \Sigma_u, y \sim N(vec(\bar{A}), \bar{\Sigma}_{vec(A)}) \text{ e } \Sigma_u | y \sim IW_K(S, \tau) \quad (3.14)$$

A simulação das *posteriors* das FIRs requer sorteios para $vec(A)$ e para B_0^{-1} . Sejam A^{*r} o r -ésimo sorteio da *posterior* de A e Σ_u^{*r} o r -ésimo sorteio da posterior de Σ_u . Destaca-se que $\tilde{B}_0^{-1} = P^{*r}Q$ onde P^{*r} é a matriz triangular inferior resultante da decomposição de Cholesky de Σ_u^{*r} tal que $P^{*r}P^{*r'} = \Sigma_u^{*r}$ e Q é uma matriz ortogonal. \tilde{B}_0^{-1} é uma solução potencial para a matriz de impacto estrutural B_0^{-1} que satisfaz $\tilde{B}_0^{-1}\tilde{B}_0^{-1'} = P^{*r}QQ'P^{*r'} = P^{*r}P^{*r'} = \Sigma_u^{*r}$.

Em resumo, o algoritmo para estimação pode ser definido por etapas: i) Inicialmente faz-se um sorteio aleatório da *posteriori* $(\beta^{*r}, \Sigma_u^{*r})$ da forma reduzida dos parâmetros VAR e computada a matriz triangular inferior da decomposição de Cholesky $P^{*r} = chol(\Sigma_u^{*r})$; ii) Para o par (A^{*r}, P^{*r}) , considera-se N sorteios aleatórios da matriz de rotação Q e para cada combinação (A^{*r}, P^{*r}, Q) computa-se o conjunto das Funções Impulso-Resposta (FIRs) implícito θ^{*r} ; iii) Se θ^{*r} satisfaz as restrições de sinal, armazena-se o valor do mesmo, caso contrário este é descartado.

De forma objetiva, cabe destacar que, pelas descrições do segundo e terceiro passo, não há garantia de relações razoáveis em termos teóricos para as FIRs, uma vez que foram feitas retiradas aleatórias da matriz de rotação Q . Na prática, como evidenciado pelo passo três, o algoritmo apenas é limitado ao conjunto restrito de FIRs que observam valores positivos, negativos ou zero para a relação contemporânea da Restrição de Sinais proposta. O algoritmo repete as etapas citadas milhares de vezes, podendo ser configurado um número máximo de tentativas para encontrar matrizes adequadas conforme a restrição de sinais proposta. O número máximo de tentativas para encontrar matrizes adequadas para zero e restrições de sinal configurado nas estimações foi de 45.000 retiradas.

O *default* do pacote BVAR é a identificação via decomposição de Cholesky da matriz variância-covariância, a menos que uma matriz de estrutura de sinais seja fornecida, cujas entradas informam sobre os impactos esperados de certos choques. Os elementos da matriz podem ser 1, -1 ou 0 dependendo se é esperado um efeito positivo, negativo ou nenhum efeito contemporâneo de um determinado choque, respectivamente. Elementos definidos como NA indicam que não há expectativas específicas para os efeitos contemporâneos. Portanto, inicialmente, foi estimado um modelo com a identificação via decomposição de Cholesky e as funções de impulso resposta para efeitos de comparação. Num segundo momento, foram implementadas as restrições de sinais e a FIR recalculadas de acordo com o algoritmo apresentado acima.

A estrutura de sinais esperados testada pode ser representada pela Quadro 2, cujas colunas representam um choque em determinada variável e as linhas representam a resposta esperada de cada variável ao choque.

Quadro 2 - Restrição de Sinal

Choque em/ Resposta em	e pu	cred	gap	ipca	selic
e pu	+	NA	NA	NA	NA
cred	NA	+	NA	NA	NA
gap	-	+	NA	NA	-
ipca	+	-	NA	NA	-
selic	0	0	NA	NA	+

Fonte: Elaboração própria

Como trata-se de um sistema que envolve uma matriz de variância-covariância simétrica por definição, para os parâmetros serem totalmente identificados, pelo menos $n(n - 1)/2$ restrições devem ser definidas, sendo n o número de variáveis (RUBIO-RAMIREZ; WAGGONER; ZHA, 2010; ARIAS; RUBIO-RAMÍREZ; WAGGONER, 2018). Neste estudo, com 5 variáveis, o número mínimo de restrições portanto é 10, sendo implementadas de fato 11 restrições.

Especificou-se o choque positivo de incerteza (EPU) como um choque que move o

produto e a inflação em direções opostas, tendo um impacto positivo na própria variável e na inflação (IPCA), negativo sobre o hiato do produto (GAP) e não afetando contemporaneamente a taxa de juros (SELIC). Optou-se por não especificar o efeito do choque de incerteza sobre a credibilidade e vice-versa. O choque positivo de credibilidade, por sua vez, foi caracterizado por impactar positivamente a própria variável e o hiato, com efeito negativo sobre a inflação. Por fim, um choque positivo na taxa de juros foi estruturado como um choque que afeta o hiato e a inflação negativamente, com impacto positivo sobre a própria taxa Selic. Além desses choques identificados, assumiu-se que os choques sobre o hiato e sobre a inflação não são identificados consistindo, portanto, em choques estruturais idiossincráticos dessas duas variáveis.

4 RESULTADOS

Este capítulo apresenta os resultados obtidos a partir dos exercícios de estimação propostos, estando esses divididos em três etapas. Inicialmente, estimou-se um modelo BVAR identificado recursivamente via decomposição de Cholesky e, em um segundo momento, um modelo BVAR cuja matriz estrutural testada segue os sinais esperados apresentados no Quadro 2, na subseção (3.2.3). Em seguida, comparou-se as funções impulso-resposta (FIRs) geradas por ambos os modelos, apresentadas a seguir, a fim de verificar possíveis divergências nos impactos dos choques sobre as variáveis.

Através do pacote BVAR, é possível calcular as FIRs *ex-post* de VARs Bayesianos estimados, sendo possível definir faixas de confiança. A área em cinza nas figuras representa a área correspondente aos percentis 5% e 95% da distribuição de probabilidade a posteriori resultante das FIR para cada passo, compreendendo portanto os valores correspondentes a 90% da área da distribuição empírica. Destaca-se que a mediana, representada pela linha contínua, é sempre incluída para tornar a análise compatível com a estimação pontual da abordagem frequentista.

A Figura 1 apresenta as FIRs geradas no modelo recursivo (1.a e 1.c) e no modelo via Restrição de Sinal (1.b e 1.d) para choques positivos de incerteza sobre a inflação e o hiato do produto, respectivamente. No modelo via Decomposição de Cholesky, a incerteza tem impacto negativo sobre a inflação, enquanto, no modelo com Restrição de Sinais, a resposta da inflação é positiva no primeiro trimestre, decaindo nos meses seguintes. Destaca-se que a área cinza inclui o valor zero para todo o período no caso do modelo recursivo, enquanto que para a FIR com a Restrição de Sinais observa-se um efeito mais significativo nos quatro primeiros meses, a partir de quando a área passa a incluir o valor zero, o que indicaria uma perda de significância do efeito. Em ambos os modelos, o hiato reage negativamente, de forma mais significativa em 1.c, cuja área hachurada passa a cobrir o valor zero do oitavo mês em diante.

De maneira similar, a Figura 2 traz os resultados das FIRs dado um choque de aumento na credibilidade, cujo impacto sobre a inflação no modelo estimado via Decomposição de Cholesky apresenta uma FIR centrada em torno de zero (2.a), enquanto no modelo com restrição há um efeito negativo significativo sobre o ipca até pelo menos o 5º mês (2.b). O hiato é afetado positivamente em ambos os modelos, contudo, no modelo restrito (2.d,) a mediana decai desde o primeiro mês, enquanto no modelo recursivo (2.c) observa-se um aumento até meados do fim do primeiro trimestre, decaindo em seguida.

A Figura 3 apresenta os efeitos sobre as variáveis dado um choque positivo na taxa de juros. Em 3.a, a mediana da distribuição indica um efeito negativo da selic sobre a inflação, com resposta mais evidente à médio prazo, após 12 meses, enquanto o modelo com restrição, em 3.b, captura essa queda desde o primeiro mês. No entanto, esse efeito é

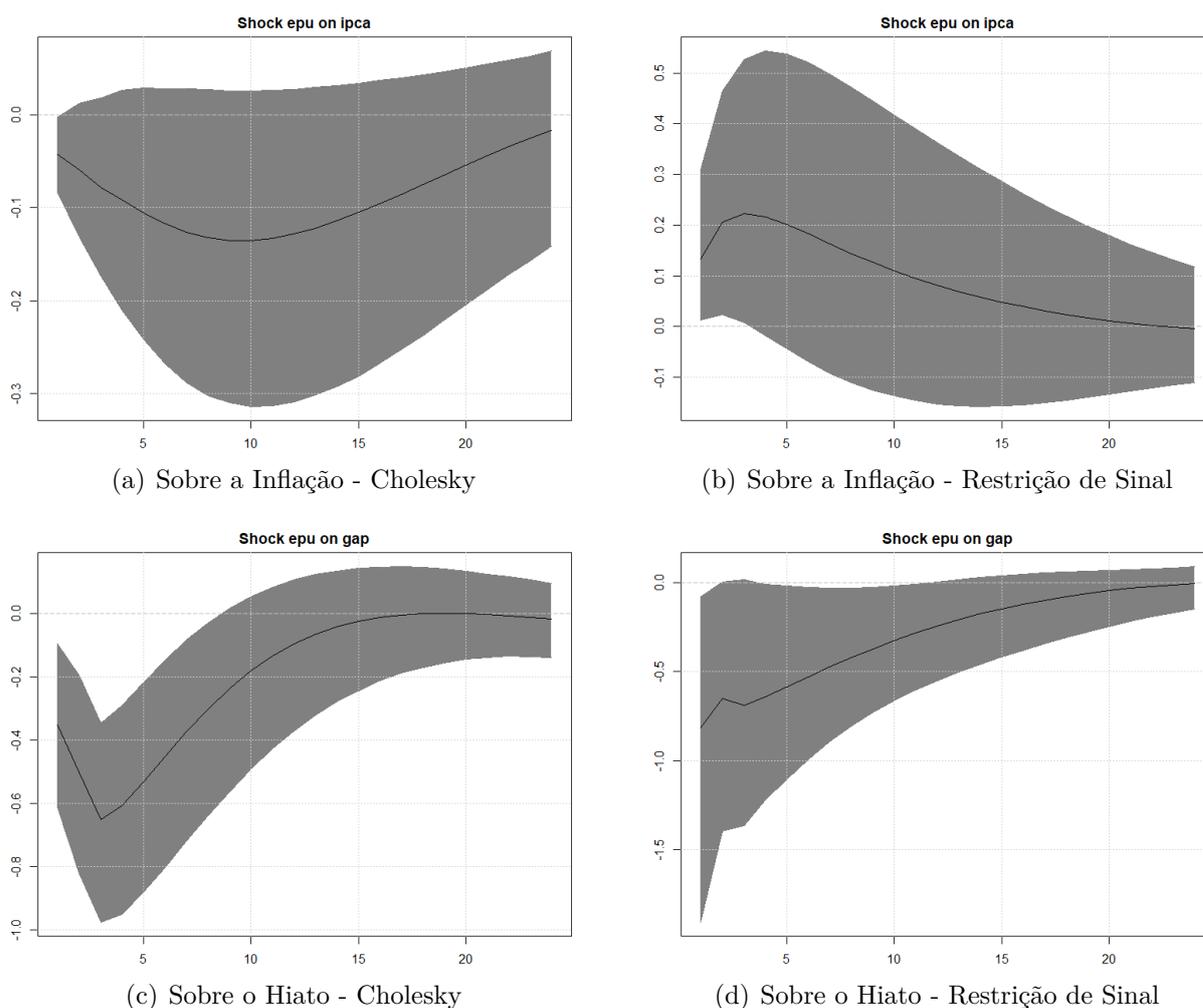


Figura 1 – Choques de Incerteza sobre a Inflação e o Hiato do Produto

Fonte: Elaboração própria

melhor definido na identificação por Restrição de Sinais, visto que, em todo o período, não se observa a inclusão do valor zero na área cinza, o que efetivamente não acontece na identificação recursiva. O efeito do choque sobre o hiato se mostrou similar em ambas as estratégias de identificação, com a mediana sugerindo, em 3.c, uma retração no hiato do produto com reversão para zero somente a partir do 5^o mês, enquanto no modelo restrito (3.d), esse movimento se dá desde o primeiro período.

A Figura 4 apresenta as FIRs geradas para choques positivos de incerteza sobre a credibilidade. No modelo recursivo (4.a), pela análise da mediana da distribuição, observa-se um aumento da credibilidade do segundo ao quarto mês, decaindo em seguida, com efeito significativo do terceiro ao oitavo mês. Essa queda é observada desde o primeiro período no modelo com restrição (4.b), com distribuição centrada em torno de zero. Já a Figura 5 mostra os resultados de choques positivos de credibilidade sobre a incerteza, em que, no modelo estimado por Decomposição de Cholesky (5.a), é possível notar pela mediana um aumento significativo da incerteza do primeiro ao segundo período, enquanto

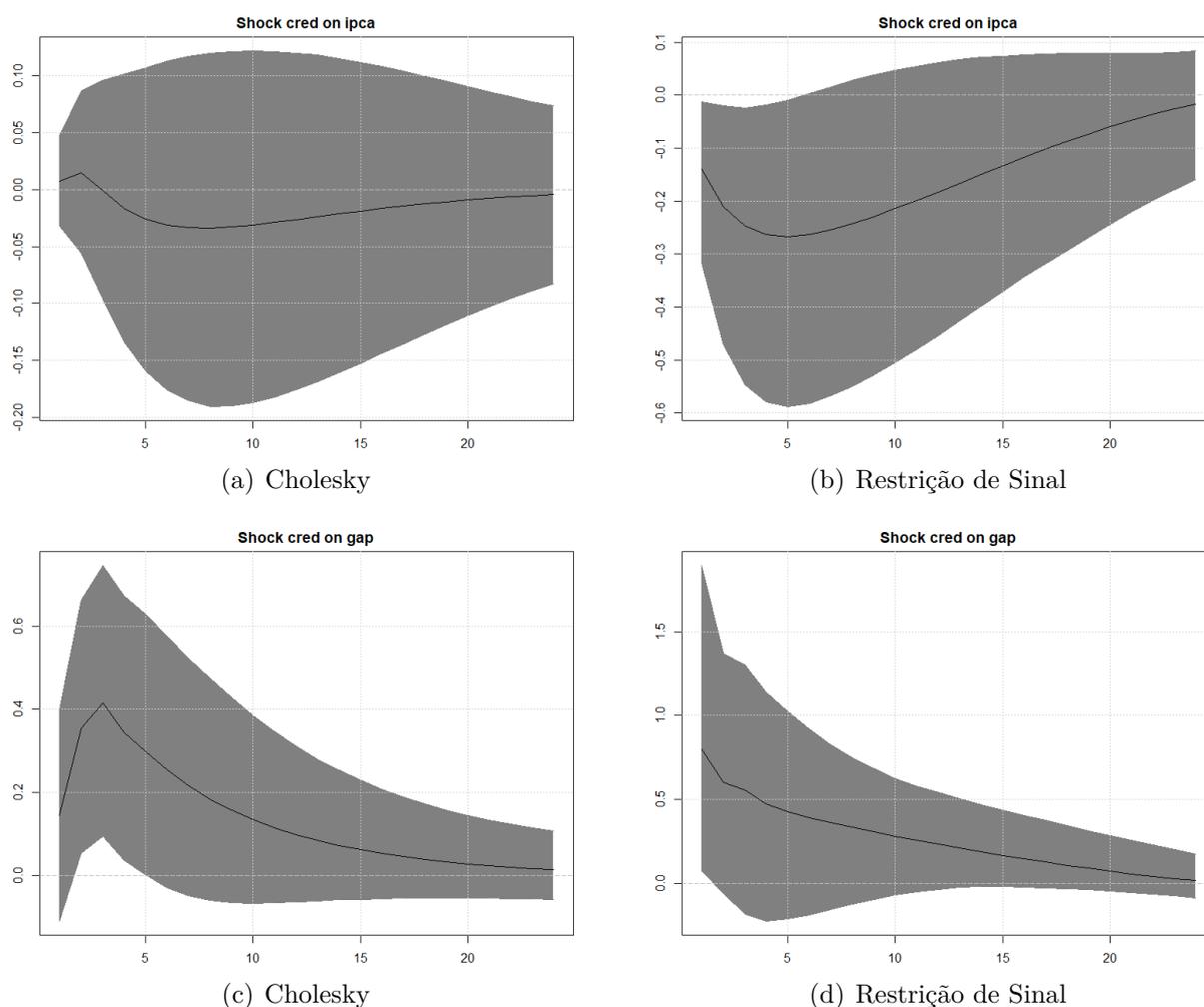
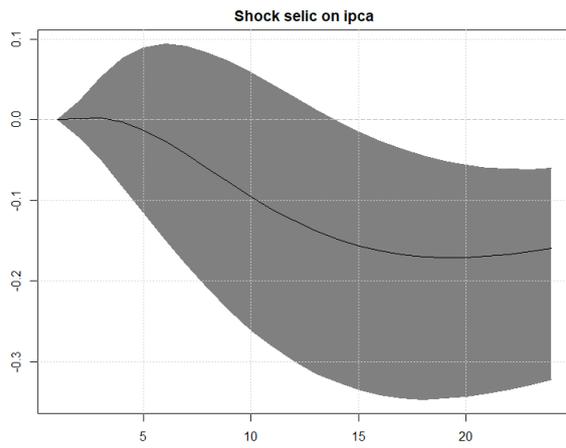


Figura 2 – Choque de Credibilidade sobre a Inflação e o Hiato do Produto

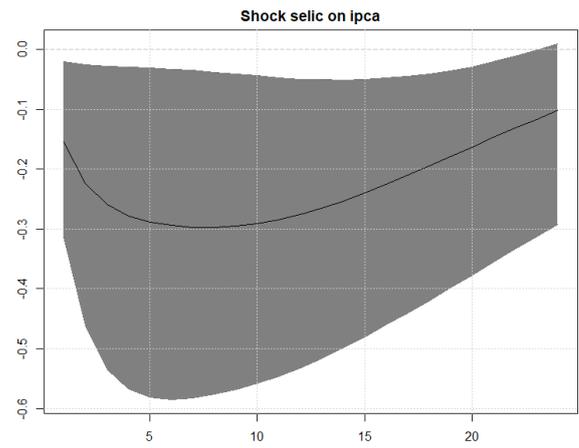
Fonte: Elaboração própria

em 5.b há uma tendência de dissipação do choque desde o primeiro mês, com distribuição centrada em torno de zero. Portanto, no caso das Figuras 4 e 5, modelo com a Restrição de Sinais indica pouca significância, enquanto que, para a identificação por Cholesky, há significância. Contudo, o modelo recursivo produz resultados inconsistentes em termos teóricos, uma vez que sugere que o aumento da incerteza tem efeitos positivos sobre a credibilidade (4.a).

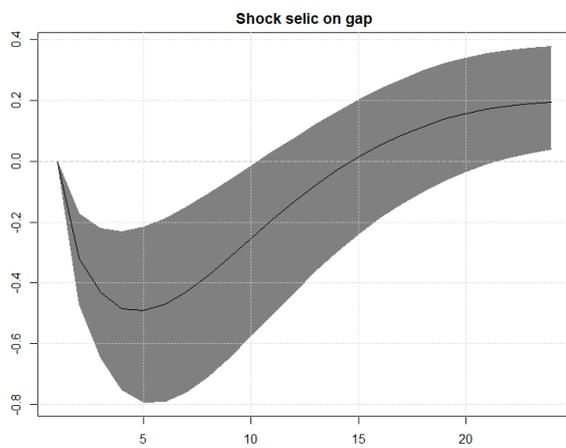
Apesar das diferenças apontadas nas Figuras 4 e 5, cabe destacar que as FIRs encontram-se centradas em torno de zero, sugerindo que choques positivos de incerteza sobre a credibilidade e choques positivos de credibilidade sobre a incerteza são pouco significativos no contexto brasileiro. Nesse sentido, pode-se inferir que a credibilidade do Banco Central do Brasil não é afetada pela incerteza, bem como a autoridade monetária nacional não se mostra como um agente que contribui para a elevação das incertezas significativamente no modelo proposto. Reforçando esse argumento, a Figura 6 traz a evolução das séries de tempo dos índices brasileiros de credibilidade e do indicador de



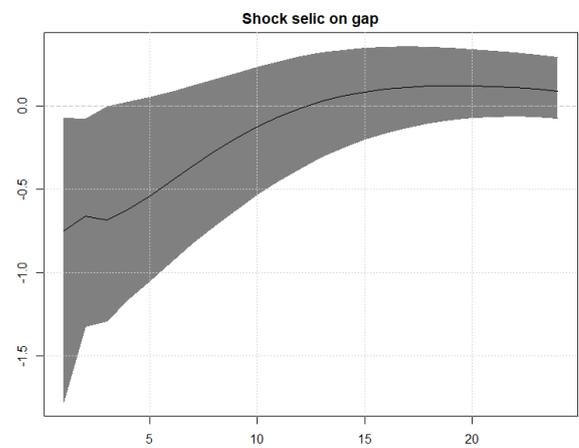
(a) Cholesky



(b) Restrição de Sinal



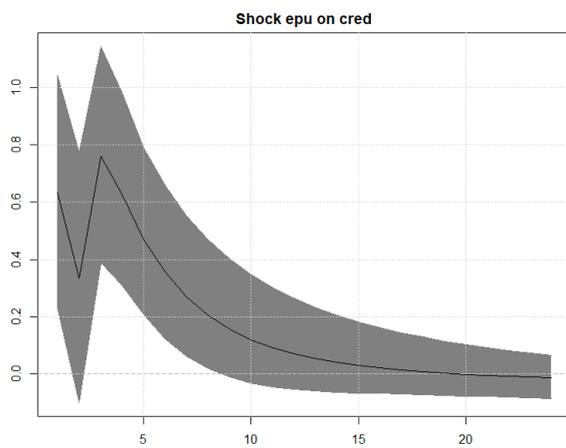
(c) Cholesky



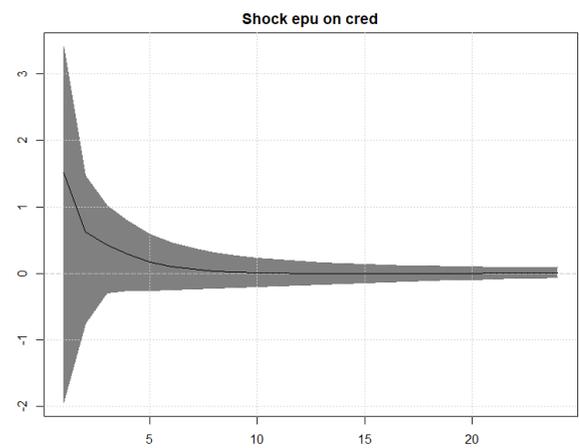
(d) Restrição de Sinal

Figura 3 – Choque na Taxa de Juros sobre a Inflação e o Hiato do Produto

Fonte: Elaboração própria



(a) Cholesky



(b) Restrição de Sinal

Figura 4 – Choque de Incerteza sobre a Credibilidade

Fonte: Elaboração própria

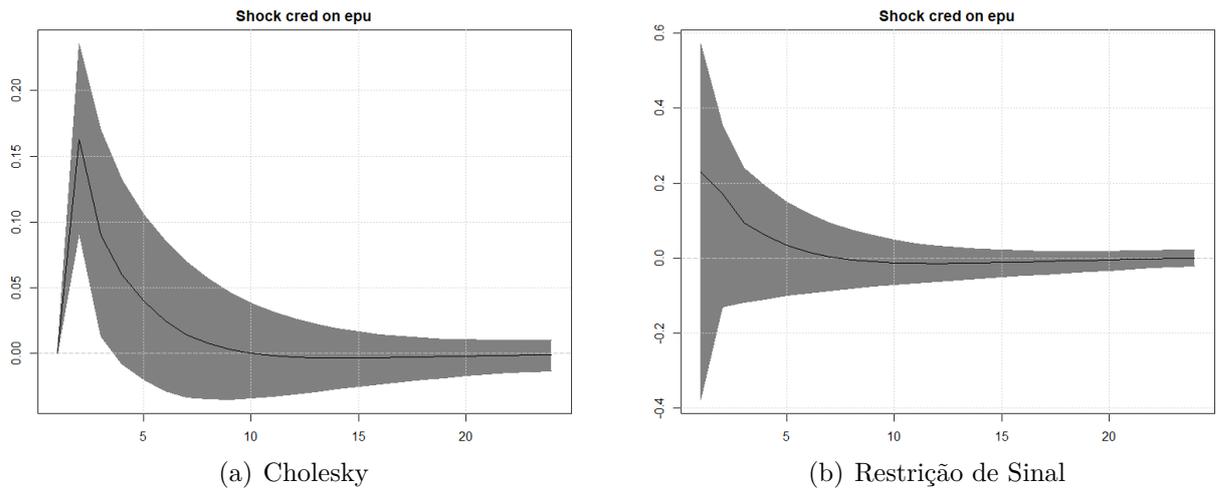


Figura 5 – Choque de Credibilidade sobre a Incerteza

Fonte: Elaboração própria

incerteza, mensurado pelo EPU, variando de janeiro de 2003 a março de 2020. As áreas sombreadas denotam períodos de recessivos no Brasil de acordo com o Comitê de Datação de Ciclos Econômicos da Fundação Getúlio Vargas (CODACE - Ibre/FGV) ¹.

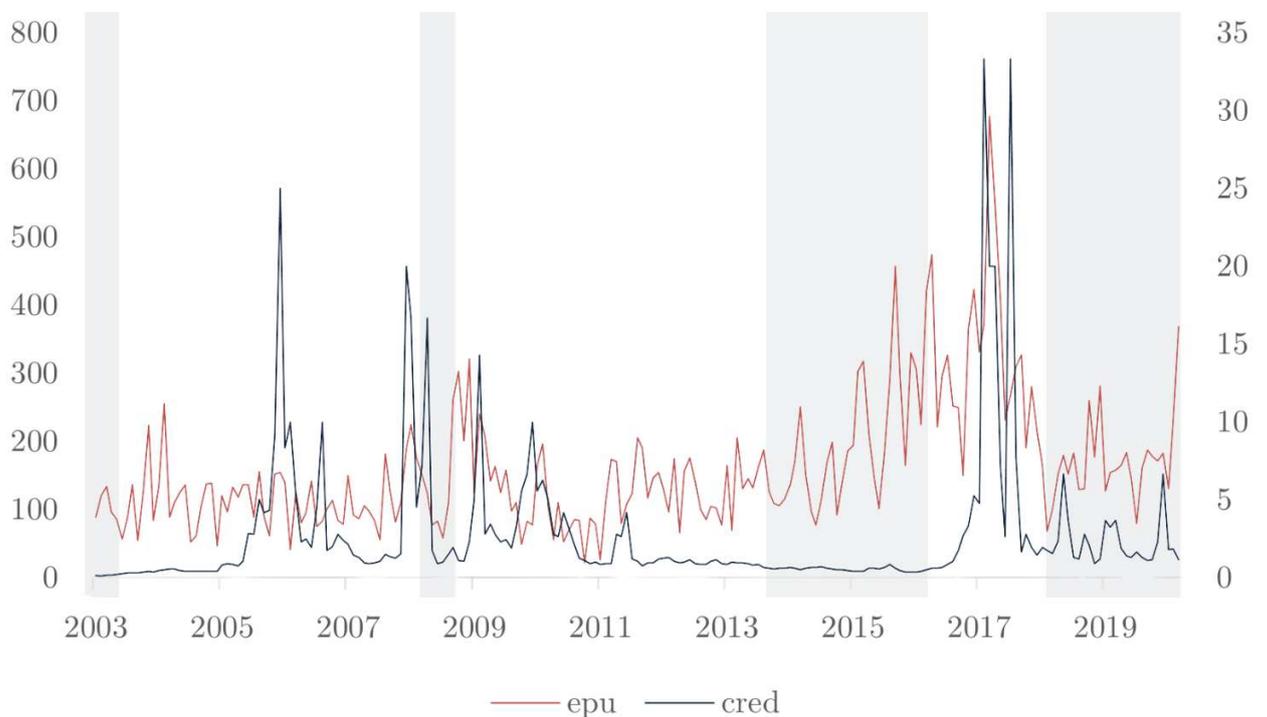


Figura 6 – Credibilidade x Incerteza no Brasil

Nota: Áreas sombreadas denotam recessões de acordo com o CODACE.

Fonte: Elaboração própria

Uma análise apurada da Figura 6 permite observar que, no contexto brasileiro,

¹ O último relatório publicado em 29 de junho de 2020 e pode ser acessado através do Portal Ibre.

períodos de picos de incerteza não necessariamente estão associados à perda de credibilidade do Banco Central do Brasil (BCB). De acordo com o Comitê, para o período analisado, podem ser identificados 4 crises recessivas: i) Do 1º trimestre de 2003 ao 2º trimestre de 2003; ii) Do 4º trimestre de 2008 ao 1º trimestre de 2009 ; iii) Do 2º trimestre de 2014 ao 4º trimestre de 2016 e iv) início no 1º trimestre de 2020. Destaca-se que, embora seja possível verificar períodos de baixa credibilidade e alta incerteza, são destacáveis intervalos de ocorrência simultânea de alta credibilidade e alta incerteza. A incidência conjunta desses períodos se concentram em: i) dezembro de 2007 a março de 2008; ii) outubro de 2008 a fevereiro de 2009; iii) dezembro de 2009 a fevereiro de 2010; iv) dezembro de 2016 a novembro de 2017; e v) a partir de outubro de 2020. Portanto, parece adequado supor que o BCB tem conseguido, ainda que com alguma dificuldade, manter sua credibilidade em patamares mais elevados nas recessões, embora a incerteza ainda seja alta.

Os resultados apresentados encontram-se em consonância com os sinais especificados para os choques na matriz de Restrição de Sinais proposta, uma vez que os valores iniciais dos choques estão de acordo com os sinais indicados na matriz. Os efeitos sobre as variáveis de inflação e hiato estão de acordo com a literatura teórica apresentada na Revisão de Literatura, que sugere um efeito positivo sobre a inflação e contracionista sobre taxa de crescimento do produto, dado um choque de aumento de incerteza (CASTELNUOVO; PELLEGRINO, 2018; PELLEGRINO, 2018; NAIN; KAMAIAH, 2020; HUSTED; ROGERS; SUN, 2020; PELLEGRINO, 2021; NALBAN; SMĀDU, 2021; KUMAR; MALLICK; SINHA, 2021), e um efeito negativo sobre a inflação, frente a um choque de aumento de credibilidade (MONTES, 2013; MENDONÇA; ALMEIDA, 2019). Por outro lado, uma Política Monetária contracionista, com um choque positivo na taxa de juros, impacta negativamente a inflação e a taxa de crescimento do produto no mesmo sentido. Cabe reforçar ainda a especificação e identificação dos efeitos dos choques de incerteza e credibilidade de forma separada.

Como exercício de robustez, foram estimados Modelos BVAR com medidas alternativas para capturar a incerteza, a saber: i) o EMBI+ (*Emerging Markets Bond Index Plus*) Risco-Brasil, da J.P. Morgan; ii) o IIE, do IBRE/FGV; iii) e o ICC, da FecomercioSP. As FIRs referentes aos testes estão contidas no Anexo B deste trabalho.

Na Seção B.1, são apresentadas as FIRs para choques de incerteza sobre a inflação e o hiato do Produto. Nos modelos alternativos estimados por Restrição de Sinais, dado um aumento de incerteza, a mediana indica um efeito positivo sobre a inflação, sendo significativo até meados do quarto mês nos modelos incluindo o EMBI+ e o ICC, corroborando o resultado obtido pelo modelo base com o índice EPU. Nos modelos recursivos, o hiato regiu negativamente e de forma significativa até o quinto mês, considerando o IIE (16.c), e do segundo mês em diante, com o ICC (17.c). Essa reação foi menos significativa nos modelos restritos com o IIE (16.d), cuja área cinza cobre o valor zero a partir do sexto

mês, e com o ICC (17.d), do segundo mês ao décimo quinto mês.

A Seção B.2 traz as FIRs dos choques de credibilidade sobre a inflação e o hiato do Produto. Em todos os modelos alternativos com Restrição de Sinais, um choque positivo de credibilidade impactou negativamente a inflação, com efeito significativo em meados do primeiro trimestre. Por sua vez, sobre o hiato, a mediana sugere um efeito positivo, mais proeminente nos modelos recursivos até o quinto mês, porém pouco significativo em ambas as formas de identificação.

Por fim, na Seção B.3, é possível analisar as FIRs para choques na taxa de juros sobre a inflação e o hiato do produto. Corroborando os resultados do modelo base, dado um aumento da taxa de juros, a inflação responde negativamente e de forma significativa do primeiro até meados do vigésimo período em todos os modelos alternativos estimados com Restrição de Sinais. Nos modelos estimados recursivamente, essa significância só é observada a partir de meados do décimo mês. A análise da mediana nos modelos restritos sugere um efeito negativo sobre o hiato e significativo aproximadamente até o quinto mês. Em menor escala, porém de forma mais afastada do eixo zero, esse efeito aparece nos modelos alternativos recursivos até o décimo mês.

Em termos dos efeitos de incerteza sobre a credibilidade (Seção B.4) e de credibilidade sobre os índices alternativos de incerteza (Seção B.5), os modelos alternativos com restrição de sinais apresentaram resultados em concordância com o modelo base, com FIRs centradas em torno de zero, sugerindo um efeito pouco significativo. Portanto, conclusivamente, a Restrição de Sinais proposta foi passível de ser implementada com todos os indicadores de incerteza, produzindo FIRs com resultados similares às geradas pelo modelo base.

5 CONCLUSÃO

Nos últimos anos, a necessidade de combater a alta da inflação após uma série de pressões do lado da oferta e da demanda, como a pandemia do novo vírus Corona (COVID-19), os choques dos preços das *commodities* com a invasão russa na Ucrânia e políticas fiscais e monetárias expansionistas, enfatizaram ainda mais a importância de compreender os desdobramentos de elevações da incerteza, que já vinham sendo estudados desde a crise financeira mundial de 2008, sobre os resultados da política monetária. A persistência da elevação inflacionária provocou o início de ciclos de aperto monetário em diversos países do mundo, inclusive no Brasil, com discursos mais incisivos dos bancos centrais e taxas de juros esperadas maiores. De acordo com a evidência relatada na literatura, de fato, em momentos de elevada incerteza, podem ser necessários movimentos mais intensos na taxa de juros para atingir o mesmo efeito sobre a inflação e o produto. Paralelamente, a discussão sobre a perda de credibilidade dos bancos centrais na condução da política monetária também veio à tona com a retomada inflacionária, o que pode introduzir uma nova fonte de risco nas economias.

Nesse contexto, a presente dissertação propôs analisar: i) a estreita relação entre incerteza e credibilidade; ii) os efeitos de choques de incerteza e de credibilidade sobre a atividade produtiva e os preços; iii) os efeitos das taxas de juros sobre a atividade econômica e os preços. Como estratégia empírica, adotou-se uma matriz de restrição que definiu sinais opostos para as repostas contemporâneas das variáveis aos choques de incerteza e credibilidade, o que permitiu a identificação e a comparação dos efeitos destas variáveis sobre os indicadores macroeconômicos da produção e dos preços.

Dessa forma, o presente trabalho inova ao conseguir identificar choques de incerteza e credibilidade e isolar seus efeitos sobre as variáveis de atividade econômica e inflação. Os resultados com a matriz de Restrição de Sinais indicam que um choque de incerteza produz efeitos inflacionários e recessivos sobre a atividade produtiva. Por outro lado, uma elevação da credibilidade contribui elevando a taxa de crescimento da economia brasileira e reduzindo a inflação. De modo geral, as FIRs sugerem que esses efeitos são significativos em curto-prazo. Essa contribuição assume importância adicional uma vez que as variáveis de incerteza e de credibilidade podem se interrelacionar.

Estudos anteriores sobre incerteza analisam choques sobre essa variável como um fator de diminuição da potência da política monetária sobre a inflação e suas expectativas (AASTVEIT; NATVIK; SOLA, 2017; CASTELNUOVO; PELLEGRINO, 2018; NAIN; KAMAIAH, 2020; PELLEGRINO, 2021; CORRÊA; LOPES, 2023). Por outro lado, esta pesquisa buscou estabelecer em qual medida choques de incerteza se diferenciam de choques de credibilidade no Brasil partindo de um novo ângulo, uma vez que ganhos de credibilidade se mostram também significativos, sem parecer haver um efeito de aumento

nas incertezas e vice-versa. Em outras palavras, no modelo proposto, períodos de alta incerteza não parecem estar necessariamente associados à perda de credibilidade do Banco Central do Brasil, uma vez que a credibilidade não é afetada pela incerteza, bem como a autoridade monetária nacional não se mostra como um agente que contribui para a elevação das incertezas significativamente.

Adicionalmente, embora a literatura sobre credibilidade estabeleça uma conexão entre essa variável e a incerteza (MONTES, 2013; MENDONÇA; ALMEIDA, 2019; MENDONÇA; GARCIA, 2021), é uma relação pouco explorada empiricamente. Ao isolar o efeito da incerteza, este estudo mostra que a credibilidade é um fator não desprezível, com efeito mais persistente na inflação do que no produto, dado que a mediana das FIRs demoram mais a aproximar de zero para o IPCA. Ademais, choques na taxa de juros mostraram-se mais significativos nos modelos cuja identificação se deu pela Restrição de Sinais. Em exercícios de robustez estimando modelos alternativos, a matriz de Restrição de Sinais proposta foi passível de ser implementada com todos os indicadores de incerteza, produzindo FIRs com resultados similares às geradas pelo modelo base.

Em suma, este trabalho se adiciona à literatura que estuda a relação entre incerteza e variáveis macroeconômicas, sendo um dos poucos no Brasil a tratar esse tema empregando Restrição de Sinais em um modelo VAR Bayesiano. Considerando que as incertezas cercam grande parte das decisões que afetam o desempenho da economia, uma análise dos efeitos separados de credibilidade e incerteza mostra-se uma ferramenta útil para auxiliar como os formuladores de políticas devem lidar com a incerteza na definição de políticas econômicas e ao mesmo tempo manterem um ambiente macroeconômico estável.

REFERÊNCIAS

- AASTVEIT, K. A.; NATVIK, G. J.; SOLA, S. Economic uncertainty and the influence of monetary policy. *Journal of International Money and Finance*, Elsevier, v. 76, p. 50–67, 2017.
- ABEL, A. B.; EBERLY, J. C. Optimal investment with costly reversibility. *The Review of Economic Studies*, Wiley-Blackwell, v. 63, n. 4, p. 581–593, 1996.
- ALMEIDA, K. O. B.; FARIA, W. R.; SILVA, I. C. Incerteza e desempenho econômico do setor de construção civil no brasil. *Revista Econômica do Nordeste*, v. 51, n. 4, p. 121–136, 2020.
- ARELLANO, C.; BAI, Y.; KEHOE, P. Financial markets and fluctuations in uncertainty. *Federal Reserve Bank of Minneapolis Working Paper*, 2010.
- ARIAS, J.; RUBIO-RAMIREZ, J. F.; WAGGONER, D. F. Inference based on svars identified with sign and zero restrictions: Theory and applications. FRB Atlanta Working Paper, 2014.
- ARIAS, J. E.; RUBIO-RAMÍREZ, J. F.; WAGGONER, D. F. Inference based on structural vector autoregressions identified with sign and zero restrictions: Theory and applications. *Econometrica*, Wiley Online Library, v. 86, n. 2, p. 685–720, 2018.
- BACHMANN, R.; ELSTNER, S.; SIMS, E. R. Uncertainty and economic activity: Evidence from business survey data. *American Economic Journal: Macroeconomics*, American Economic Association, v. 5, n. 2, p. 217–249, 2013.
- BAKER, S. R.; BLOOM, N.; DAVIS, S. J. Measuring economic policy uncertainty. *The Quarterly Journal of Economics*, Oxford University Press, v. 131, n. 4, p. 1593–1636, 2016.
- BARBOZA, R. d. M.; ZILBERMAN, E. Os efeitos da incerteza sobre a atividade econômica no brasil. *Revista Brasileira de Economia*, SciELO Brasil, v. 72, p. 144–160, 2018.
- BARBOZA, R. de M.; ZILBERMAN, E. et al. *Os Efeitos da Incerteza sobre a Atividade Econômica no Brasil*. [S.l.], 2017.
- BARRO, R. J.; GORDON, D. B. Rules, discretion and reputation in a model of monetary policy. *Journal of monetary economics*, Elsevier, v. 12, n. 1, p. 101–121, 1983.
- BERNANKE, B. S. Irreversibility, uncertainty, and cyclical investment. *The Quarterly Journal of Economics*, MIT Press, v. 98, n. 1, p. 85–106, 1983.
- BERNANKE, B. S. *Alternative explanations of the money-income correlation*. [S.l.]: National Bureau of Economic Research Cambridge, Mass., USA, 1986.
- BLACKBURN, K.; CHRISTENSEN, M. Monetary policy and policy credibility: theories and evidence. *Journal of Economic literature*, JSTOR, v. 27, n. 1, p. 1–45, 1989.
- BLAKE, A. P.; WESTAWAY, P. F. et al. Credibility and the effectiveness of inflation targeting regimes. *The Manchester School of Economic & Social Studies*, University of Manchester, v. 64, p. 28–50, 1996.

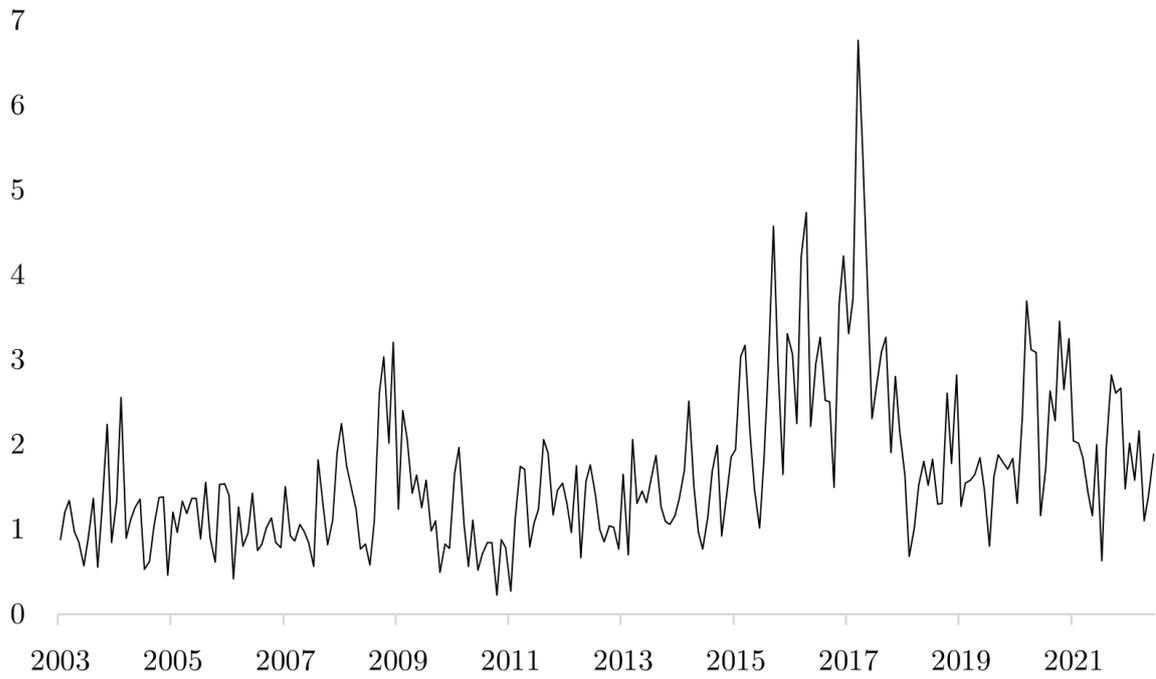
- BLANCHARD, O. J.; QUAH, D. *The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances*. [S.l.]: National Bureau of Economic Research Cambridge, Mass., USA, 1988.
- BLANCHARD, O. J.; WATSON, M. W. Are business cycles all alike? In: *The American business cycle: Continuity and change*. [S.l.]: University of Chicago Press, 1986. p. 123–180.
- BLINDER, A. S. Central-bank credibility: Why do we care? how do we build it? *American economic review*, v. 90, n. 5, p. 1421–1431, 2000.
- BLOOM, N. The impact of uncertainty shocks. *econometrica*, Wiley Online Library, v. 77, n. 3, p. 623–685, 2009.
- BLOOM, N. Fluctuations in uncertainty. *The Journal of Economic Perspectives*, American Economic Association, v. 28, n. 2, p. 153–175, 2014.
- CARRIÈRE-SWALLOW, Y.; CÉSPEDES, L. F. The impact of uncertainty shocks in emerging economies. *Journal of International Economics*, Elsevier, v. 90, n. 2, p. 316–325, 2013.
- CASTELNUOVO, E.; PELLEGRINO, G. Uncertainty-dependent effects of monetary policy shocks: A new-keynesian interpretation. *Journal of Economic Dynamics and Control*, Elsevier, v. 93, p. 277–296, 2018.
- CECCHETTI, S. G.; KRAUSE, S. et al. Central bank structure, policy efficiency, and macroeconomic performance: exploring empirical relationships. *Review-Federal Reserve Bank of Saint Louis*, FEDERAL RESERVE BANK OF ST LOUIS, v. 84, n. 4, p. 47–60, 2002.
- CHRISTIANO, L. J.; EICHENBAUM, M.; EVANS, C. L. Monetary policy shocks: What have we learned and to what end? *Handbook of macroeconomics*, Elsevier, v. 1, p. 65–148, 1999.
- CHRISTIANO, L. J.; MOTTO, R.; ROSTAGNO, M. Risk shocks. *The American Economic Review*, American Economic Association, v. 104, n. 1, p. 27–65, 2014.
- CORRÊA, W. L. R.; LOPES, L. S. Monetary policy transmission, productive activity, and inflation in brazil: Does uncertainty matter? *The Journal of Economic Asymmetries*, Elsevier, v. 27, p. e00285, 2023.
- DRAZEN, A. *Political economy in macroeconomics*. [S.l.]: Princeton University Press, 2000.
- DUARTE, C. A. d. P. Os efeitos de choques de incerteza na economia brasileira: uma abordagem var com sign restrictions. 2021.
- FÉLIX, R. M.; NUNES, L. C. Um modelo de previsão bayesiano para a área do euro. *Boletim Econômico: Banco de Portugal*, 2002.
- FERREIRA, P. C. et al. Medindo a incerteza econômica no brasil. 2017.
- FILHO, A. E. d. C. Incerteza e atividade econômica no brasil. *Economia Aplicada*, SciELO Brasil, v. 18, n. 3, p. 421–453, 2014.

- GARCIA, M. G. Meia década de metas para a inflação. *Valor Econômico*, v. 5, n. 08, p. 2004, 2004.
- GIANNONE, D.; LENZA, M.; PRIMICERI, G. E. Prior selection for vector autoregressions. *Review of Economics and Statistics*, The MIT Press, v. 97, n. 2, p. 436–451, 2015.
- GODEIRO, L. L.; LIMA, L. R. R. de O. Medindo incerteza macroeconômica para o brasil. *Economia Aplicada*, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto-USP . . . , v. 21, n. 2, p. 311, 2017.
- GUISSO, L.; PARIGI, G. Investment and demand uncertainty. *The Quarterly Journal of Economics*, MIT Press, v. 114, n. 1, p. 185–227, 1999.
- HADDOW, A. et al. Macroeconomic uncertainty: what is it, how can we measure it and why does it matter? 2013.
- HOUARI, O. Uncertainty shocks and business cycles in the us: New insights from the last three decades. *Economic Modelling*, Elsevier, v. 109, p. 105762, 2022.
- HUSTED, L.; ROGERS, J.; SUN, B. Monetary policy uncertainty. *Journal of Monetary Economics*, Elsevier, v. 115, p. 20–36, 2020.
- JABEEN, H. World bank, world development report 2014: Risk and opportunities. *Population and Development Review*, The Population Council, Inc., v. 40, n. 2, p. 373–374, 2014.
- JURADO, K.; LUDVIGSON, S. C.; NG, S. Measuring uncertainty. *American Economic Review*, v. 105, n. 3, p. 1177–1216, 2015.
- KILIAN, L.; LÜTKEPOHL, H. *Structural vector autoregressive analysis*. [S.l.]: Cambridge University Press, 2017.
- KNIGHT, F. H. Risk, uncertainty and profit. *New York: Hart, Schaffner and Marx*, 1921.
- KOREN, M.; TENREYRO, S. Volatility and development. *The Quarterly Journal of Economics*, MIT Press, v. 122, n. 1, p. 243–287, 2007.
- KUMAR, A.; MALLICK, S.; SINHA, A. Is uncertainty the same everywhere? advanced versus emerging economies. *Economic Modelling*, Elsevier, v. 101, p. 105524, 2021.
- KUSCHNIG, N.; VASHOLD, L. Bvar: Bayesian vector autoregressions with hierarchical prior selection in r. *Journal of Statistical Software*, v. 100, p. 1–27, 2021.
- KYDLAND, F. E.; PRESCOTT, E. C. Rules rather than discretion: The inconsistency of optimal plans. *Journal of political economy*, The University of Chicago Press, v. 85, n. 3, p. 473–491, 1977.
- LEAHY, J. V.; WHITED, T. M. *The effect of uncertainty on investment: Some stylized facts*. [S.l.], 1995.
- LITTERMAN, R. *Forecasting with Bayesian vector auto-regressions five years of experience*. *Federal Reserve Bank of Minneapolis*. [S.l.], 1985.

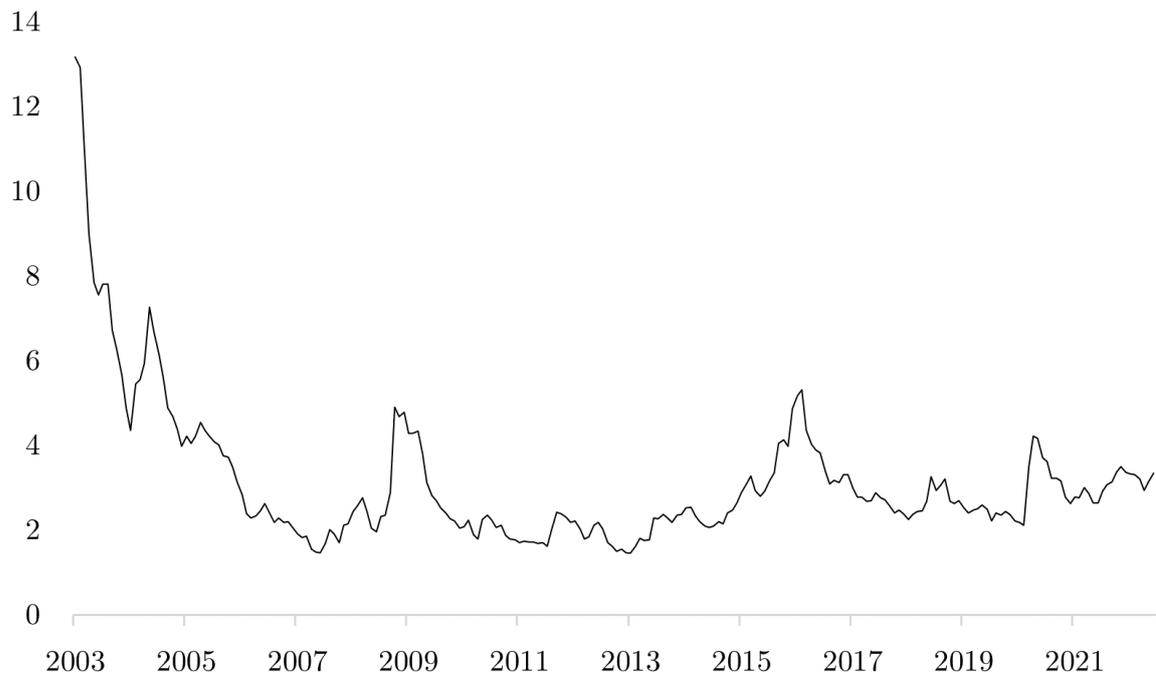
- MENDONÇA, H. F. d. Towards credibility from inflation targeting: the brazilian experience. *applied Economics*, Taylor & Francis, v. 39, n. 20, p. 2599–2615, 2006.
- MENDONÇA, H. F. D.; NUNES, M. P. D. Public debt and risk premium: An analysis from an emerging economy. *Journal of Economic Studies*, Emerald Group Publishing Limited, 2011.
- MENDONÇA, H. F. d.; SOUZA, G. J. d. G. Credibilidade do regime de metas para inflação no brasil. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), 2007.
- MENDONÇA, H. F. de. Credibility and inflation expectations: What we can tell from seven emerging economies? *Journal of Policy Modeling*, Elsevier, v. 40, n. 6, p. 1165–1181, 2018.
- MENDONÇA, H. F. de; ALMEIDA, A. F. G. Importance of credibility for business confidence: evidence from an emerging economy. *Empirical Economics*, Springer, v. 57, n. 6, p. 1979–1996, 2019.
- MENDONÇA, H. F. de; GARCIA, P. M. Does the central banker type affect inflation expectations? *Economics Bulletin*, AccessEcon, v. 41, n. 1, p. 93–102, 2021.
- MENDONÇA, H. F. de; LIMA, T. R. V. d. S. Macroeconomic determinants of investment under inflation targeting: empirical evidence from the brazilian economy. *Latin American business review*, Taylor & Francis, v. 12, n. 1, p. 25–38, 2011.
- MENDONÇA, H. F. de; SOUZA, G. J. d. G. e. Inflation targeting credibility and reputation: the consequences for the interest rate. *Economic Modelling*, Elsevier, v. 26, n. 6, p. 1228–1238, 2009.
- MINELLA, A. et al. Inflation targeting in brazil: constructing credibility under exchange rate volatility. *Journal of international Money and Finance*, Elsevier, v. 22, n. 7, p. 1015–1040, 2003.
- MONTES, G. C. Uncertainties, monetary policy and financial stability: challenges on inflation targeting. *Brazilian Journal of Political Economy*, SciELO Brasil, v. 30, n. 1, p. 89–111, 2010.
- MONTES, G. C. Credibility and monetary transmission channels under inflation targeting: an econometric analysis from a developing country. *Economic modelling*, Elsevier, v. 30, p. 670–684, 2013.
- MONTES, G. C.; BASTOS, J. C. A. Effects of reputation and credibility on monetary policy: theory and evidence for brazil. *Journal of economic studies*, Emerald Group Publishing Limited, 2014.
- MONTES, G. C.; MACHADO, C. C. Efeitos da credibilidade e da reputação sobre a taxa selic e a transmissão da política monetária para o investimento agregado pelo canal dos preços dos ativos. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), 2014.
- MONTES, G. C.; TIBERTO, B. P. Macroeconomic environment, country risk and stock market performance: Evidence for brazil. *Economic modelling*, Elsevier, v. 29, n. 5, p. 1666–1678, 2012.

- NAIN, Z.; KAMAIAH, B. Uncertainty and effectiveness of monetary policy: A bayesian markov switching-var analysis. *Journal of Central Banking Theory and Practice*, v. 9, n. s1, p. 237–265, 2020.
- NALBAN, V.; SMĀDU, A. Asymmetric effects of uncertainty shocks: Normal times and financial disruptions are different. *Journal of Macroeconomics*, Elsevier, v. 69, p. 103331, 2021.
- PELLEGRINO, G. Uncertainty and the real effects of monetary policy shocks in the euro area. Melbourne Institute Working Paper, 2017.
- PELLEGRINO, G. Uncertainty and the real effects of monetary policy shocks in the euro area. *Economics Letters*, Elsevier, v. 162, p. 177–181, 2018.
- PELLEGRINO, G. Uncertainty and monetary policy in the us: a journey into nonlinear territory. *Economic Inquiry*, Wiley Online Library, v. 59, n. 3, p. 1106–1128, 2021.
- PINDYCK, R. S. *Irreversibility, uncertainty, and investment*. [S.l.], 1990.
- RUBIO-RAMIREZ, J. F.; WAGGONER, D. F.; ZHA, T. Structural vector autoregressions: Theory of identification and algorithms for inference. *The Review of Economic Studies*, Wiley-Blackwell, v. 77, n. 2, p. 665–696, 2010.
- SICSÚ, J. Expectativas inflacionárias no regime de metas de inflação: uma análise preliminar do caso brasileiro. *Economia aplicada*, Departamento de Economia FEA-USP/FIPE SP, v. 6, n. 4, p. 703–711, 2002.
- SIM, J. et al. Uncertainty, financial frictions, and investment dynamics. In: SOCIETY FOR ECONOMIC DYNAMICS. *2010 meeting papers*. [S.l.], 2010.
- SIMS, C. A. Macroeconomics and reality. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, JSTOR, p. 1–48, 1980.
- SIMS, C. A. et al. Are forecasting models usable for policy analysis? *Quarterly Review*, Federal Reserve Bank of Minneapolis, v. 10, n. Win, p. 2–16, 1986.
- SIMS, C. A.; ZHA, T. Were there regime switches in us monetary policy? *American Economic Review*, v. 96, n. 1, p. 54–81, 2006.
- SVENSSON, L. E. Open-economy inflation targeting. *Journal of international economics*, Elsevier, v. 50, n. 1, p. 155–183, 2000.
- TAYLOR, J. B. Discretion versus policy rules in practice. In: ELSEVIER. *Carnegie-Rochester conference series on public policy*. [S.l.], 1993. v. 39, p. 195–214.
- UHLIG, H. What are the effects of monetary policy on output? results from an agnostic identification procedure. *Journal of Monetary Economics*, Elsevier, v. 52, n. 2, p. 381–419, 2005.

ANEXO A – Séries

Figura 7 – *Economic Policy Uncertainty Index - EPU*

Fonte: Baker, Bloom e Davis (2016)

Figura 8 – *EMBI+ Risco-Brasil - EMBI*

Fonte: Ipeadata

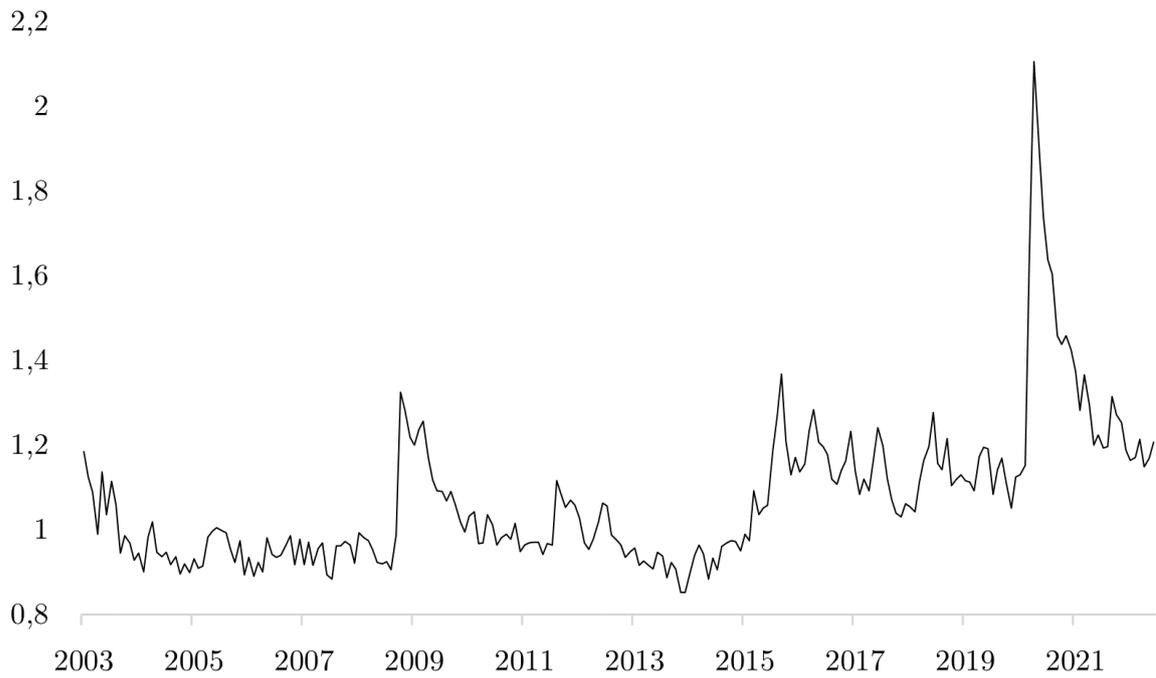


Figura 9 – Índice de Incerteza Econômica Brasil - IIE

Fonte: IBRE/FGV

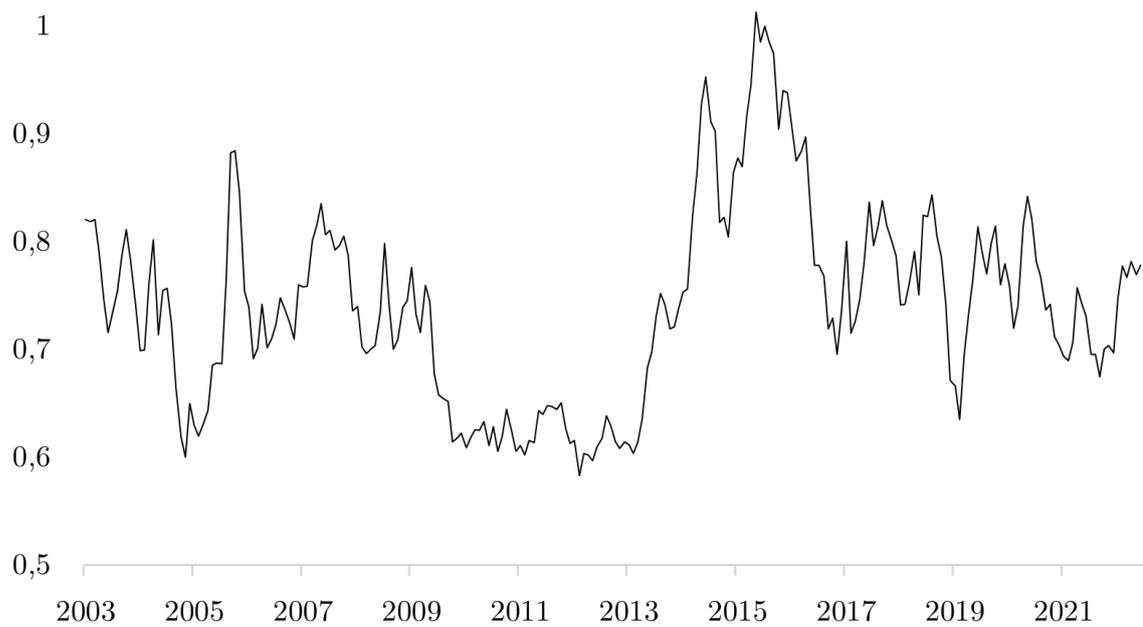


Figura 10 – Índice de Confiança do Consumidor - ICC

Fonte: FecomercioSP

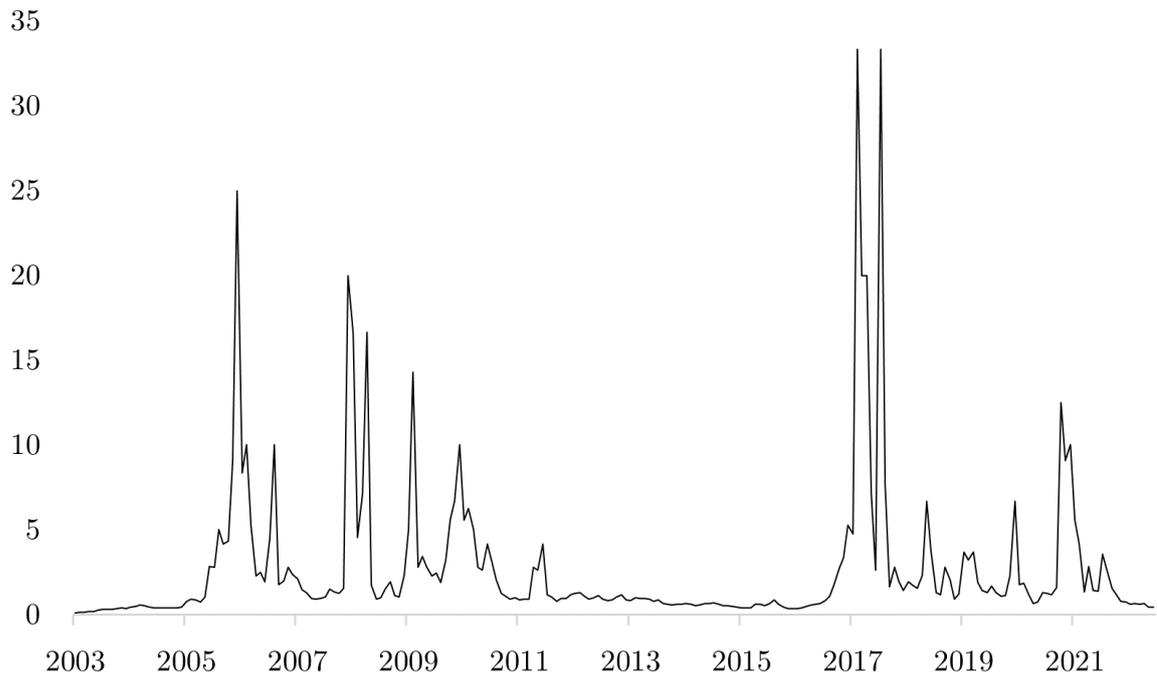


Figura 11 – Índice de Credibilidade - CRED

Fonte: Elaboração própria

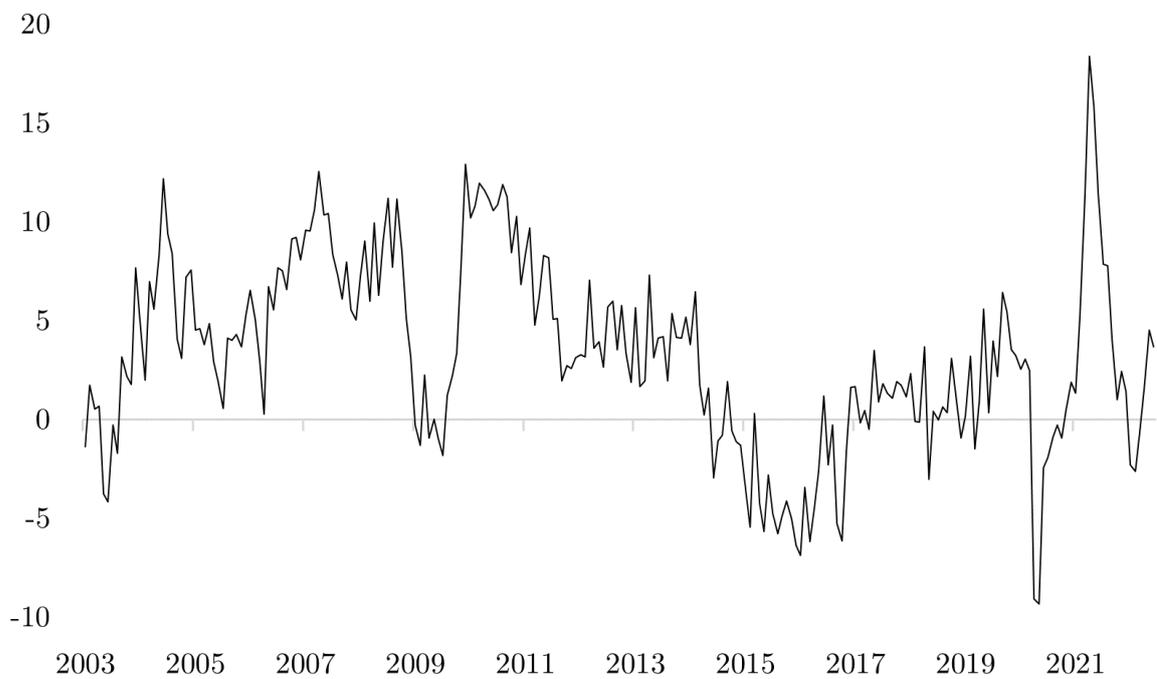


Figura 12 – Hiato do Produto - GAP

Fonte: Elaboração própria

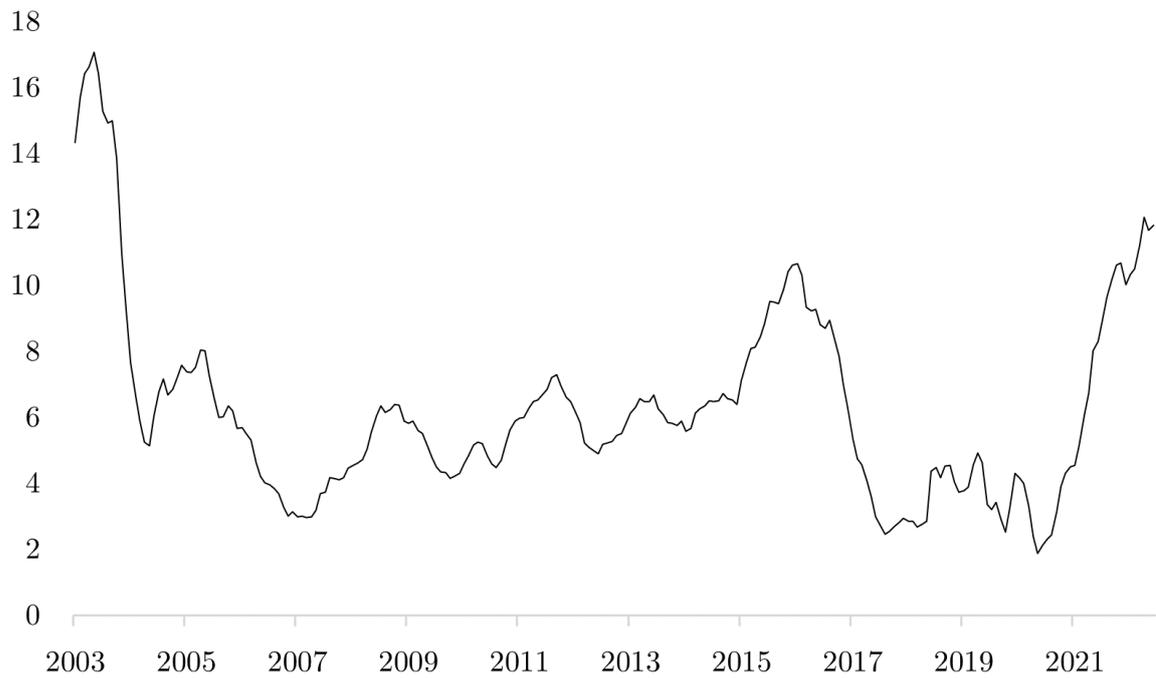


Figura 13 – Expectativa Média de Inflação - acumulada para os próximos doze meses - % a.m. - IPCA

Fonte: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística

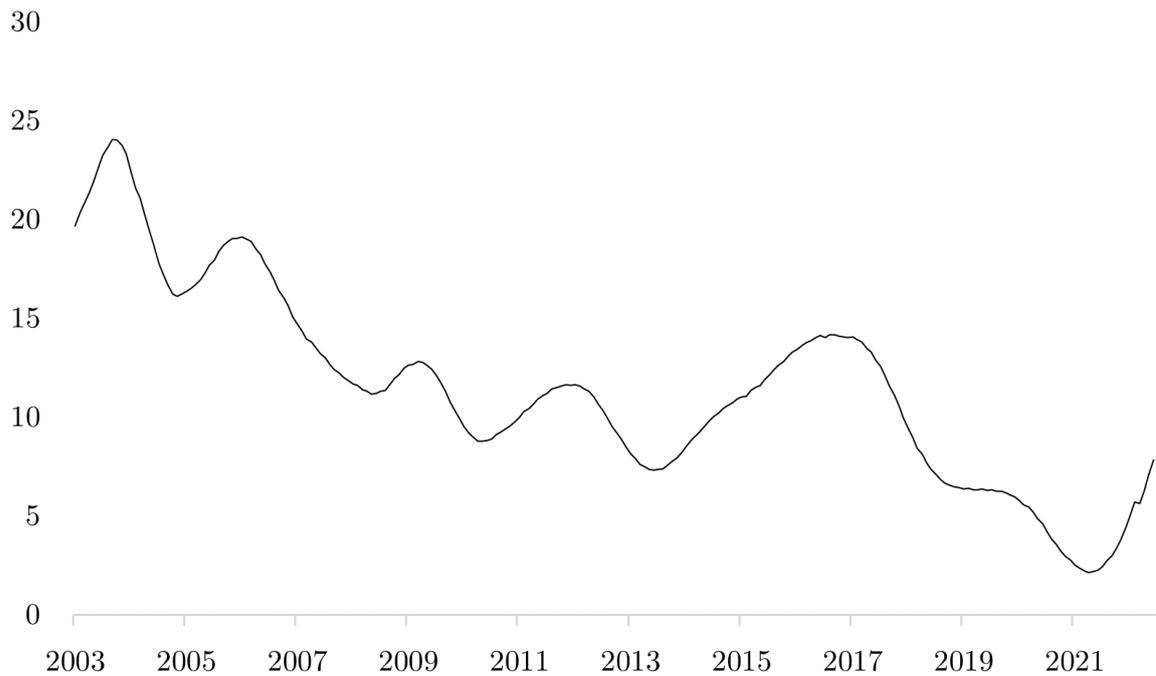


Figura 14 – Taxa de juros - Over/Selic - acumulada em doze meses - % a.m. - SELIC

Fonte: Banco Central do Brasil

Tabela 1 – Estatísticas Descritivas

Variável	Média	D-P	Máximo	Mínimo
EPU	1,67	0,95	6,77	0,22
EMBI	3,13	1,68	13,17	1,46
IIE	1,07	0,17	2,11	0,85
ICC	0,74	0,09	1,01	0,58
CRED	2,76	4,62	33,33	0,12
GAP	3,30	4,74	18,38	-9,33
IPCA	6,23	2,92	17,08	1,87
SELIC	11,45	4,99	24,04	2,14

Fonte: Elaboração própria

ANEXO B – Testes de Robustez

B.1 Choques de Incerteza sobre a Inflação e o Hiato do Produto

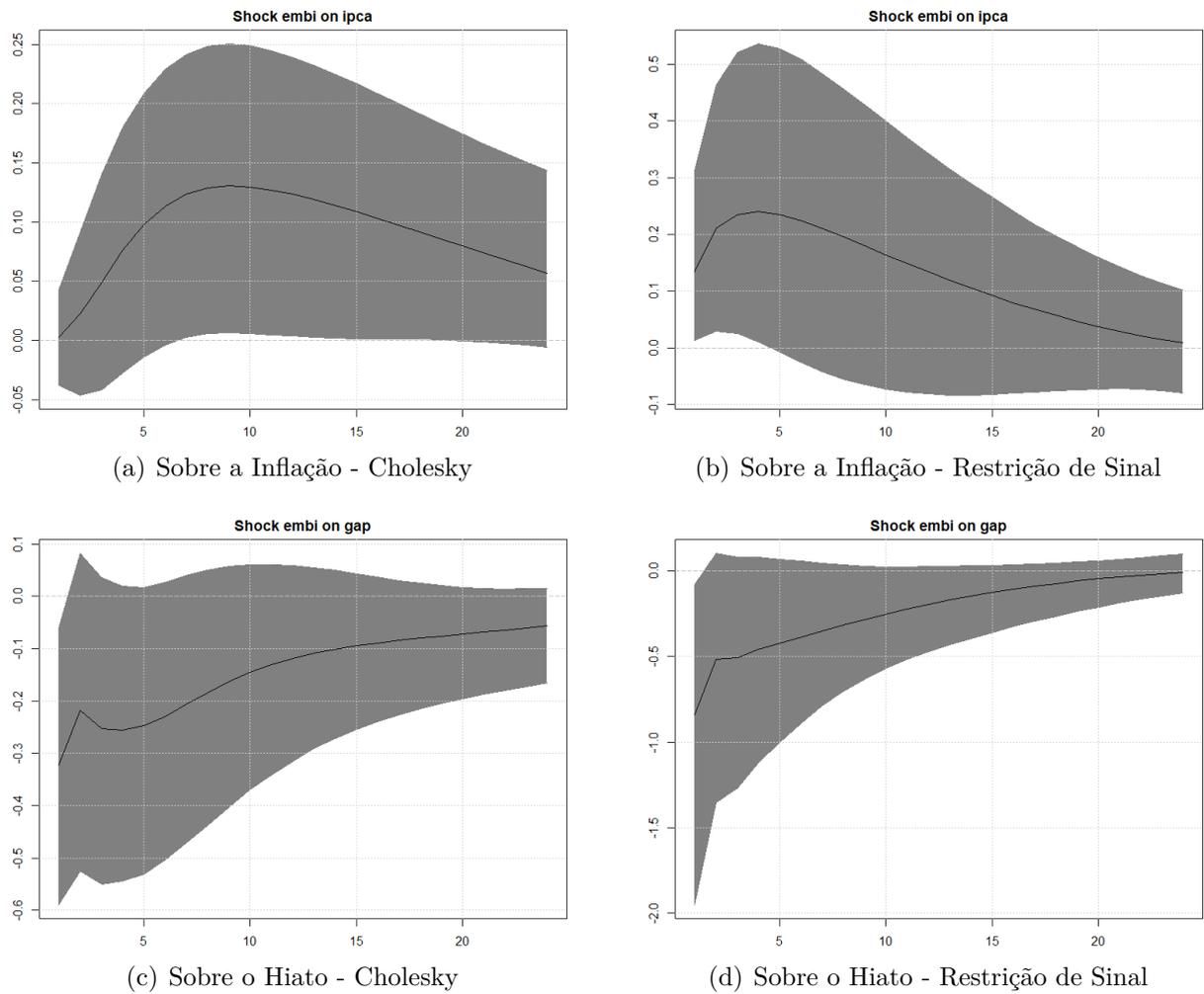
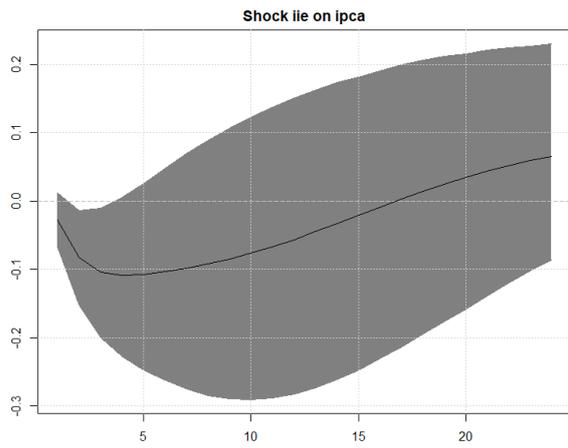
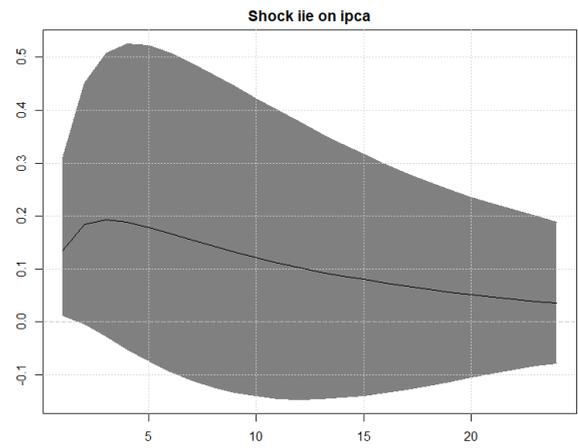


Figura 15 – Choques de Incerteza sobre a Inflação e o Hiato do Produto - Modelo com EMBI+

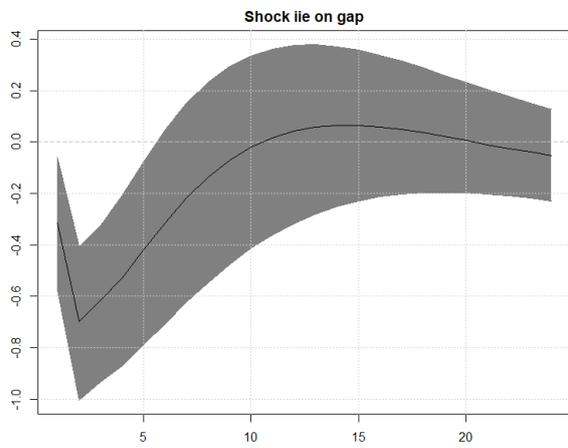
Fonte: Elaboração própria



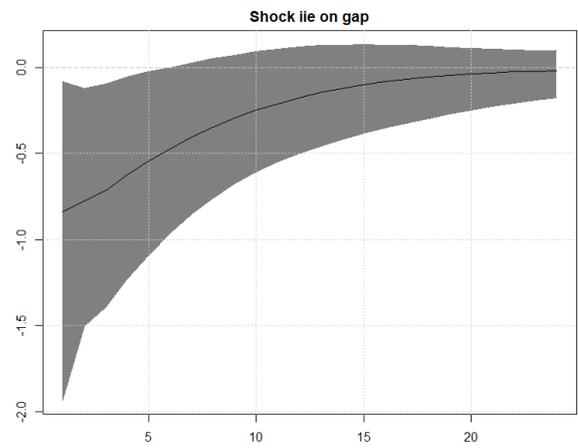
(a) Sobre a Inflação - Cholesky



(b) Sobre a Inflação - Restrição de Sinal



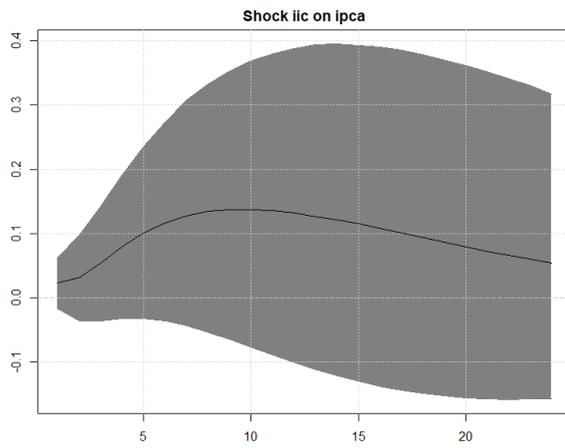
(c) Sobre o Hiato - Cholesky



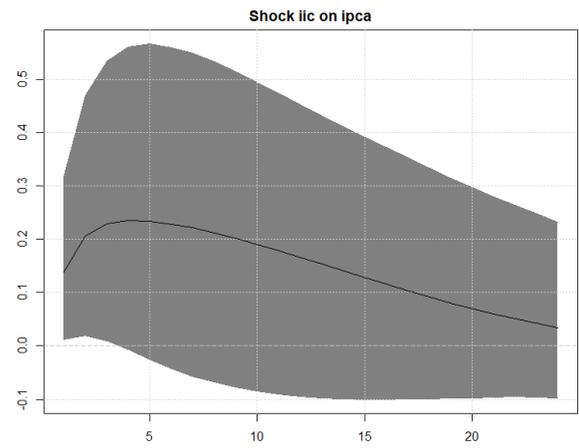
(d) Sobre o Hiato - Restrição de Sinal

Figura 16 – Choques de Incerteza sobre a Inflação e o Hiato do Produto - Modelo com IIE

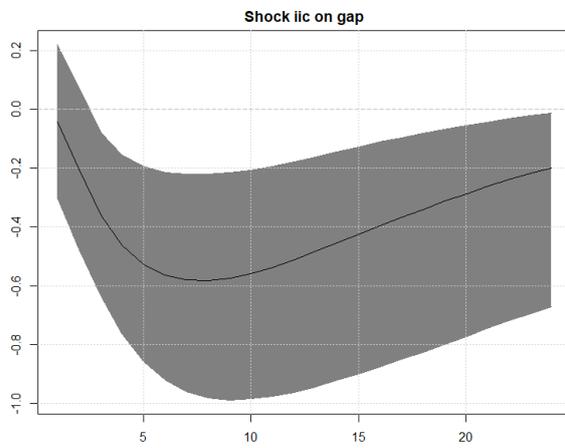
Fonte: Elaboração própria



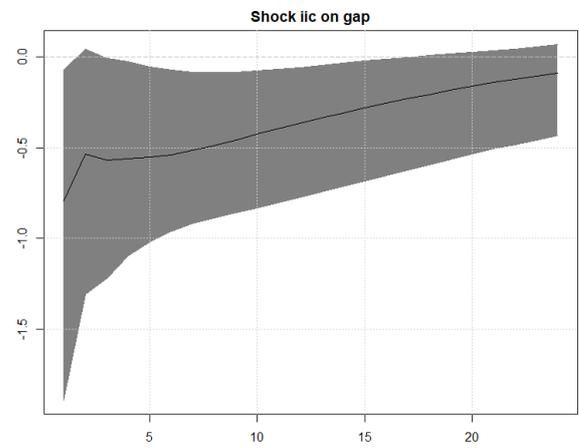
(a) Sobre a Inflação - Cholesky



(b) Sobre a Inflação - Restrição de Sinal



(c) Sobre o Hiato - Cholesky



(d) Sobre o Hiato - Restrição de Sinal

Figura 17 – Choques de Incerteza sobre a Inflação e o Hiato do Produto - Modelo com ICC

Fonte: Elaboração própria

B.2 Choques de Credibilidade sobre a Inflação e o Hiato do Produto

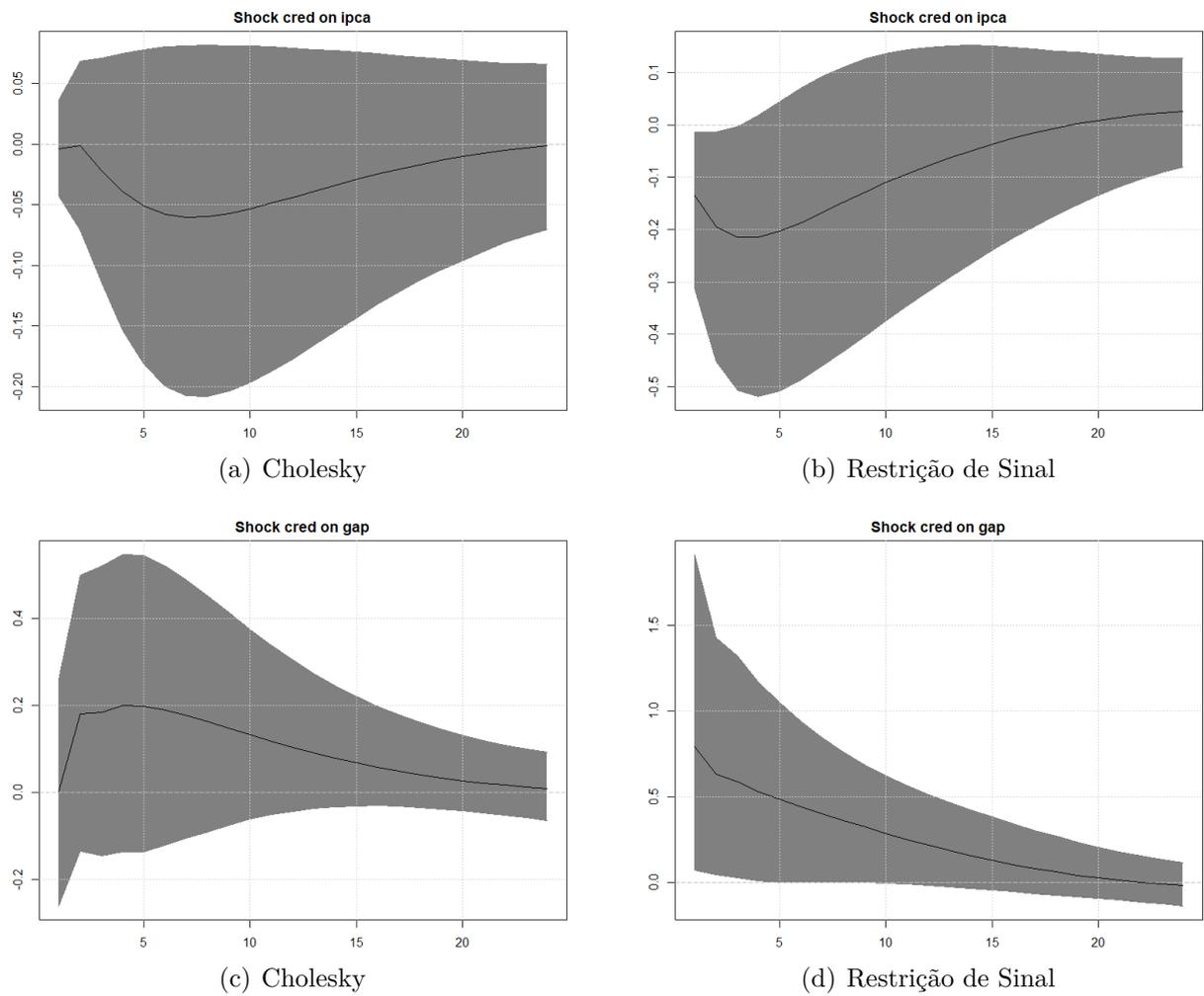
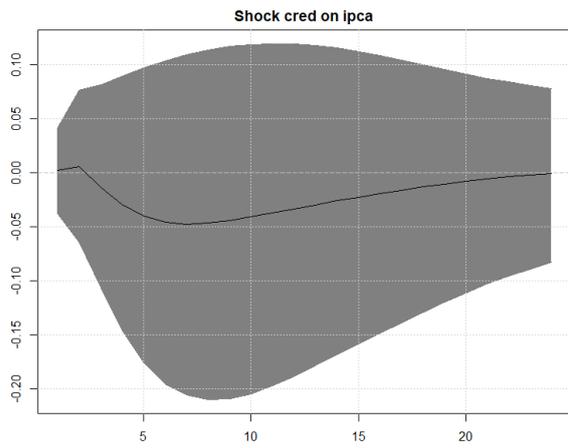
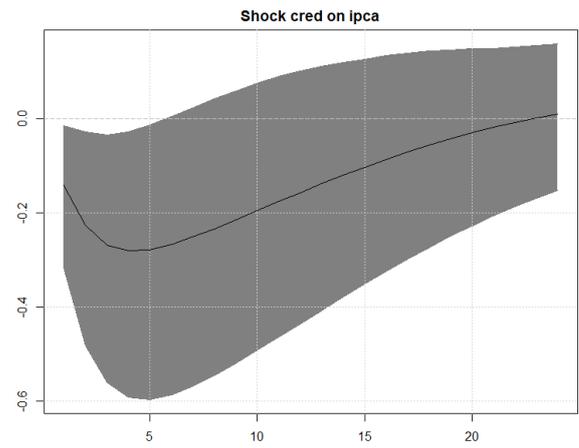


Figura 18 – Choque de Credibilidade sobre a Inflação e o Hiato do Produto - Modelo com EMBI+

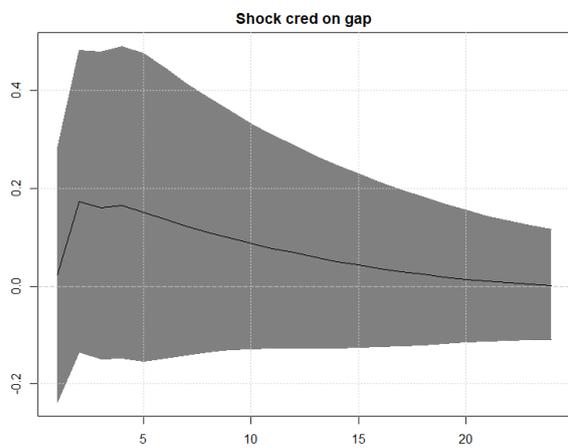
Fonte: Elaboração própria



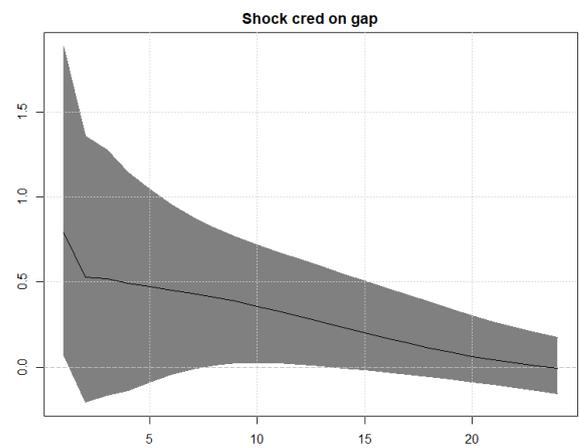
(a) Cholesky



(b) Restrição de Sinal



(c) Cholesky



(d) Restrição de Sinal

Figura 19 – Choque de Credibilidade sobre a Inflação e o Hiato do Produto - Modelo com IIE

Fonte: Elaboração própria

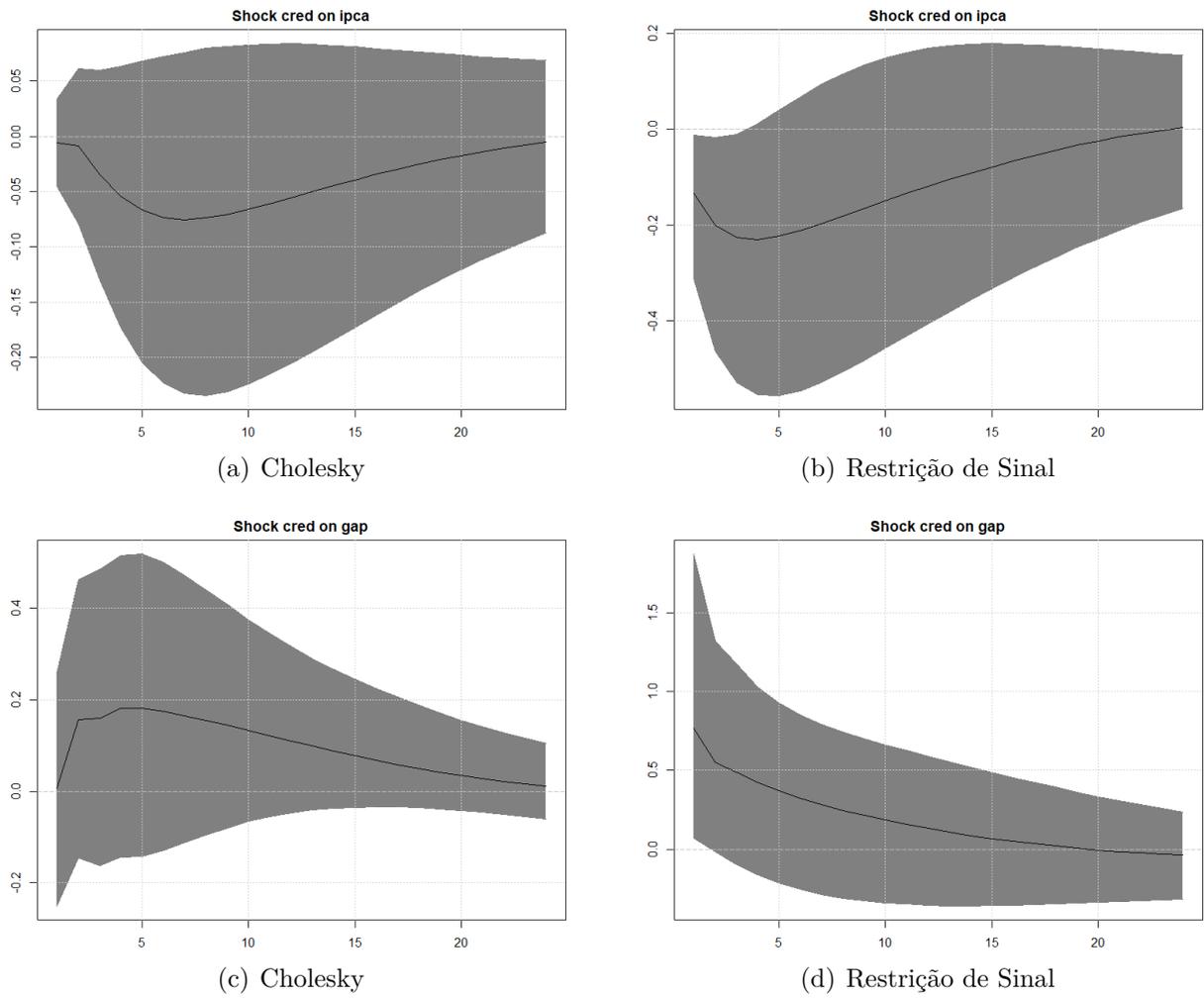


Figura 20 – Choque de Credibilidade sobre a Inflação e o Hiato do Produto - Modelo com ICC

Fonte: Elaboração própria

B.3 Choques na Taxa de Juros sobre a Inflação e o Hiato do Produto

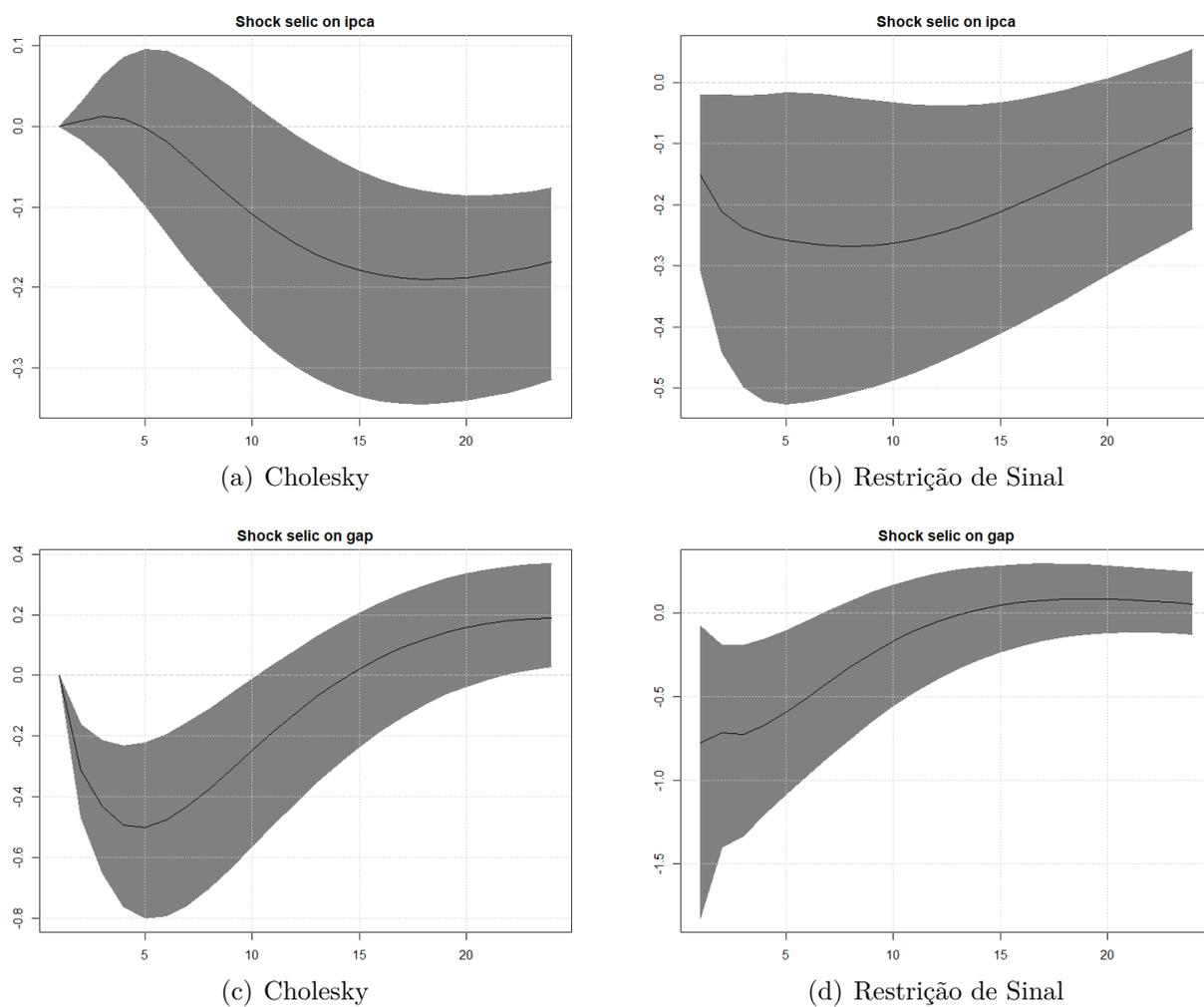
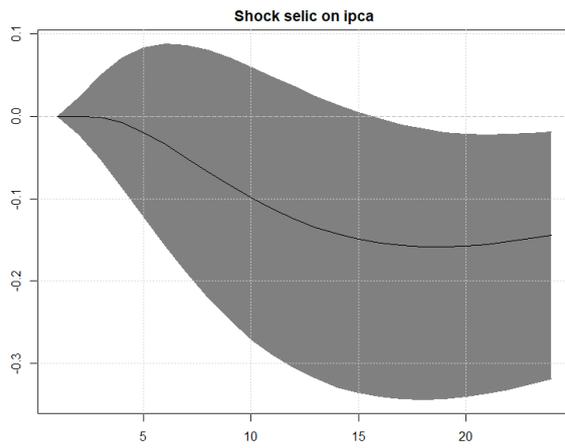
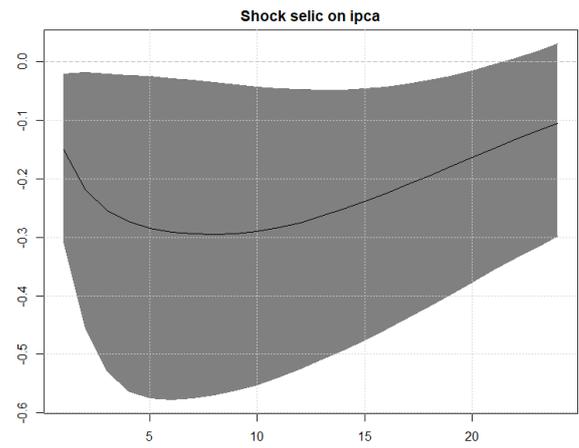


Figura 21 – Choque na Taxa de Juros sobre o Hiato do Produto - Modelo com EMBI+

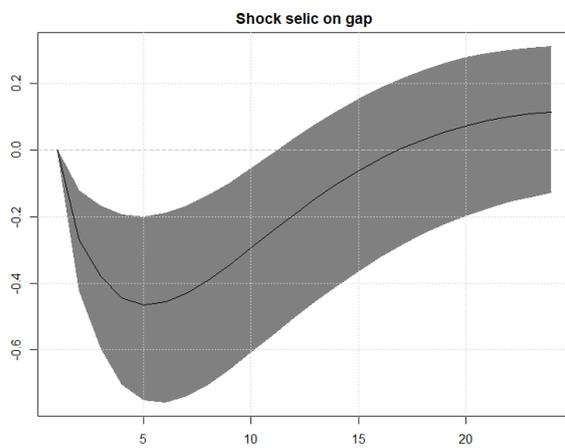
Fonte: Elaboração própria



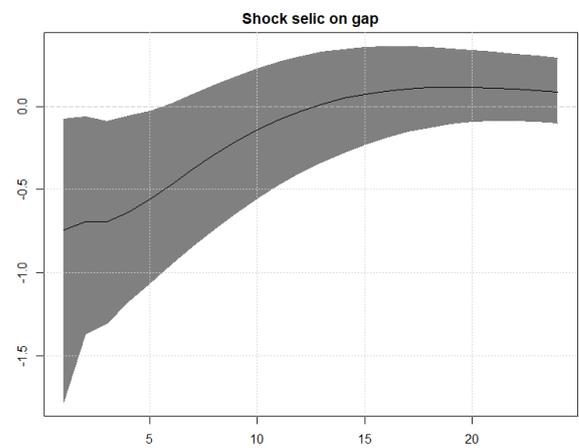
(a) Cholesky



(b) Restrição de Sinal



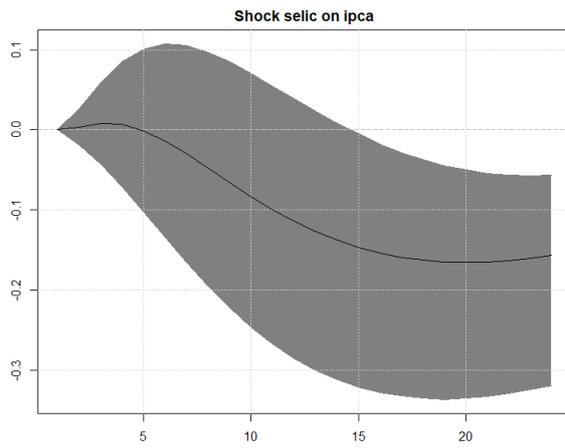
(c) Cholesky



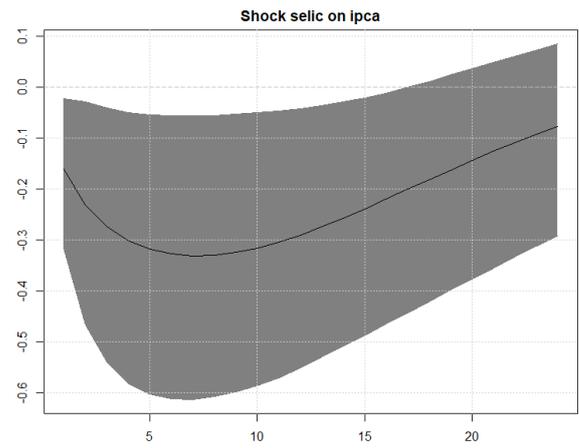
(d) Restrição de Sinal

Figura 22 – Choque na Taxa de Juros sobre o Hiato do Produto - Modelo com IIE

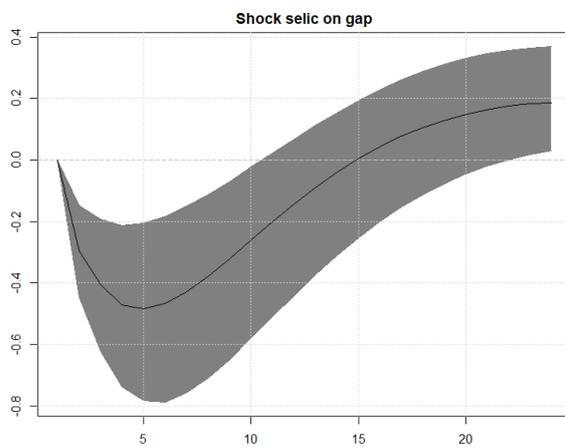
Fonte: Elaboração própria



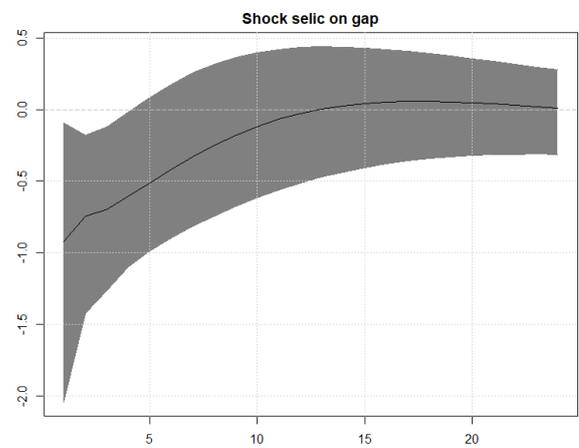
(a) Cholesky



(b) Restrição de Sinal



(c) Cholesky



(d) Restrição de Sinal

Figura 23 – Choque na Taxa de Juros sobre o Hiato do Produto - Modelo com ICC

Fonte: Elaboração própria

B.4 Choques na Incerteza sobre a Credibilidade

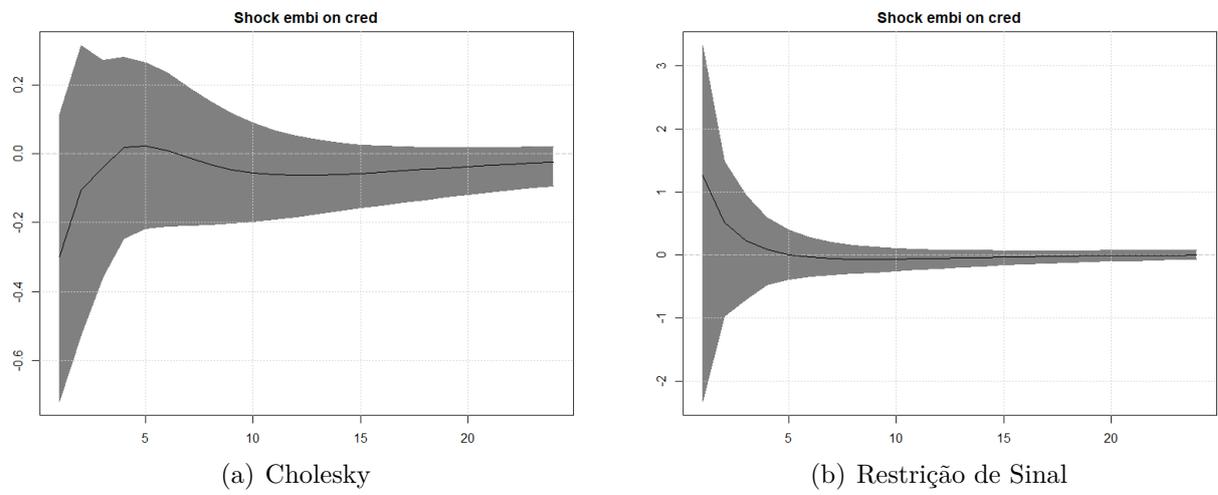


Figura 24 – Choque de Incerteza sobre a Credibilidade - Modelo com EMBI+

Fonte: Elaboração própria

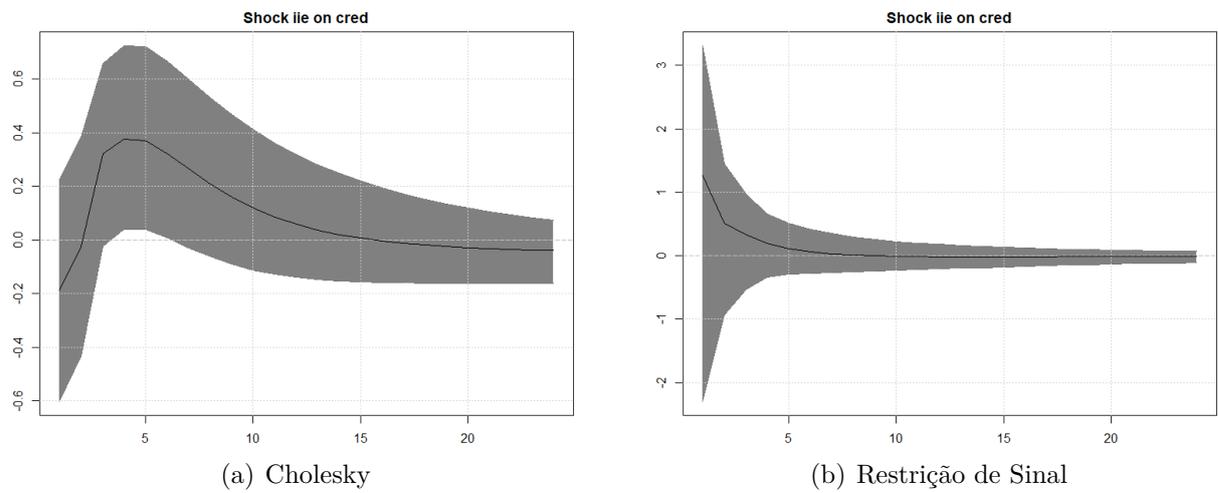


Figura 25 – Choque de Incerteza sobre a Credibilidade - Modelo com IIE

Fonte: Elaboração própria

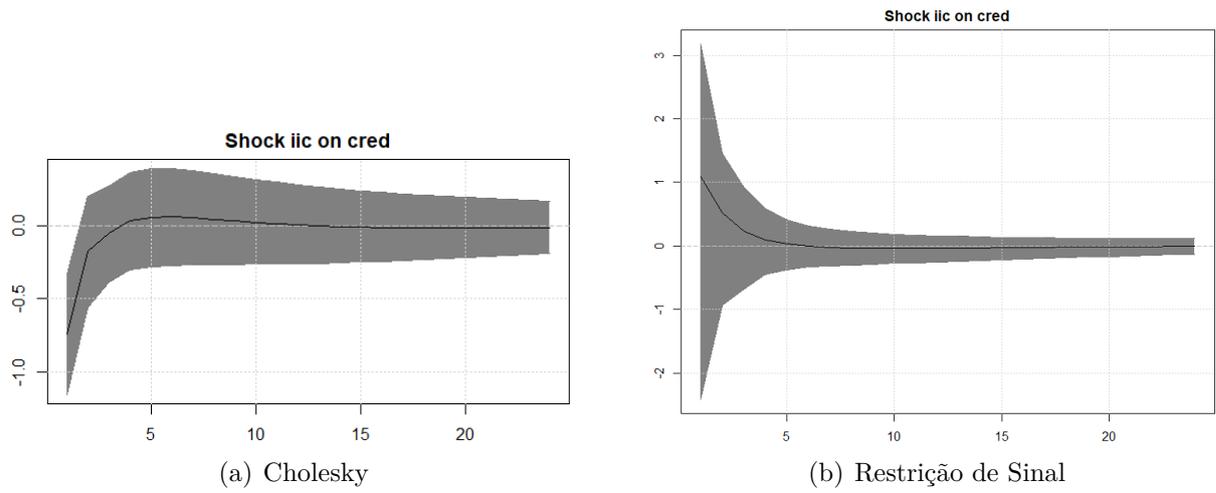


Figura 26 – Choque de Incerteza sobre a Credibilidade

Fonte: Elaboração própria

B.5 Choques na Credibilidade sobre a Incerteza

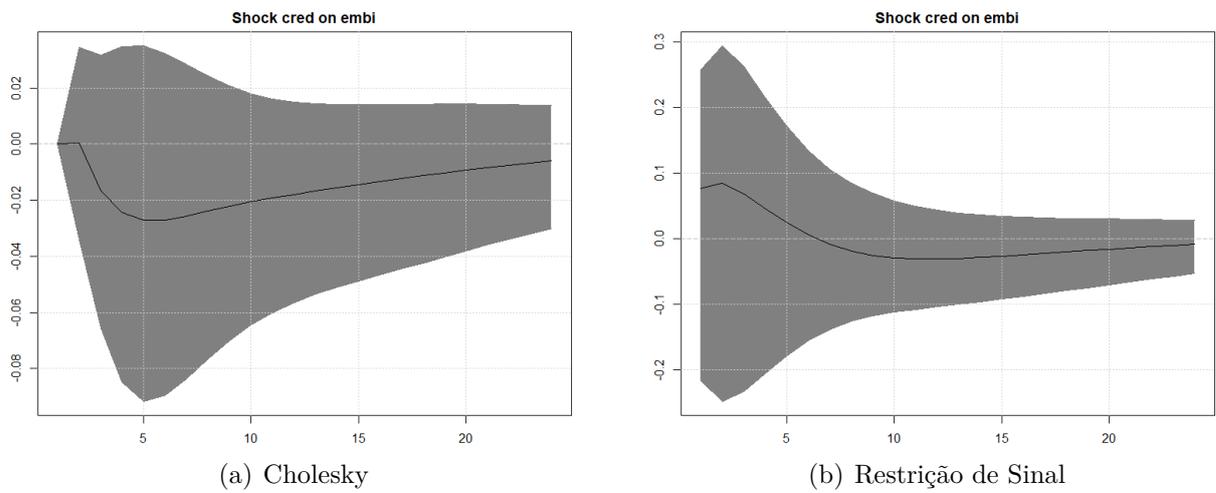
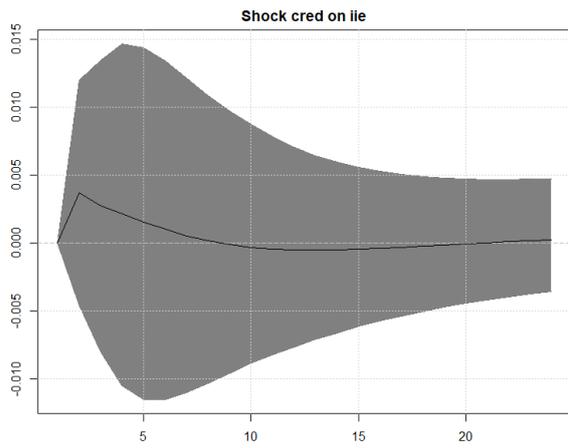
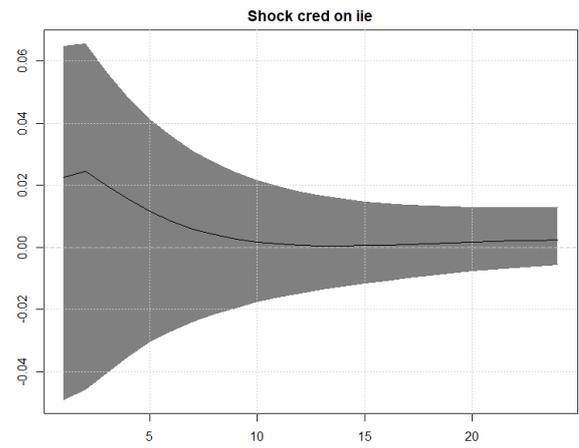


Figura 27 – Choque de Credibilidade sobre a Incerteza - Modelo com EMBI+

Fonte: Elaboração própria



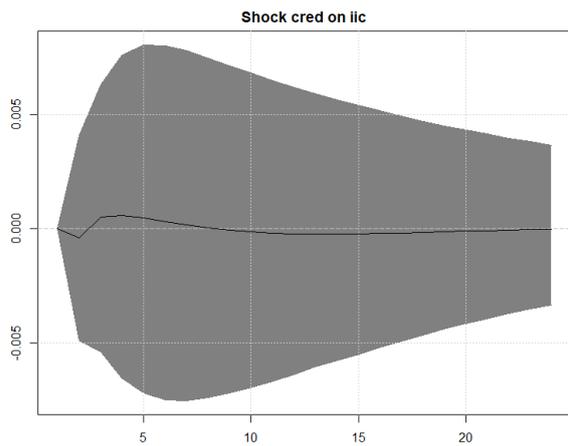
(a) Cholesky



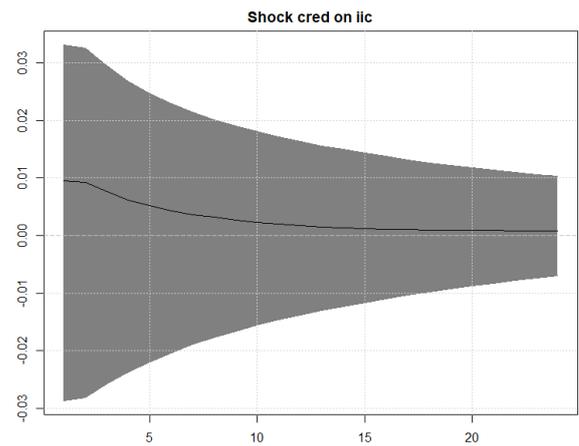
(b) Restrição de Sinal

Figura 28 – Choque de Credibilidade sobre a Incerteza - Modelo com IIE

Fonte: Elaboração própria



(a) Cholesky



(b) Restrição de Sinal

Figura 29 – Choque de Credibilidade sobre a Incerteza - Modelo com ICC

Fonte: Elaboração própria