

IBMEC
CIÊNCIAS ECONÔMICAS

GUSTAVO PEIXOTO MENEZES

CICLOS ECONÔMICOS: UMA ANÁLISE COM VETORES AUTOREGRESSIVOS

BELO HORIZONTE

2025

Gustavo Peixoto Menezes

CICLOS ECONÔMICOS: UMA ANÁLISE COM VETORES AUTOREGRESSIVOS

Trabalho de Conclusão de Curso (TCC)
apresentada ao programa de Graduação
da Faculdade IBMEC de Minas Gerais
como requisito para conclusão do curso
de graduação em Ciências Econômicas.

Orientador: Luiz Carlos Day Gama

BELO HORIZONTE

2025

*Dedico este trabalho à minha família,
que prestou apoio incondicional na minha jornada de vida*

AGRADECIMENTOS

Agradeço, primariamente, à minha família, que não poupou esforços para assegurar um ambiente fértil para o meu aprendizado desde o início da vida.

À minha namorada e aos meus amigos, dentro e fora da faculdade, que tornaram os últimos quatro anos de jornada muito mais proveitosos e felizes, também expresso minha gratidão.

Agradeço, igualmente, aos docentes da faculdade, que me lapidaram com os diversos ensinamentos, insumos e lições. Em particular, presto agradecimentos ao meu orientador, Luiz, pelo voto de confiança ao não desistir de mim após meu “tombo” em Álgebra Linear (num semestre de muito aprendizado sobre dedicação aos estudos...) e encorajar minha evolução em muitos aspectos ao longo dos cinco semestres seguintes.

Para todos os citados, espero que este trabalho seja digno de todas as contribuições – acadêmicas e não-acadêmicas – que eu recebi desde que entrei na faculdade.

RESUMO

Este trabalho analisa os ciclos econômicos no Brasil por meio de diversas especificações de vetores autoregressivos (VAR), com base em um *gap model* Novo-Keynesiano de três equações utilizando dados trimestrais entre o 4T2001 e o 4T2024. Os resultados apontam para respostas mais acuradas com o VAR bayesiano exógeno em contraste com especificações mais tradicionais, além de evidenciar que (i) a função de reação da política monetária brasileira é mais sensível às variações do hiato do produto do que ao hiato da inflação; (ii) a autoridade monetária é mais *rules-based* em períodos coincidentes com sua independência política e/ou inflação ancorada; (iii) o “*price puzzle*” notado por Sims (1992) existe, também, na economia brasileira; (iv) a recessão de 2015-16 é melhor explicada por uma narrativa *supply-side*, enquanto a recessão de 2020 é melhor explicada por uma narrativa *demand-side*.

Palavras-chave: VAR, SVAR, BVAR, macroeconometria, macroeconomia, econometria, séries temporais

ABSTRACT

This paper analyzes the phenomena of business cycles in Brazil under the lens of several VAR specifications, using the theoretical setup of a three-equation New-Keynesian gap model for data spanning the period between Q4 2001 and Q4 2024. Results point to more accurate responses from an exogenous Bayesian VAR in contrast with more traditional specifications, besides evidencing that (i) the monetary policy reaction function is more sensitive to the output gap than to the inflation gap; (ii) the monetary authority is more rules-based amid periods coincident with anchored inflation and/or political independency; (iii) the price puzzle from Sims (1992) is, too, pervasive in the Brazilian economy; (iv) the 2015-16 recession is best explained by a supply-side narrative, whereas the 2020 recession is best explained by a demand-side narrative.

Keywords: VAR, SVAR, BVAR, macroeconometrics, macroeconomics, econometrics, time-series

LISTA DE GRÁFICOS

GRÁFICO 1 – Hiato das variáveis utilizadas	21
GRÁFICO 2 – Representação da convergência de uma estimação por MCMC	25
GRÁFICO 3 – FIRs para o VAR reduzido	28
GRÁFICO 4 – FEVD para o VAR reduzido	29
GRÁFICO 5 – FIRs para o VAR estrutural	30
GRÁFICO 6 – FEVD para o VAR estrutural	30
GRÁFICO 7 – Ajuste de precisão para o BVAR com restrições de zeros	31
GRÁFICO 8 – FIRs para o BVAR com restrições de zeros	32
GRÁFICO 9 – FEVD para o BVAR com restrições de zeros	33
GRÁFICO 10 – HD para o BVAR com restrições de zeros	34
GRÁFICO 11 – Ajuste de precisão para o BVARX com restrições de zeros	35
GRÁFICO 12 – FIRs para o BVARX com restrições de zeros	36
GRÁFICO 13 – FEVD para o BVARX com restrições de zeros	37
GRÁFICO 14 – HD para o BVARX com restrições de zeros	38
GRÁFICO 15 – Diagnóstico da matriz estrutural para o BVARX com restrições de zeros	40
GRÁFICO 16 – Ajustes de precisão para o BVARX com restrições de sinal	42
GRÁFICO 17 – FIRs para o BVARX com restrições de sinal	43
GRÁFICOS 18 E 19 – Estimação dos choques estruturais para o BVARX com restrições de sinal	44
GRÁFICOS 20, 21, 22 E 23 – FEVD para o BVARX com restrições de sinal	47
GRÁFICO 24 – Superfície dos critérios de informação para o VAR	52
GRÁFICOS 25 E 26 – Convergência para o BVAR com restrições de zeros	53
GRÁFICOS 27 E 28 – Convergência para o BVARX com restrições de zeros	55
GRÁFICO 29 – Convergência para o BVAR com restrições de sinal	57

LISTA DE QUADROS

QUADRO 1 – Construção das variáveis utilizadas no trabalho	20
--	----

LISTA DE TABELAS

TABELA 1 – Resumo dos momentos-chave para as variáveis	21
TABELA 2 – Testes de heterocedasticidade (Breusch-Pagan)	51
TABELA 3 – Testes de normalidade (Jarque-Bera)	51
TABELA 4 – Testes de raiz unitária (Dickey-Fuller Ampliado) para 5 defasagens	51
TABELA 5 – Testes de Causalidade de Granger	52

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO	10
2. REVISÃO DE LITERATURA	11
2.1. Ciclos Econômicos	11
2.2. Introdução aos modelos VAR	12
2.3. Revisão do VAR Estrutural	13
2.4. Revisão dos Métodos Frequentistas de Estimação	14
2.5. Revisão do VAR Bayesiano	15
2.6. Revisão dos Métodos Bayesianos de Estimação	17
2.7. Aplicações no Caso Brasileiro	17
3. METODOLOGIA	18
3.1. Descrição dos Dados	18
3.2. Esquematização dos Modelos Utilizados	23
4. RESULTADOS	27
4.1. VAR Reduzido	28
4.2. VAR Estrutural	30
4.3. BVAR com Zeros	31
4.4. BVAR Exógeno com Zeros	34
4.5. BVAR Exógeno com Sinais	41
5. CONCLUSÕES	49
6. APÊNDICE	51
7. REFERÊNCIAS	58

1. INTRODUÇÃO

Como analisar o impacto de eventos específicos no ambiente macroeconômico? A compreensão dos efeitos de choques macroeconômicos sobre variáveis agregadas como produto, inflação e taxa de juros é uma questão central na formulação e avaliação de políticas econômicas. Em um ambiente caracterizado por incertezas e frequentes oscilações – como crises financeiras, mudanças abruptas na política monetária ou choques externos – torna-se essencial entender como esses eventos afetam o comportamento da economia. Essa tarefa, no entanto, está longe de ser trivial, envolvendo desafios metodológicos importantes relacionados à identificação dos choques, à modelagem das séries temporais e à escolha do horizonte de análise. Tais dificuldades impulsionam um vasto campo de pesquisa voltado à construção de ferramentas capazes de medir e interpretar esses efeitos de forma robusta.

A relevância do tema é particularmente acentuada no contexto brasileiro, cuja trajetória recente inclui episódios de choques severos – como a crise de 2015–2016, a pandemia de COVID-19 e os diversos ciclos de aperto e afrouxamento monetário. A análise sistemática dos impactos desses eventos, com o suporte de modelos empíricos bem fundamentados, contribui não apenas para o debate acadêmico, mas também para decisões de política pública e estratégias de agentes econômicos. Nesse sentido, o uso de modelos vetoriais autoregressivos (VARs) emerge como uma abordagem particularmente promissora, dada sua flexibilidade na análise de interações dinâmicas entre variáveis macroeconômicas.

A literatura macroeconômica oferece contribuições relevantes para esse campo, destacando-se os trabalhos seminais de Sims (1980), Doan-Litterman-Sims (1984) e Uhlig (2005), que popularizaram o uso de VARs e introduziram métodos de identificação para além da versão reduzida, como a decomposição de Cholesky e a restrição de sinais. Essas técnicas permitem estimar resultados como as funções impulso-resposta, a decomposição de variância e a decomposição histórica que capturam, de forma interpretável, os efeitos dinâmicos de choques sobre as variáveis macroeconômicas.

Este trabalho tem como objetivo analisar o comportamento dos principais choques macroeconômicos – monetários, de demanda e de oferta – no Brasil, no período compreendido entre o quarto trimestre de 2001 e o quarto trimestre de 2024, por meio da aplicação de VARs reduzidos e estruturais. Para tanto, utiliza-se um arcabouço inspirado no modelo Novo-Keynesiano canônico de três equações, que inclui uma curva IS, uma curva de Phillips e uma regra de Taylor. Para os SVARs e os BVARs, a identificação estrutural dos choques é realizada por meio de duas estratégias complementares: decomposição de Cholesky e restrições de sinal, permitindo contrastar

os resultados e avaliar sua robustez. As séries utilizadas abrangem variáveis como o PIB real, a variação do IPCA e a taxa de juros real ex-ante, obtidas de diversas fontes como o IBGE e o Banco Central.

O trabalho está estruturado da seguinte forma: o Capítulo 2 apresenta a revisão de literatura, com foco nos principais modelos teóricos e empíricos que tratam da identificação de choques macroeconômicos; o Capítulo 3 descreve as bases de dados, os critérios de seleção das variáveis e a metodologia econométrica adotada; o Capítulo 4 expõe e discute os resultados obtidos, com ênfase nas FIRs, FEVDs e HDs quando aplicáveis; o Capítulo 5 oferece a conclusão do estudo, com síntese dos achados e sugestões de continuidade; o Capítulo 6 reúne os testes complementares e análises adicionais no apêndice, e o Capítulo 7 apresenta as referências bibliográficas consultadas ao longo da pesquisa.

2. REVISÃO DE LITERATURA

Este capítulo tem por objetivo sumarizar a literatura em vetores autoregressivos, abordando tanto os trabalhos seminais quanto os considerados “estado da arte” sempre que forem pertinentes. Os tópicos abordam o desenvolvimento progressivo dos modelos e seus estimadores, com uma seção final dedicada para as aplicações no caso brasileiro.

2.1. CICLOS ECONÔMICOS

Sendo um fenômeno recorrente e pervasivo nas economias ao redor do mundo, os ciclos econômicos constituem variações transitórias de atividade econômica ao longo de uma determinada tendência e podem gerar custos relevantes de bem-estar para as firmas, famílias e governos. A importância do estudo dos ciclos ganha relevância ao se compreender que os custos, potencialmente relevantes, ainda são substancialmente incertos conforme estimativas da literatura, que variam desde 0,04% (Lucas, 1987) até 25% (Van Wincoop, 1994) da renda nacional e são altamente dependentes do tratamento dado para as preferências dos agentes na economia.

Revisitando os fatos estilizados dos ciclos econômicos, conforme Uribe & Schmitt-Grohé (2017), compreende-se adicionalmente que estes fenômenos são particularmente importantes em economias emergentes, que são mais voláteis (razão de desvio padrão 2,6x maior), mais persistentes (autocorrelação anual de 0,87 vs. 0,76) e contam com governos menos anti-cíclicos (correlação entre g e y de -0,08 vs. -0,39) quando

comparados com as economias avançadas. Depreende-se, assim, que o estudo destes fenômenos é pertinente no caso brasileiro por conta dos maiores ganhos de eficiência que podem ser proporcionados ao otimizar as respostas das autoridades fiscal e monetária, podendo inclusive gerar benefícios de segunda ordem¹ para assuntos do interesse de cientistas sociais e empresas, como a estabilidade política ou o risco de falência de negócios que surgem do impacto proporcionado, por exemplo, por quebras de safra, guerras ou pandemias – algumas surpresas que têm tido impacto econômico relevante nos últimos anos.

Neste sentido, o ramo da Macroeconomia busca situar a causa, consequência e ocasionalmente solução destas surpresas – denominadas choques exógenos – por meio de narrativas desde, pelo menos, a “Teoria Geral do Emprego e Moeda” (Keynes, 1936) que popularizou analogias simples com o histórico de eventos passados, ou mesmo de identidades contábeis.

Porém, como foi posteriormente demonstrado em “*Econometric policy evaluation: A critique*” (Lucas, 1976), um sistema econômico qualquer é populado por agentes auto-interessados que se sujeitam a alterações de comportamento conforme as condições econômicas mudam. As implicações dessa provocação sugerem que um ferramental que não se dedica a analisar as relações econômicas passadas num contexto de simultaneidade não é robusto para analisar eventos futuros, como foi visto na tentativa de ajustes da política monetária americana durante a mesma década de publicação do artigo. Ainda em período similar, Granger (1969) apresentou meios quantitativos para a identificação de causalidade entre múltiplas séries temporais, impondo mais rigor na fronteira da análise de ciclos econômicos.

Com os trabalhos de Lucas e Granger sendo elaborados subsequentemente por Kydland & Prescott (1982) e Sims (1980) que implementaram, respectivamente, os modelos de Ciclos Reais de Negócios (RBC) e Vetor Autoregressivo (VAR), instaurou-se uma revolução metodológica no campo da Macroeconomia, ainda em curso atualmente com os modelos Dinâmicos Estocásticos de Equilíbrio Geral (DSGE), que permitiu à área um ganho gradual na capacidade de fundamentação das histórias sobre as causas e consequências de choques econômicos.

2.2. INTRODUÇÃO AOS MODELOS VAR

¹ Em Economia, entendem-se como “segunda ordem” os efeitos indiretos que ocorrem em sucessão ao impacto inicial de um choque. Mais especificamente, pode-se pensar que uma economia mais instável torna a população mais radicalizada, especialmente dadas as consequências no desemprego.

Sendo alvo geral deste trabalho, os modelos de Vetor Autoregressivo (VAR) foram os primeiros a serem utilizados em larga escala para oferecer uma noção de causalidade, dimensão e horizonte para um impulso e resposta genéricos gerados por um sistema de equações simultâneas (de maneira mais prática, pode-se pensar em um sistema com juros e inflação: qual resposta vem primeiro, qual seu tamanho e por quanto tempo ela dura?) e, mesmo na atualidade, são úteis como ferramentas auxiliares a modelos mais complexos, como praticado em Uribe & Schmitt-Grohé (2017) que se valem dos modelos VAR para validação externa das respostas encontradas no modelo DSGE ao longo dos capítulos do livro, ainda que de maneira mais estruturada.

Neste contexto, entende-se por “estrutura” a capacidade de embutir e extrair significado econômico por trás dos modelos utilizados. Apesar de tais modelos serem geralmente construídos com base em teorias econômicas previamente estudadas, a estimação não necessariamente utiliza uma identificação coerente com tais teorias. Por exemplo, o VAR reduzido originalmente conceituado por Sims é capaz de apresentar conceitos importantes como a causalidade de Granger, mas limita-se a expressar a evolução das variáveis no sistema como função da defasagem das mesmas, sem abranger o caso particular onde variáveis podem se impactar no mesmo período temporal de análise, situação conhecida como contemporaneidade. Neste sentido, particularmente com o uso de frequências trimestrais que é comum na literatura macroeconômica, a instrumentação de um VAR reduzido pode acarretar na contaminação de resultados que, apesar de estatisticamente coerentes, não carregam utilidade para a análise de conjuntura, particularmente na presença de fatos que ocorrem simultaneamente nas séries temporais mas que seguem uma ordem pré-estabelecida pela teoria econômica.

2.3. REVISÃO DO VAR ESTRUTURAL

Ao se entrar na seara de modelos estruturais, são implementadas restrições na identificação de choques que foram originalmente elaboradas por Blanchard & Quah (1989) no denominado VAR estrutural (SVAR). Inicialmente, as restrições de identificação se preocuparam somente com a ordem de endogeneidade das variáveis macroeconômicas utilizadas na análise; isto é, conforme a capacidade de resposta de cada variável a um choque no mesmo período. Por exemplo, seguindo a tradição de uma política monetária baseada em regras (TAYLOR, J. B., 1993), supõe-se que a autoridade monetária somente altera sua taxa de juros – a variável utilizada num modelo – num determinado período após obter o conjunto informacional completo das demais variáveis na economia. Assim, parte-se do pressuposto de que a política monetária é

completamente endógena, sem poder reagir imediatamente a um choque simultâneo no resto do sistema.

Em que pese a implementação da estrutura acima – denominada restrição de zeros – ainda é possível encontrar situações onde a identificação imposta ainda conflita com os preceitos da teoria econômica utilizada, por conta de diversas causas que variam desde um erro de mensuração nas séries temporais utilizadas até um horizonte insuficientemente grande para a análise. Tais problemas não são necessariamente solucionáveis do ponto de vista do pesquisador, particularmente na existência de séries temporais que são fornecidas já originalmente suavizadas, ou no contexto de economias emergentes que contam com poucas observações regidas sob instituições econômicas ortodoxas, tal como é o caso do Brasil que só fora implementar o regime de metas de inflação em 1999, ainda enfrentando instabilidade em seus primeiros anos de implementação (Goldfajn et al., 2003). Tipicamente, os problemas são encontrados nos sinais “incorretos” das funções impulso-resposta manifestadas pela estimação do modelo: onde espera-se um impacto negativo, enxerga-se um impacto positivo, e vice-versa. Asseverando-se de que os resultados contraintuitivos não constituem um artefato de má-especificação na teoria que fundamenta o modelo utilizado, mas sim como um fruto de limitações empíricas que não são corrigíveis pelo pesquisador, é possível implementar o VAR estrutural com restrição de sinais (conjuntamente com as restrições de zeros), conforme originalmente proposto por Uhlig (2005). Nesta abordagem, o estimador do modelo descarta quaisquer iterações de impulso-resposta que violam os sinais impostos pelo pesquisador, forçando o modelo a apresentar os padrões desejados pelo pesquisador.

Em tempo, salienta-se que a aplicação destas restrições é aceitável pois a principal utilidade dos modelos da família VAR é de dimensionar relações históricas e projetá-las tendo em mente um arcabouço teórico pré-estabelecido. Assim, é vital valer-se de evidências auxiliares para apoiar a implementação do método de identificação utilizado bem como o tipo de estimador a ser escolhido, tópicos que são abordados em Amisano & Giannini (1997) e Lütkepohl (2005, seção 2.3.2).

2.4. REVISÃO DOS MÉTODOS FREQUENTISTAS DE ESTIMAÇÃO

Feita a revisão de evidências, e após a escolha do modelo e identificação apropriados, ainda existem divergências a serem exploradas no tópico de estimação do modelo. Por tradição, os parâmetros dos modelos VAR originalmente conceituados são estimados com base no princípio da máxima verossimilhança (MV), que além de amplamente utilizado em demais modelos econométricos como no pacote *svars* (Lange

et al., 2021), oferece soluções relativamente rápidas e computacionalmente baratas, propriedades que são atrativas para a estimação de modelos de maior porte.

Dito isso, a estimação por máxima verossimilhança é potencialmente problemática nos contextos usualmente aplicados na Macroeconomia. Conforme abordado em Tsay (2010, pp. 352), a propriedade de estacionariedade fraca nas variáveis endógenas utilizadas pelo VAR é extremamente desejável na estimação por MV para garantir sub-unitariedade nos coeficientes da matriz autoregressiva, de tal forma que a dependência temporal das variáveis em respeito aos choques seja significativa. Por consequência, um dos passos no procedimento tradicional de um VAR é verificar a presença (ou não) de estacionariedade nas variáveis empregadas, efetuando diferenciação no caso de vestígios de raiz unitária.

Porém, como explorado por Cochrane (1991), a aplicação dos testes de raiz unitária em pequenas amostras – situação típica na macroeconomia de países emergentes – é problemática por conta do baixo poder estatístico. Assim, é possível que séries temporais teoricamente estacionárias não se apresentem de tal forma no contexto amostrado. Tanto a efetuação de uma diferenciação quanto a aplicação da série não-diferenciada nestes casos, sujeitos a estimação por MV, introduziriam claro viés nos resultados, tornando a análise pouco confiável.

Adicionalmente, outro desafio na estimação por MV de modelos VAR aplicados para relações macroeconômicas mais complexas decorre da sobreparametrização. Considerando o modelo tradicional:

$$Y_t = B_1 Y_{t-1} + B_2 Y_{t-2} + \dots + B_m Y_{t-m} + DZ_t + \epsilon_t \quad (2.4.1)$$

Onde expressamos Y como um vetor de n variáveis endógenas, dependentes em m lags e sujeitas a um vetor Z com d *dummies*, encontramos que o número de parâmetros a serem estimados segue uma complexidade de $mn^2 + d$. Assim, num exemplo de seis variáveis dependentes em cinco lags na ausência de *dummies* encontra um total de 150 parâmetros a serem estimados. Visto que o método de MV estimaria este sistema encontrando 150 valores, conjuntamente, que maximizam a verossimilhança do *fit* entre a estimação e os dados fornecidos, é compreensível pensar nos riscos de *overfitting* dos parâmetros contando com, por exemplo, 100 observações temporais, que correspondem aproximadamente ao número de trimestres entre a data de redação deste trabalho e o início do regime de metas de inflação brasileiro: apesar de executável, o modelo se torna frágil a perturbações causadas por ruídos nas séries temporais.

2.5. REVISÃO DO VAR BAYESIANO

Como alternativa aos problemas apontados, denota-se em “*Forecasting and Conditional Projection Using Realistic Prior Distributions*” (DOAN T., LITTERMAN, R., SIMS, C.A., 1984) a primeira operacionalização do VAR Bayesiano (BVAR) que, conforme o nome sugere, contrapõe os métodos frequentistas de estimação aos métodos bayesianos. Mais especificamente, a estimação de um BVAR possibilita a definição de uma distribuição probabilística *priori* (ou *prior*), escolhida pelo pesquisador, para os possíveis valores de cada parâmetro a ser estimado. Esta distribuição, por sua vez, é regularmente atualizada conforme novas evidências são fornecidas ao estimador, gerando por final a distribuição *posteriori* (ou *posterior*) dos valores, que podem ser sumarizados de maneira análoga – porém não idêntica – ao método frequentista, reportando os valores modais e os intervalos críveis dos parâmetros, providenciando assim uma medida central e outra de massa de probabilidade para fins de dispersão.

Naturalmente, o primeiro obstáculo ao operacionalizar um BVAR advém da escolha das *priors* adequadas. Convenientemente, a literatura de séries temporais consolidou o uso de uma abordagem relativamente simples, denominada *Minnesota prior* após ter sido desenvolvida por economistas do *Federal Reserve Bank of Minneapolis*, capitaneados por Sims (1989). A escolha desta especificação leva em conta três regularidades empíricas no quesito de séries temporais:

- i. Hipótese de *Passeio Aleatório*: A melhor previsão um passo à frente para a maioria das séries econômicas é o valor mais recente da mesma série;
- ii. *Lags* univariados: Defasagens mais recentes da mesma série tendem a conter mais informação preditiva do que defasagens mais antigas;
- iii. *Lags* multivariados: Defasagens da mesma série tendem a conter mais informação preditiva do que defasagens de outras séries

Adicionalmente, a densidade da *prior* é também central para a acurácia da inferência quando ela é praticada sob amostras pequenas. Tipicamente, trabalha-se com distribuições normais ao definir os parâmetros da *prior* de Minnesota, preferencialmente com um desvio padrão grande, refletindo o que é apelidado de *prior* não-informativa, sendo este grau de “opinião” moldável pelo pesquisador e sujeito ao contexto específico no qual o estudo se situa. Expressando o conceito de maneira diferente, uma *prior* com alta variância é mais maleável para cada atualização de dados do que uma com baixa variância. No limite, uma distribuição uniforme – que reflete a completa ausência de “opiniões” imputadas – faz com que a inferência bayesiana traga resultados análogos ao que se encontraria numa inferência frequentista. Do outro lado, a inferência bayesiana preserva as propriedades assintóticas que são encontradas na tradição frequentista, conforme explorado por Smith (2021) via demonstração do Teorema de Doob.

Assim, numa situação onde o pesquisador possui ausência completa de embasamento prévio sobre o comportamento das séries estudadas, ou na presença de

uma amostragem expressivamente maior do que o número de parâmetros estimados, é preferível que se utilize as abordagens frequentistas, haja vista o custo computacional substancialmente maior das metodologias bayesianas.

2.6. REVISÃO DOS MÉTODOS BAYESIANOS DE ESTIMAÇÃO

Finalmente, tendo tais custos em mente, é importante ressaltar que a abordagem bayesiana pode ser estimada por vários métodos. Por tradição na literatura macroeconométrica, e também conforme implementações mais amigáveis ao usuário como o pacote *bsvars* (WOŹNIAK, T., 2024) encontrado no R, é comum se valer do amostrador de Gibbs, que é um caso especial e com soluções mais rápidas do que o algoritmo de Metropolis-Hastings conceituado inicialmente em Metropolis, Rosenbluth, Rosenbluth, Teller & Teller (1953) e que formou o início da classe mais ampla dos algoritmos denominados *Markov-Chain Monte Carlo* (MCMC) hoje em dia.

Conceitualmente, os métodos de MCMC se propõem a resolver problemas computacionalmente complexos por uma abordagem iterativa, onde se cria um encadeamento de amostras que gradativamente se aproximam da solução ótima conforme o número de passos tomados ao longo do problema é incrementado. Porém, é possível que os encadeamentos sofram com “perturbações” geradas por má-especificação das *priors* ou por irregularidades nas séries temporais utilizadas, resultando em viés na estimação dos parâmetros. Assim, é recomendado que os métodos de MCMC sejam aplicados em duas etapas, denominadas *burn-in* e *post-burn-in*, seguido de testes de convergência visuais ou formais, conforme Gelman & Rubin (1992).

2.7. APLICAÇÕES NO CASO BRASILEIRO

Até a data da escrita deste trabalho, modelos destas tradições são utilizados em níveis variados de complexidade no Brasil, sendo praticados tanto por formuladores de políticas públicas, como também em análises econômicas de instituições privadas.

Um exemplo para a implementação de modelos reduzidos é visto na previsão de valores para o saldo da balança comercial (SECEX, 2021), que utiliza as séries temporais de exportações e importações – para valores e *quantum* – além de *proxies* para a atividade doméstica, a atividade global e a taxa de câmbio, refletindo os conceitos

macroeconômicos da curva-J, da demanda doméstica por bens estrangeiros e da demanda estrangeira por bens domésticos.

Outro exemplo, desta vez no ramo dos modelos estruturais estimados por MV, é encontrado em Bertanha & Haddad (2008) que objetivam analisar o impacto regional da política monetária via transbordamentos espaciais, utilizando o SVAR no modelo AB para refletir a imposição de identificações sobre o ordenamento de cada choque na economia, evitando contaminação dos resultados pelos choques contemporâneos.

Também abordando os impactos regionais da política monetária, mas desta vez sob um modelo estrutural bayesiano, nos deparamos com a aplicação encontrada em Serrano & Nakane (2015) que apresenta o método alternativo de estimação como o meio de solucionar a alta dimensionalidade presente num modelo que inclui todas as Unidades Federativas, em conjunto com a pequena amostragem que é um problema usual dos estudos sobre política monetária no Brasil conforme abordado na seção 2.2.

Finalmente, também vemos a aplicação de um BVAR com restrições de sinal em Lima, Maka & Alves (2011), que também apresenta um reforço na identificação baseada em DAGs² para avaliar o impacto dos choques de câmbio e política monetária na atividade econômica, no mercado de juros futuros, na inflação e na oferta de moeda do Brasil entre 1999 e 2008.

3. METODOLOGIA

Neste capítulo, é abordado o arcabouço do objetivo central deste trabalho, que é analisar o impacto de diversos choques econômicos na economia brasileira, buscando comparar as respostas obtidas por diferentes formulações de vetores autoregressivos. Para isso, deve-se discutir tanto os insumos do modelo quanto a instrumentação dos mesmos.

3.1. DESCRIÇÃO DOS DADOS

Por conta da necessidade de séries longas para efetuar um estudo das dinâmicas macroeconômicas no Brasil, que é uma economia emergente marcada por estabilização um tanto recente e cujo processo de coleta de dados passou por diversas alterações

² Um DAG, ou Grafo Acíclico Dirigido, é um método utilizado para mapear, visualmente, as relações causais entre variáveis de um sistema de equações simultâneas. Neste caso, a ideia é embutir restrições de sinal e de covariância nos impulsos-resposta.

metodológicas que limitaram o escopo dos dados (tal como a mudança da PME para a PNAD a partir de 2012 na mensuração do mercado de trabalho), propõe-se coletar um conjunto relativamente enxuto de variáveis que correspondem ao que se demanda para executar o modelo Novo-Keynesiano canônico de três equações, expressas abaixo com a notação aqui utilizada enquanto os detalhes se encontram no Apêndice:

- Regra de Taylor (TAYLOR, J.B., 1993)

$$(r_t - r_{p,t}) = \kappa(y_t - y_{p,t}) + (1 - \kappa)(\pi_t - \pi_t^T) \quad (3.1.1)$$

Onde i_t representa o juro nominal, $\{r_t, r_{p,t}\}$ representam o juro real e o juro real neutro³ respectivamente, $\{y_t, y_{p,t}\}$ representam o produto doméstico e o produto potencial doméstico, respectivamente, $\{\pi_t, \pi_t^T\}$ representam a taxa de inflação e a meta de inflação, respectivamente.

- Curva de Phillips (COSTA Jr., C.J., 2016)

$$(\pi_t - \pi_t^T) = f(\pi_{t+1} - \pi_{t+1}^T) + k \cdot f(y_t - y_{p,t}) \quad (3.1.2)$$

- Curva IS na economia aberta (CLARIDA, R., 2009)

$$(y_t - y_{p,t}) = g(y_t^* - y_{p,t}^*) - g(r_t - r_{p,t}) \quad (3.1.3)$$

Onde $\{y_t^*, y_{p,t}^*\}$ representam o produto estrangeiro e o produto potencial estrangeiro respectivamente.

Utilizando a log-linearização praticada em Uhlig (1999), pode-se expressar as equações como função de seus desvios logarítmicos em relação à meta/potencial/estado estacionário. Assim, nos propomos a formular as variáveis “pi_tilde”, “y_tilde”, “ystar_tilde”, “r_tilde” para $(\pi_t - \pi_t^T)$, $(y_t - y_{p,t})$, $(y_t^* - y_{p,t}^*)$, $(r_t - r_{p,t})$ respectivamente.

Para complementar a análise da restrição de sinais, duas novas séries representando o preço de *commodities* e a concessão de crédito foram incorporadas na base de dados para a última estimação deste trabalho. A construção de todas as variáveis é explicitada abaixo:

Quadro 1 – Construção das variáveis utilizadas no trabalho

³ O juro real neutro representa o patamar da taxa básica de juros ajustada pela inflação (corrente ou, de preferência, expectacional) que constitui uma política monetária que não é nem restritiva nem estimulativa. Serve, assim, como referência para verificar a intensidade do aperto ou relaxamento da autoridade monetária

Variável	Metodologia	Fonte
pi_tilde	Diferença em pontos percentuais entre a variação do IPCA em quatro trimestres e a meta do CMN, modificada para os anos de 2003 e 2004 conforme Carta Aberta 21/01/2003	SGS (séries 433, 13521)
y_tilde	Média dos hiatos IFI+BCB após 4T2003, hiato IFI antes desta data	RTI 4T2024, Instituto Fiscal Independente
ystar_tilde	Média aritmética do índice das importações China+EUA+Europa filtradas em HP, com lambda calibrado conforme Ravn & Uhlig (2002)	CPB World Trade Monitor
r_tilde	Diferença em pontos percentuais entre o juro real neutro conforme as estimativas dos modelos do BC e o juro real ex-ante, construído pelas taxas nominais de swap de um ano e pelas expectativas de inflação no Focus de um ano	SGS (expectativas de 12 meses para o IPCA), RTI 2T2024, Ipeadata (série SWAPDI36012)
comm_tilde	Índice Commodities – Brasil (IC-Br) filtrado em HP, com lambda calibrado conforme Ravn & Uhlig (2002)	SGS (série 27574)
cred_tilde	Concessão encadeada de crédito, deflacionada pelo IPCA e dessazonalizada com X13-ARIMA-SEATS. Ocasionais falhas no filtro sazonal foram preenchidas antes da filtragem em HP, com lambda calibrado conforme Ravn & Uhlig (2002)	SGS (séries 433, 21277)

Fonte: Elaboração do autor

A utilização do juro real ex-ante no cálculo do hiato da política monetária advém da proposta de endogeneizar as respostas da autoridade monetária, que se vale do mecanismo de *forward guidance* ao balizar as expectativas do mercado para as próximas reuniões do Copom com base no conjunto informacional disponível em determinado instante. Adicionalmente, entendemos que o hiato das importações da China, EUA e Europa é uma adaptação conveniente para os choques exteriores na curva IS por se tratarem dos principais parceiros comerciais do Brasil, conforme dados da Secex.

Como adendo, decidimos truncar a amostra temporal para o período entre o 4T2001 e o 4T2024. A escolha foi em parte intencional para refletir o período da economia brasileira que foi marcado pelo regime de metas de inflação, mas nota-se também a ausência de dados de expectativas do mercado para o IPCA antes do 4T2001, que limitam o escopo da análise. Do outro lado, sofremos limitações para os dados do produto doméstico e das importações externas, para as quais somente há informação até o 4T2024.

Demais detalhes sobre o procedimento de tratamento dos dados podem ser encontrados no repositório do GitHub⁴.

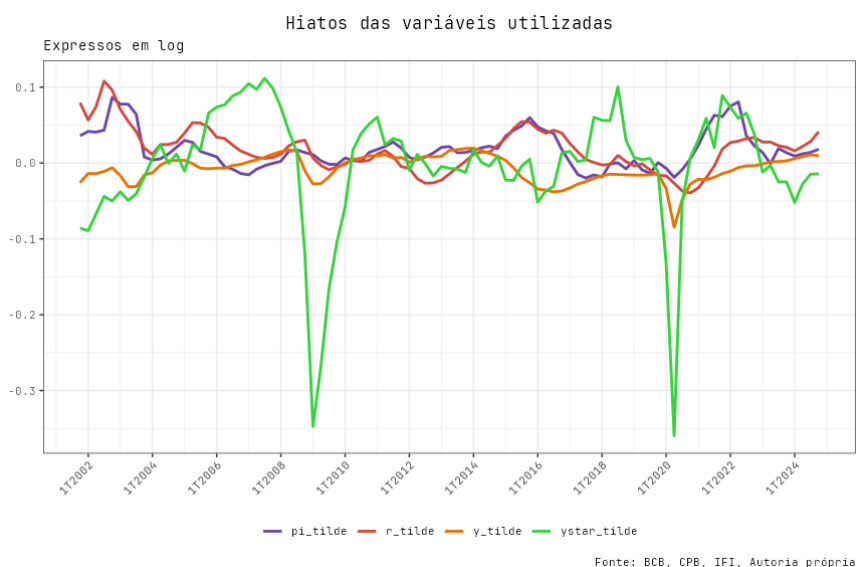
Apresentamos, também, um sumário descritivo das séries utilizadas:

Tabela 1 – Resumo dos momentos-chave para as variáveis

Variável	Média	Variância	Assimetria	Curtose
π_{tilde}	0,01747	0,00059	0,94858	3,53522
y_{tilde}	-0,00752	0,00031	-1,05273	5,37956
$y_{\text{star_tilde}}$	-0,00428	0,00634	-2,19348	10,19059
r_{tilde}	0,01756	0,00078	0,54756	3,72428

Fonte: Elaboração do autor

Gráfico 1 – Hiato das variáveis utilizadas



As observações sobre o primeiro momento inferem que o desvio médio da inflação em relação a meta foi de 1,75 p.p., levando a situações frequentes de teste da banda superior à meta e eventuais questionamentos acerca da credibilidade da autoridade monetária, especialmente no contexto de 2001-2003. Isso pode ser um motivo para o hiato da política monetária também ser significativamente positivo no período, com o juro real ex-ante se situando 1,76 p.p. acima do juro real neutro em média. Por fim, os resultados para os hiatos de produto sugerem que a atividade econômica opera,

⁴ Arquivos localizados em: <https://github.com/gustavopeixotom/TCC-Gustavo-P-Menezes-2025>

tipicamente, em subutilização. Deixa-se claro, porém, que o uso da filtragem por Hodrick-Prescott pode enviesar os resultados do hiato de produto estrangeiro, (HAMILTON, J.D., 2018), apesar de que a ausência de uma medida pautada em função de produção torna o filtro HP uma escolha “*second-best*” de especificação.

Quanto ao segundo momento, por conta da representação do hiato externo através do volume de importações estrangeiras, que é mais sujeito a flutuações econômicas do que a absorção estrangeira, percebe-se que a variância da série é 20x maior do que o hiato do produto doméstico, enquanto as variâncias das demais variáveis são relativamente parecidas entre si.

No terceiro momento, percebe-se uma assimetria negativa para os hiatos de atividade econômica, que são coerentes com o “*plucking business cycle*” de Friedman (1993), que observou uma propensão de economias a terem retrações mais severas do que suas expansões, possivelmente motivadas pela origem exógena dos choques que acarretam em recessão. Ao mesmo tempo, nota-se assimetria positiva nos hiatos de inflação e política monetária, que apontam sugestivamente para a presença de surpresas inflacionárias e uma autoridade monetária reativa à tais choques, situações que foram vistas anedotalmente em 2001, 2015 e 2021.

Finalmente, uma análise do quarto momento sugere a presença de uma dispersão acima do que seria esperado sob normalidade dos dados para todas as variáveis, mas especialmente para as medidas de hiato do produto, possivelmente como um artefato dos choques exógenos citados no parágrafo anterior.

Para mais detalhes, abrangem-se os resultados dos testes de normalidade, heterocedasticidade e raiz unitária no Apêndice, bem como os resultados dos testes associados à modelagem dos VARs. Em tempo, as evidências dos testes sugerem que, do jeito que estão tratados, os dados são apropriados para efetuar a estimação mesmo nos modelos reduzidos.

3.2. ESQUEMATIZAÇÃO DOS MODELOS UTILIZADOS

Começando a partir dos modelos mais simples, constrói-se um VAR reduzido em forma matricial a partir da seguinte representação em um lag, também conhecida como VAR(1):

$$\begin{bmatrix} x_{1,t} \\ x_{2,t} \\ x_{3,t} \\ x_{4,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \\ \mu_3 \\ \mu_4 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \phi_{11} & \phi_{12} & \phi_{13} & \phi_{14} \\ \phi_{21} & \phi_{22} & \phi_{23} & \phi_{24} \\ \phi_{31} & \phi_{32} & \phi_{33} & \phi_{34} \\ \phi_{41} & \phi_{42} & \phi_{43} & \phi_{44} \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} x_{1,t-1} \\ x_{2,t-1} \\ x_{3,t-1} \\ x_{4,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{1,t} \\ u_{2,t} \\ u_{3,t} \\ u_{4,t} \end{bmatrix} \quad (3.2.1)$$

Onde x denota as variáveis endógenas utilizadas, μ representa as médias das mesmas variáveis, u são os resíduos da estimação e ϕ são os coeficientes autoregressivos a serem estimados conforme os dados do modelo. O VAR reduzido, desenvolvido por Sims (1980), possui a propriedade atrativa de detectar a causalidade de Granger entre as variáveis, auxiliando o pesquisador a entender o fenômeno de causa e consequência entre variáveis endógenas ao longo do tempo.

Porém, como abordado anteriormente, o VAR reduzido não consegue capturar relações contemporâneas geradas pelos resíduos do modelo. Visando acentuar a identificação dos choques, Blanchard & Quah (1989) inovaram o modelo reduzido ao introduzir o SVAR, representado matricialmente da seguinte forma:

$$\begin{bmatrix} x_{1,t} \\ x_{2,t} \\ x_{3,t} \\ x_{4,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \\ \mu_3 \\ \mu_4 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} A_{11} & A_{12} & A_{13} & A_{14} \\ A_{21} & A_{22} & A_{23} & A_{24} \\ A_{31} & A_{32} & A_{33} & A_{34} \\ A_{41} & A_{42} & A_{43} & A_{44} \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} x_{1,t-1} \\ x_{2,t-1} \\ x_{3,t-1} \\ x_{4,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} B_{11} & B_{12} & B_{13} & B_{14} \\ B_{21} & B_{22} & B_{23} & B_{24} \\ B_{31} & B_{32} & B_{33} & B_{34} \\ B_{41} & B_{42} & B_{43} & B_{44} \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} \epsilon_{1,t} \\ \epsilon_{2,t} \\ \epsilon_{3,t} \\ \epsilon_{4,t} \end{bmatrix} \quad (3.2.2)$$

De tal forma que A representa os coeficientes da matriz autoregressiva, e B representa a matriz dos coeficientes dos erros estruturais, que foram adaptados a partir de $B\epsilon = u$.

O SVAR pode ser instrumentado de diversas maneiras conforme os fins do pesquisador, com restrições sendo implementáveis no estilo A , B ou AB . Porém, a versão mais usual de restrições – que será implementada neste trabalho – é a restrição na matriz B efetuada por decomposição de Cholesky, que implementa uma matriz diagonal inferior onde os zeros impõem um ordenamento temporal para a causalidade entre as variáveis:

$$\begin{bmatrix} x_{1,t} \\ x_{2,t} \\ x_{3,t} \\ x_{4,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \\ \mu_3 \\ \mu_4 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} A_{11} & A_{12} & A_{13} & A_{14} \\ A_{21} & A_{22} & A_{23} & A_{24} \\ A_{31} & A_{32} & A_{33} & A_{34} \\ A_{41} & A_{42} & A_{43} & A_{44} \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} x_{1,t-1} \\ x_{2,t-1} \\ x_{3,t-1} \\ x_{4,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} B_{11} & 0 & 0 & 0 \\ B_{21} & B_{22} & 0 & 0 \\ B_{31} & B_{32} & B_{33} & 0 \\ B_{41} & B_{42} & B_{43} & B_{44} \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} \epsilon_{1,t} \\ \epsilon_{2,t} \\ \epsilon_{3,t} \\ \epsilon_{4,t} \end{bmatrix} \quad (3.2.3)$$

Assim, o ordenamento dos x se torna de suma importância para a especificação correta do modelo; mais especificamente, deve-se ordenar as variáveis mais exógenas no início do vetor, e as mais endógenas no final do vetor. Dito isso, foi escolhido o ordenamento $[\tilde{y}^* \quad \tilde{y} \quad \tilde{\pi} \quad \tilde{r}]'$ refletindo, sequencialmente, o impacto mais exógeno do hiato externo, sua resposta no hiato doméstico, as implicações na inflação e a resposta da autoridade monetária aos desvios observados. Posteriormente, foi implementado \tilde{y}^* como uma dummy, visando melhor replicar o caráter exógeno do hiato externo no restante do modelo.

Em seguida, aborda-se a classe dos BVARs, que podem ser efetuados conforme a restrição de zeros apresentada acima, por meio da restrição de sinais conforme Uhlig (2005), ou por meio de ambas simultaneamente.

A restrição de sinais é estimada tipicamente com métodos bayesianos e objetiva desembaraçar choques que podem estar implícitos nas agregações utilizadas pelas variáveis. Mais especificamente, o modelo deste trabalho utiliza restrições de sinal no ordenamento $[\tilde{y} \quad \tilde{\pi} \quad \tilde{r}]'$ conforme a representação matricial efetuada abaixo:

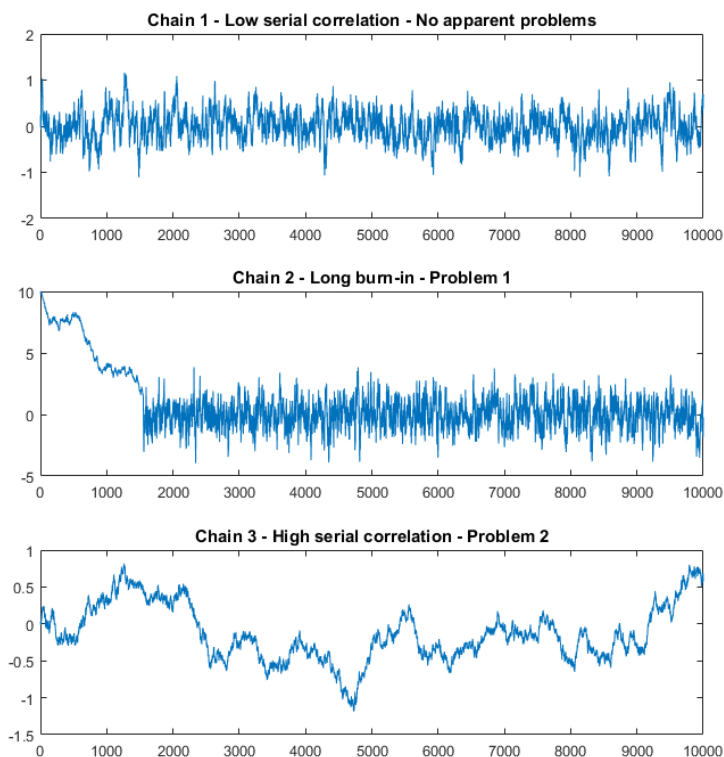
$$\begin{bmatrix} x_{1,t} \\ x_{2,t} \\ x_{3,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \\ \mu_3 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} A_{11} & A_{12} & A_{13} \\ A_{21} & A_{22} & A_{23} \\ A_{31} & A_{32} & A_{33} \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} x_{1,t-1} \\ x_{2,t-1} \\ x_{3,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} B_{11} > 0 & B_{12} > 0 & B_{13} \\ B_{21} < 0 & B_{22} > 0 & B_{23} \\ B_{31} & B_{32} & B_{33} \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} \epsilon_{1,t} \\ \epsilon_{2,t} \\ \epsilon_{3,t} \end{bmatrix} \quad (3.2.4)$$

De tal forma que os choques são identificados pelas colunas. Em outras palavras, o choque mais a esquerda demanda uma resposta positiva em B_{11} ($\tilde{y} \rightarrow \tilde{y}$), e negativa em B_{21} ($\tilde{y} \rightarrow \tilde{\pi}$), refletindo um choque de oferta característico, onde observa-se um aumento no hiato do produto e uma redução no hiato de preços. Da mesma maneira, o choque central demanda uma resposta positiva em B_{21} ($\tilde{y} \rightarrow \tilde{y}$), e em B_{22} ($\tilde{y} \rightarrow \tilde{\pi}$), refletindo um choque de demanda característico, onde observa-se um aumento no hiato do produto e um aumento no hiato de preços. O choque mais a direita torna-se redundante por não estar especificado, e a terceira linha é propositalmente irrestrita, refletindo os desejos de observar o comportamento da autoridade monetária frente aos dois tipos de choques. O leitor atento pode perceber que não existem variáveis explícitas de oferta e demanda no modelo, logo a especificação de restrição de sinais é útil também para averiguar a presença dos choques de oferta e demanda ao longo do tempo, por meio da análise dos choques estruturais estimados.

Ao instrumentar as restrições de sinal, a estimação do BVAR segue por meio das iterações do algoritmo de MCMC, que descarta sistematicamente todas as funções impulso-resposta que apresentam resultado diferente do esperado pelo pesquisador, efetivamente truncando as respostas no horizonte de impacto. Enquanto isso o BVAR com restrição de zeros já impõe, *a priori*, a não-estimação dos coeficientes afetados enquanto os demais são estimados conforme informado na seção 2.5. Vale também ressaltar que enquanto o ordenamento dos choques é de primeira importância na restrição de zeros, não vemos a mesma necessidade na restrição de sinais.

Apesar da ausência de métodos facilmente testáveis de convergência na estimação bayesiana no R (como o Teste de Gelman-Rubin, disponível em Stan), o pesquisador pode avaliar a qualidade da estimação por meio do diagnóstico dos resultados de hiperparâmetros geradas pelo estimador. Inicialmente pode-se averiguar o *trace plot* dos hiperparâmetros, informalmente conhecido como *hairy caterpillar* por refletir uma imagem de uma “lagarta peluda” sob condições ideais, conforme abaixo:

Gráfico 2 – Representação da convergência de uma estimação por MCMC



Fonte: StatLect

O conceito chave é que, conforme o que foi apresentado na seção 2.5, a cadeia de Markov pode se iniciar numa superfície de baixa probabilidade que leva a estimativas pouco críveis para o valor dos hiperparâmetros. Porém, se a estimação for consistente, haverá convergência após um determinado número de iterações que gera uma série equivalente a um ruído branco, possuindo as seguintes características:

- i. Pouca (ou zero) assimetria na densidade posterior dos hiperparâmetros;
- ii. Pouca (ou zero) autocorrelação nas iterações da cadeia de Markov.

Por outro lado, estimações inconsistentes levam a uma cadeia que não converge, gerando resultados questionáveis e propensos a viés; Nestes casos, é recomendado testar outras especificações ou operacionalizar uma nova escolha de *prior*.

Feita a estimação, averiguam-se os resultados providenciados pelo VAR por meio de quatro ferramentas: o ajuste de previsão das variáveis, a Função Impulso-Resposta (IRF/FIR), a Decomposição da Variância do Erro de Previsão (FEVD) e a Decomposição Histórica (HD).

Por meio das IRFs, analisa-se graficamente o impacto de um choque exógeno em cada variável no resto do sistema de equações ao longo do horizonte especificado, observando as trajetórias centrais e as bandas de confiança num determinado intervalo de probabilidade. Conforme Sims & Zha (1999), utiliza-se um intervalo de 68% (um

desvio padrão) para todos os resultados ao invés dos intervalos mais tradicionais de 90 e 95% vistos em boa parte da literatura econométrica para melhor refletir o formato da verossimilhança em meio a baixa amostragem temporal usualmente vista em VARs, situação compatível com a deste trabalho.

Enquanto isso, com o FEVD, vê-se o objetivo de decompor as fontes para o impulso médio de cada variável ao longo da amostra. A título de exemplo, pode-se estimar qual a fração de um movimento em \tilde{r} que é explicada, separadamente, por \tilde{y} e $\tilde{\pi}$, trazendo um aprofundamento temporal sobre a ponderação de κ na Regra de Taylor explicitada na equação 6.1. Na prática, um FEVD que aponta autoexplicação da variável ao longo do tempo é indicativo de exogeneidade, e um regressor com participação crescente no horizonte do gráfico é indicado como “dominante” na determinação de longo prazo do regressando.

Finalmente, por meio da HD, narram-se histórias de ciclos econômicos com uma riqueza maior de detalhes, ao apontar os regressores que são os principais determinantes para o nível de um determinado regressando em qualquer instante de tempo. Na prática, essa ferramenta é útil para indicar se uma recessão é majoritariamente causada por fatores exógenos ou pelos impactos macroeconômicos de uma política monetária mais restritiva, por exemplo. Nota-se porém que, até a data de escrita deste trabalho, a implementação de decomposições históricas por meio do *bsvars* tem sido limitada e ocasionalmente errônea por conta de problemas na compilação dos modelos em C++ cuja resolução ainda está em andamento.

Em tempo, vale lembrar que os resultados de um VAR(p) são dependentes da escolha de defasagens feita pelo pesquisador. Usualmente, essa escolha é orientada pela análise dos critérios de informação, que apontam o número ótimo de defasagens minimizando a log-verossimilhança conforme uma determinada função de perda, que é mais parcimoniosa no caso dos critérios de Akaike (AIC) e de erro de previsão (FPE), enquanto os critérios Bayesiano (BIC) e Hannan-Quinn penalizam o excesso de parâmetros de maneira mais agressiva.

Neste trabalho, a abordagem é feita de maneira mais flexível: sabe-se que os critérios de informação são apenas auxiliares, e a ideia é complementar a evidência teórica sobre as defasagens de política monetária com a escolha de um *lag* que não “transgride” excessivamente o princípio da minimização. Dito isso, conforme o Gráfico 20, todos os critérios apontam para uma quantidade ótima de um ou dois *lags*, especialmente para os menos parcimoniosos. Porém, a superfície da log-verossimilhança indica que o intervalo entre duas e cinco defasagens é localmente aceitável; isto, em conjunto com evidências adjacentes manifestadas em Gruen, Romalis & Chandra (1997), orientam a escolha de um total de cinco trimestres de defasagens a serem estimadas por todos os modelos VAR abordados acima.

4. RESULTADOS

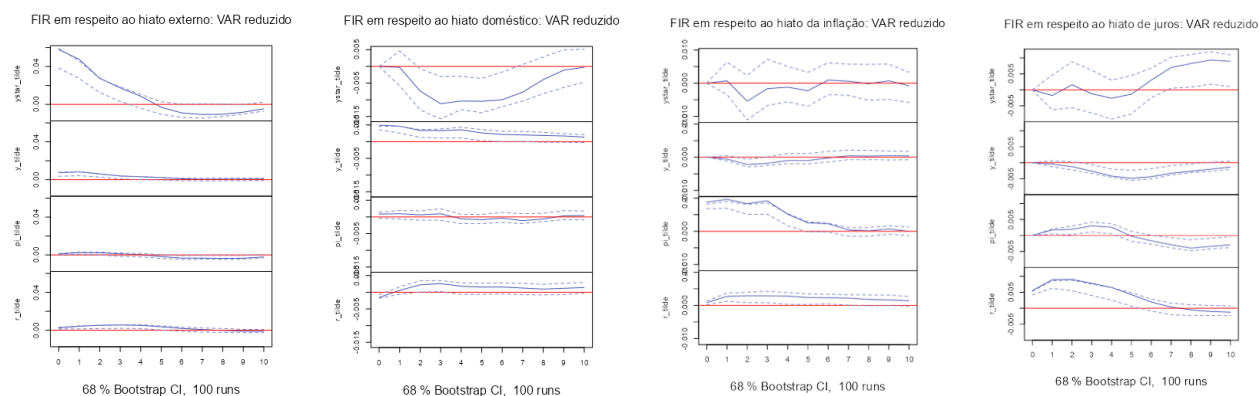
Este capítulo objetiva apresentar os principais resultados de cada modelo, com breves comentários acerca da estimação quando pertinente. Ao abordar os resultados, supõe-se um conjunto de respostas consideradas padrão de acordo com a teoria econômica:

- i. Impulsos positivos no hiato externo devem gerar respostas positivas no hiato doméstico através de *spillovers* associados ao setor externo. O impacto nos juros e inflação é ambíguo a princípio, a depender da origem do impulso no hiato externo;
- ii. Impulsos positivos no hiato doméstico não devem gerar resposta significativa no hiato externo por hipótese de exogeneidade, e caso gerem resposta positiva no hiato da inflação, também devem gerar resposta positiva no hiato de juros;
- iii. Impulsos positivos no hiato da inflação não devem gerar resposta significativa no hiato externo por hipótese de exogeneidade, e devem gerar resposta positiva no hiato de juros com possível resposta negativa no hiato doméstico;
- iv. Impulsos positivos no hiato de juros não devem gerar resposta significativa no hiato externo por hipótese de exogeneidade, e devem gerar resposta negativa no hiato doméstico e no hiato da inflação, ainda que alguma defasagem seja permitida para os impactos.

Enfatiza-se que os resultados apresentados adiante são generalizações baseadas na amostragem de uma única economia emergente abrangendo aproximadamente duas décadas, e devem ser aproximados com parcimônia. Os problemas de pequenas amostras são bem conhecidos na literatura macroeconômica e foram o principal ponto em favor da adoção de métodos bayesianos nos VARs conforme abordado na Seção 2.4; porém, apesar do uso de BVARs garantir robustez ao modelo, vieses decorrentes da não-amostragem de demais períodos históricos ou de demais experiências internacionais podem distorcer as interpretações constatadas adiante, conforme exemplificado em Coulombe & Klieber (2025).

4.1. VAR REDUZIDO

Gráfico 3 – FIRs para o VAR reduzido

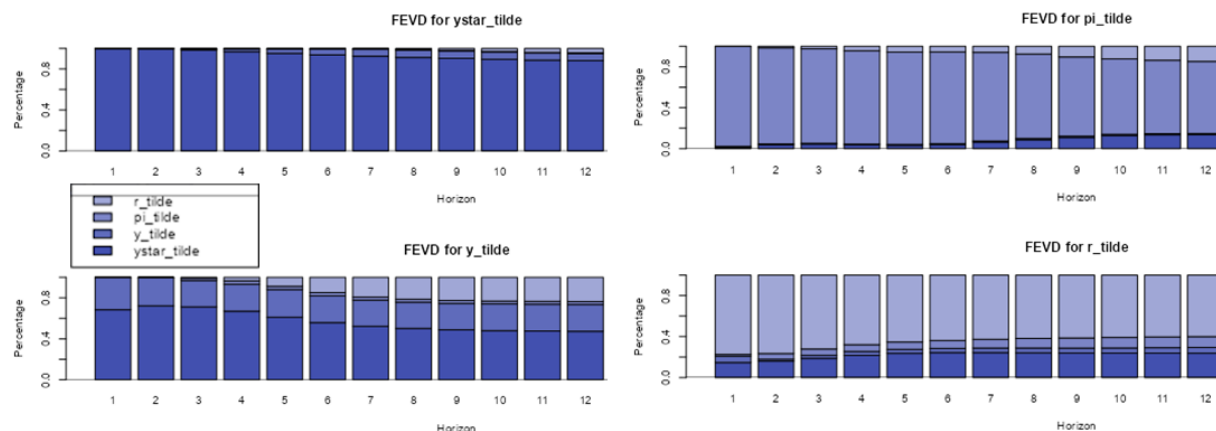


Fonte: Estimções do autor

Nesta especificação utilizada, foram percebidas algumas respostas fora do padrão: a hipótese de exogeneidade é violada para os choques de hiato doméstico e possivelmente para o choque no hiato de juros; a resposta da inflação “cruza o zero” em todos os horizontes para os choques de produto enquanto aparenta ser demasiadamente fraca no choque de política monetária; a resposta da autoridade monetária em respeito a um choque de produto doméstico cruza o zero em quase todos os horizontes, além de ser fraca em respeito a um choque de inflação. Adicionalmente, nota-se a presença de bandas de confiança erráticas e até mesmo contraditórias, como visto na FIR ($\hat{\pi} \rightarrow \hat{\pi}$) onde a estimativa de ponto ultrapassa os intervalos impostos.

De todo modo, a magnitude das respostas também deixa a desejar em alguns aspectos, indicando que a decomposição da variância não deve apresentar resultados adequados, e serve de indicativo para impor restrições de exogeneidade no hiato externo, além de restrições nos choques estruturais.

Gráfico 4 – FEVD para o VAR reduzido



Fonte: Estimções do autor

Percebe-se a presença de alguma contaminação na exogeneidade do hiato externo, ainda que não muito relevante, com 10% da variância sendo explicada por variáveis domésticas no 12º trimestre.

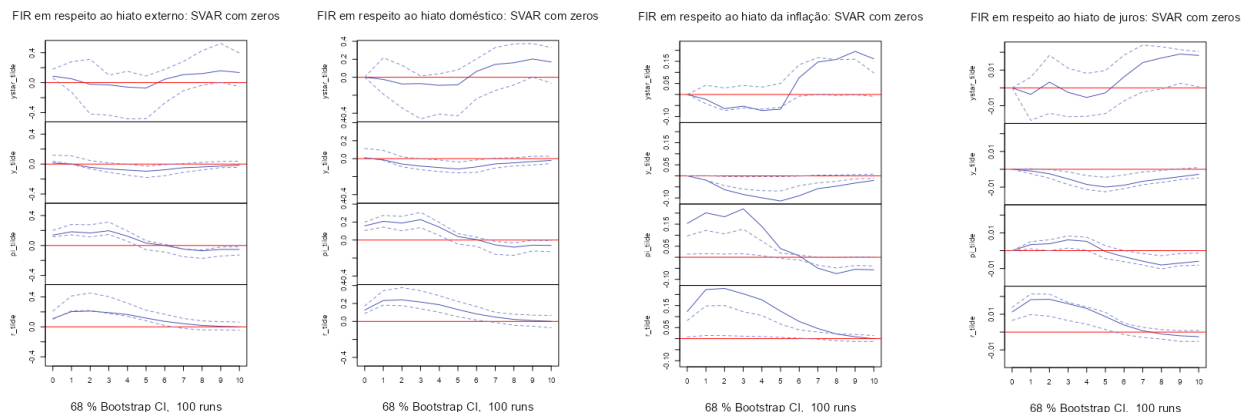
O comportamento da inflação se mostra altamente autoexplicativo e parcialmente aberrante, com 30% da variância sendo explicada, em partes aproximadamente iguais, pelos hiatos externo e de juros no 12º trimestre.

O comportamento do hiato doméstico aparenta ser altamente determinado pelo hiato externo, com 70% da variância no 2º trimestre e 50% da variância no 12º, constituindo uma resposta um tanto atípica para a economia brasileira que é relativamente fechada ao setor externo para padrões globais.

Os impactos da política monetária também se mostram evidentes, com a explicação da variância gradualmente crescendo até 20% no 12º trimestre, mas numa resposta um tanto atípica visto que a decomposição indica que os choques de política monetária são tão importantes quanto os choques de hiato doméstico. A autoridade monetária também aparenta ser excessivamente sensível aos choques externos, com boa parte da variância não-autoexplicativa sendo oriunda do hiato externo em todos os trimestres de horizonte.

4.2. VAR ESTRUTURAL

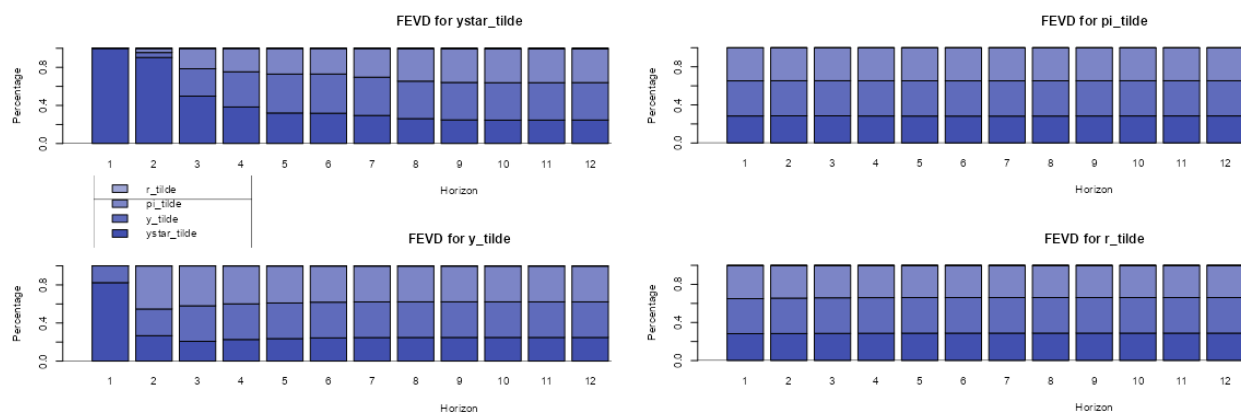
Gráfico 5 – FIRs para o VAR estrutural



Fonte: Estimções do autor

Em comparação com os resultados vistos no modelo anterior, esta versão contém uma maior coerência com as hipóteses de exogeneidade estabelecidas, ainda que hajam violações sugestivas para alguns horizontes, e claras incoerências dos intervalos de confiança para os choques de hiato da inflação. A resposta do hiato doméstico também é incoerente para os impulsos dos hiatos externo e doméstico, e a resposta da inflação ao choque de política monetária praticamente cruza o zero em vários trimestres de horizonte.

Gráfico 6 – FEVD para o VAR estrutural

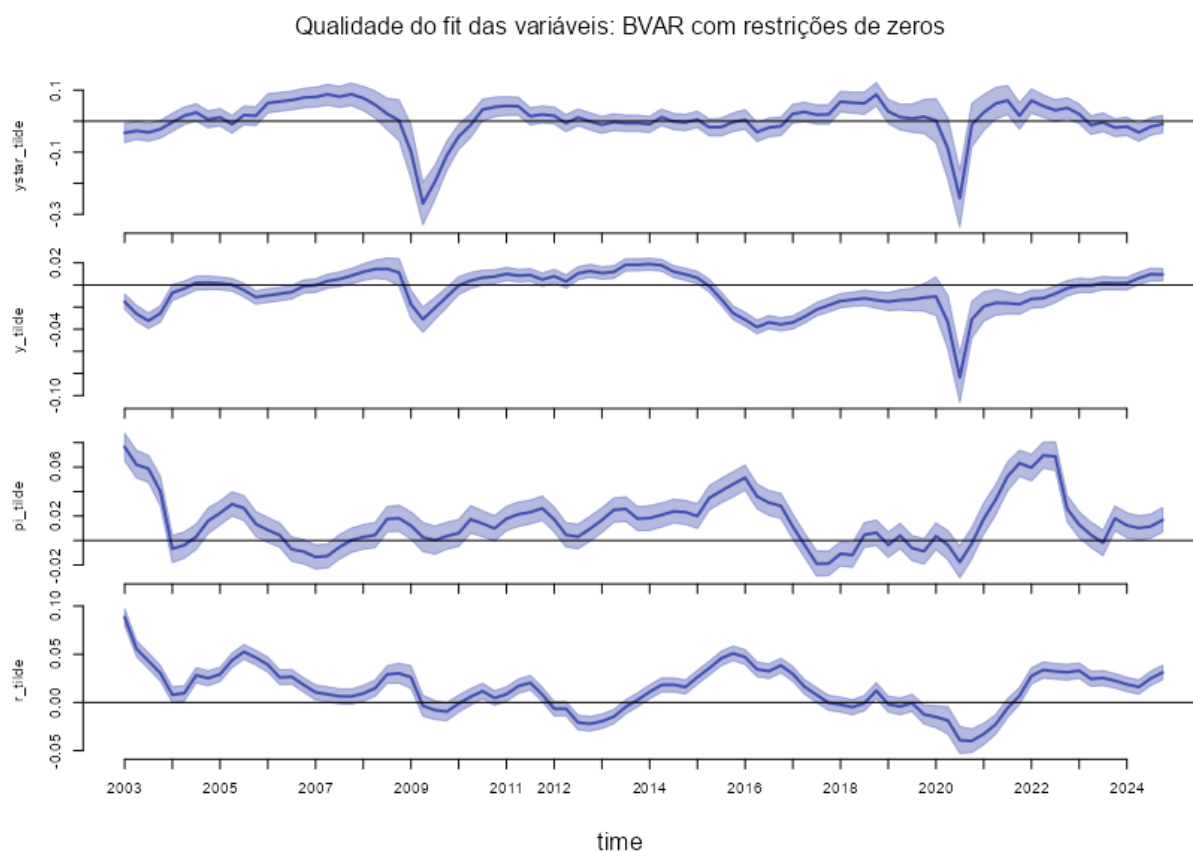


Fonte: Estimções do autor

Em comparação com o modelo anterior, é possível notar uma piora significativa na exogeneidade do hiato externo, cuja variância é autoexplicada em apenas 40% já a partir do 4º trimestre. A decomposição da variância para os demais hiatos é também aberrante, com as fatias inalteradas sugerindo a ausência quase completa de dinâmica temporal das variáveis e um resultado final no 12º trimestre atipicamente parecido entre todos os hiatos.

4.3. BVAR COM RESTRIÇÕES DE ZEROS

Gráfico 7 – Ajuste de precisão para o BVAR com restrições de zeros

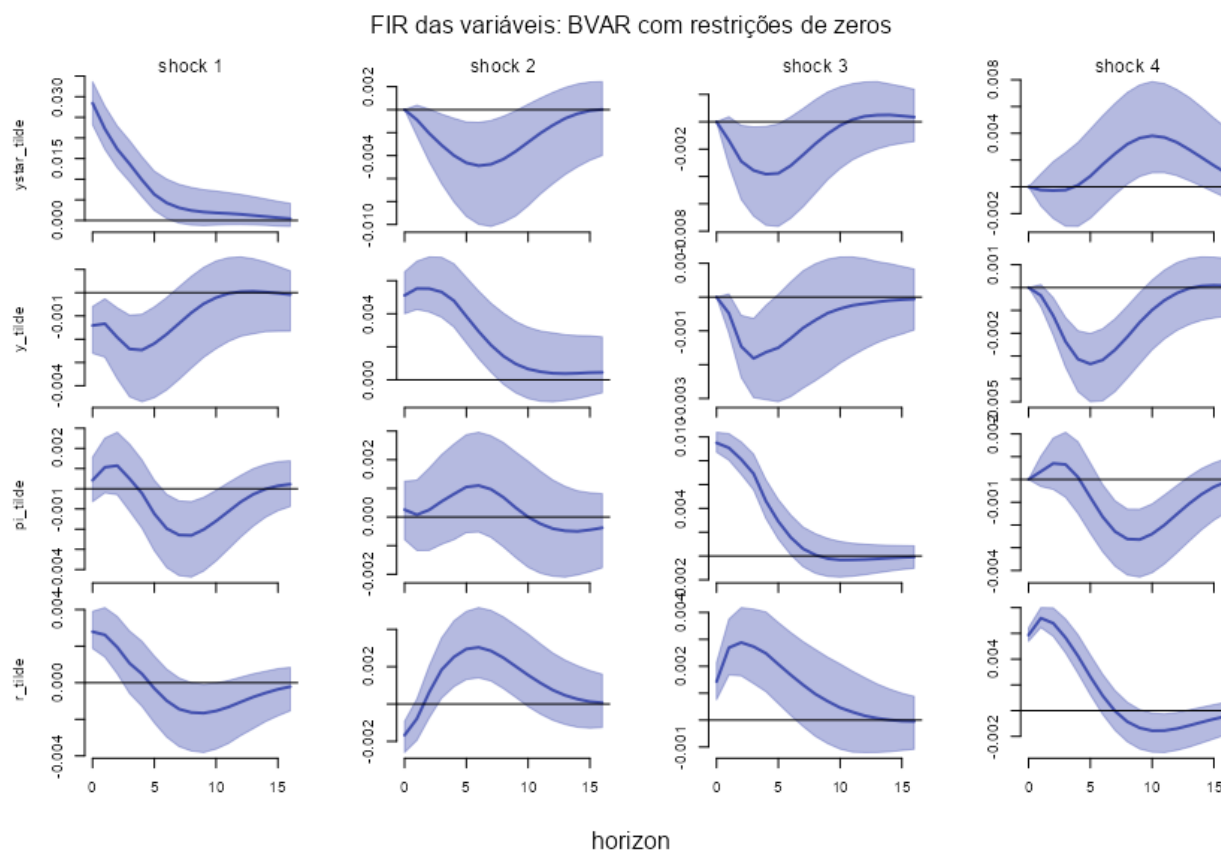


Fonte: Estimções do autor

A qualidade do fit é uma medida para avaliar a capacidade do modelo de prever, dentro da amostra, os movimentos das variáveis endógenas com base nos parâmetros estimados, aos quais foram incluídos um intervalo de confiança de 68% conforme argumentado anteriormente.

As estimativas de ponto de todas as variáveis estão em linha com os dados observados no Gráfico 1 com a exceção de \tilde{y}^* , e os intervalos são suficientemente pequenos ao ponto de que grande parte da variância nas séries temporais é estatisticamente significativa. Os achados aqui, em conjunto com o que foi encontrado nas especificações anteriores, sugerem que a exogeneização “completa” do hiato externo deve melhorar as estimativas do modelo.

Gráfico 8 – FIRs para o BVAR com restrições de zeros

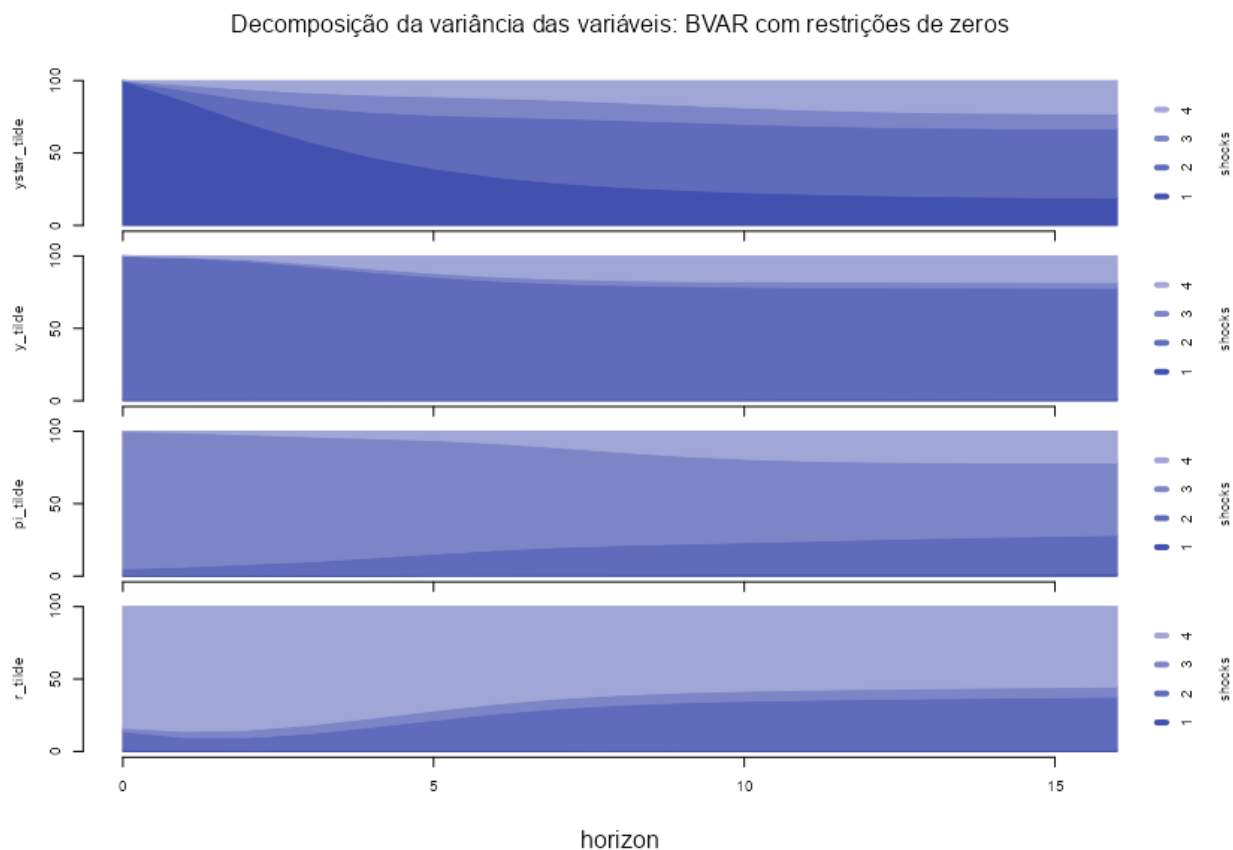


Fonte: Estimações do autor

As respostas para a linha de hiato externo são todas atípicas, violando a hipótese de exogeneidade. A resposta do hiato doméstico para o impulso do hiato externo é também contraintuitiva, e sugere má-especificação do modelo.

No bloco doméstico, as demais colunas de choques apresentam respostas geralmente coerentes, com exceção da resposta dos juros ao impulso do hiato doméstico. Finalmente, a resposta contraintuitiva nos trimestres iniciais para o hiato da inflação em resposta ao impulso de juros é aceitável tendo em vista o “*price puzzle*” notado em Uhlig (2005) e Sims (1992).

Gráfico 9 – FEVD para o BVAR com restrições de zeros

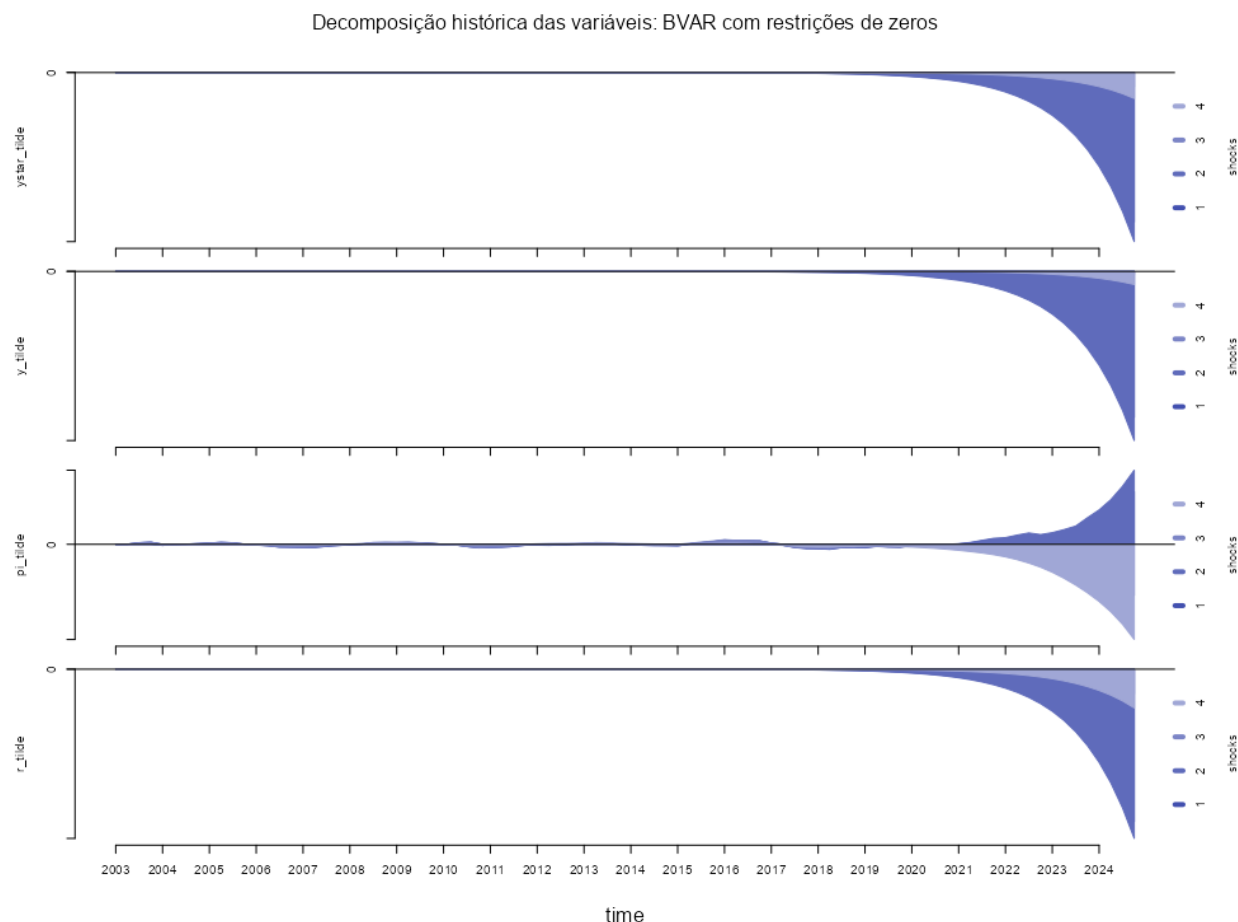


Fonte: Estimações do autor

Conforme abordado anteriormente neste trabalho, a violação da hipótese de exogeneidade contamina a decomposição da variância do hiato externo, que se torna majoritariamente governado pelo hiato doméstico (implicação que é, realisticamente, problemática).

Em contraste, o hiato doméstico se demonstra majoritariamente autoexplicativo para todos os horizontes, e a especificação atual conseguiu identificar maior endogeneidade no comportamento do hiato da inflação e dos juros em comparação com o VAR reduzido.

Gráfico 10 – HD para o BVAR com restrições de zeros



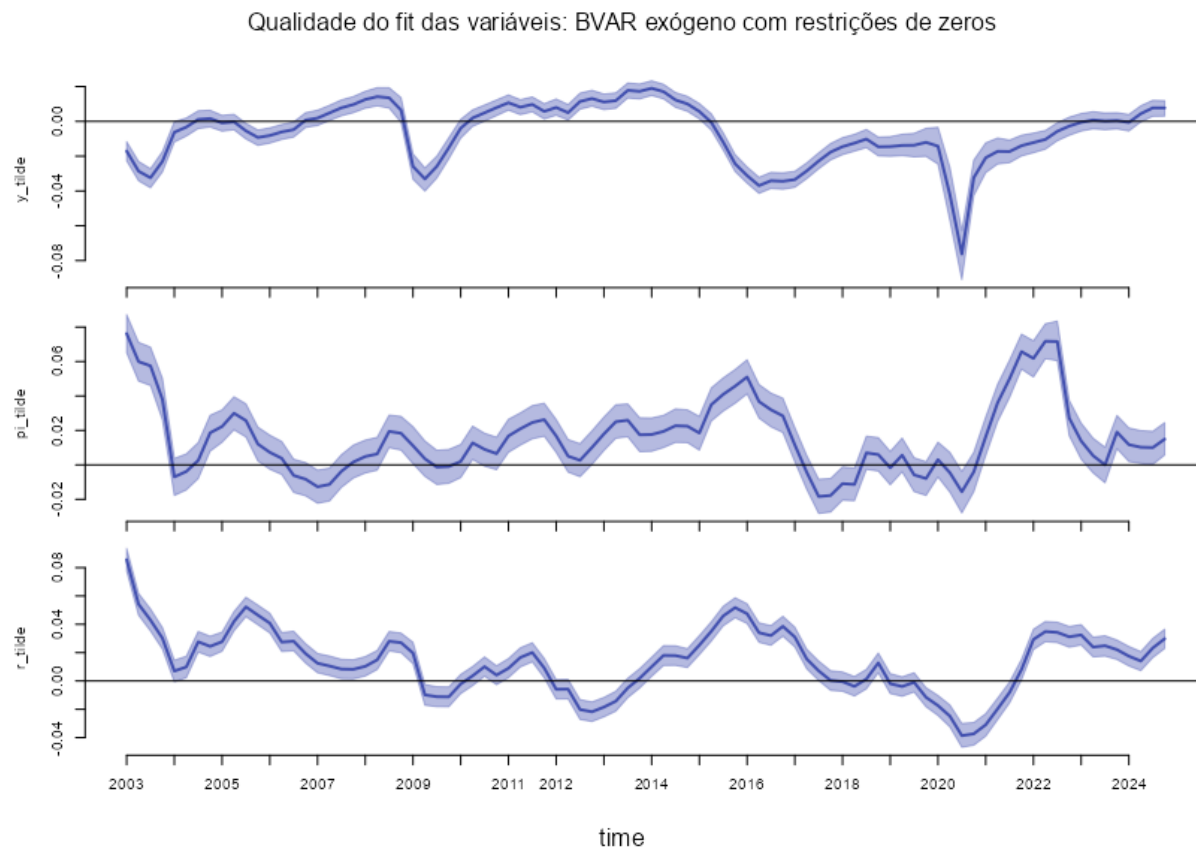
Fonte: Estimações do autor

A decomposição histórica permite separar a trajetória histórica das variáveis endógenas no modelo conforme sua fonte de variação, sendo construída a partir de uma interpretação a partir dos choques estruturais estimados pelo BVAR.

Neste caso, a decomposição se mostra visivelmente problemática, porém não aparenta ser fruto de falha na estimação conforme os Gráficos 21-22 no Apêndice, que demonstram um processo MCMC convergente – ainda que deficiente, por conta da autocorrelação – para todos os parâmetros relevantes. Levanta-se, assim, a hipótese de má-especificação do modelo, que não exogeneiza completamente a variável de hiato externo

4.4. BVAR EXÓGENO (BVARX) COM RESTRIÇÕES DE ZEROS

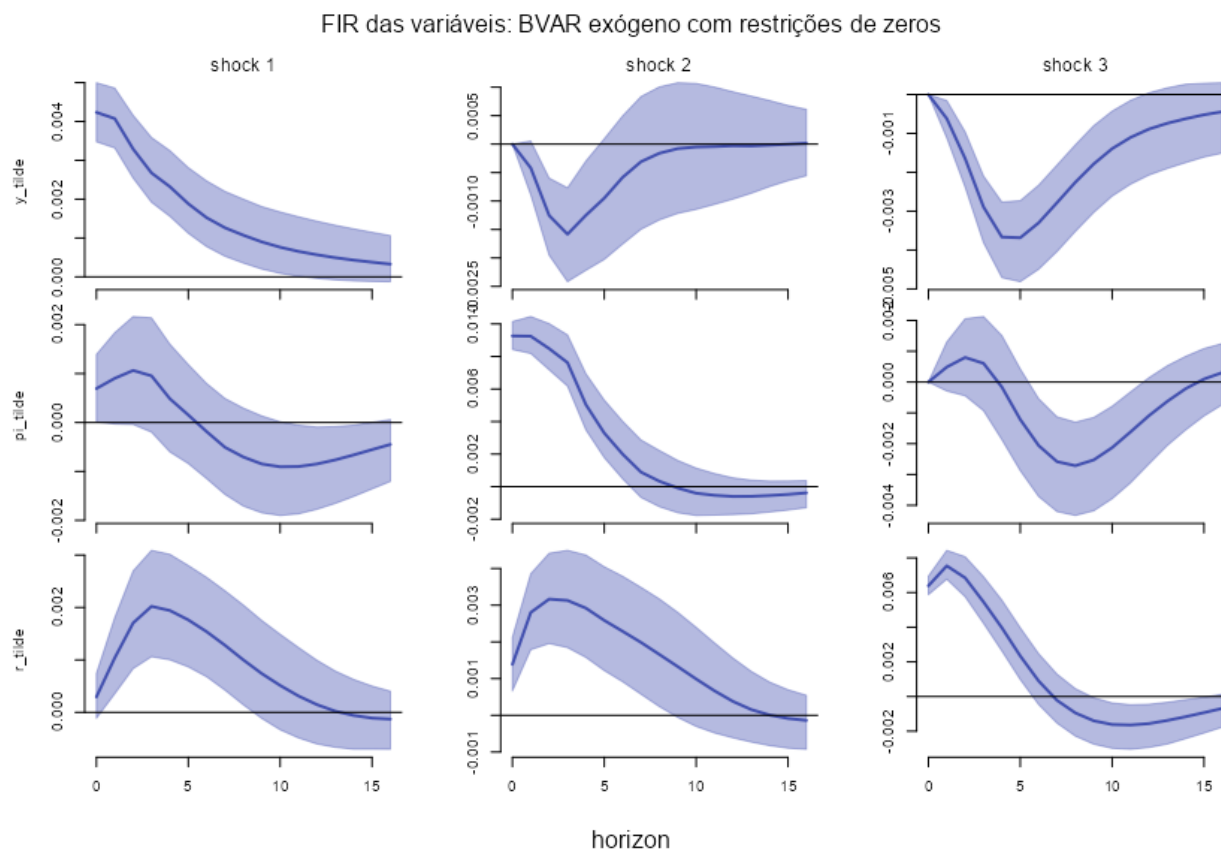
Gráfico 11 – Ajuste de precisão para o BVARX com restrições de zeros



Fonte: Estimções do autor

Em comparação com a especificação sem exogeneidade, é possível perceber que o modelo atual possui um ajuste bem similar para as variáveis domésticas, com melhora marginal nas estimativas de ponto para o hiato doméstico.

Gráfico 12 – FIRs para o BVARX com restrições de zeros



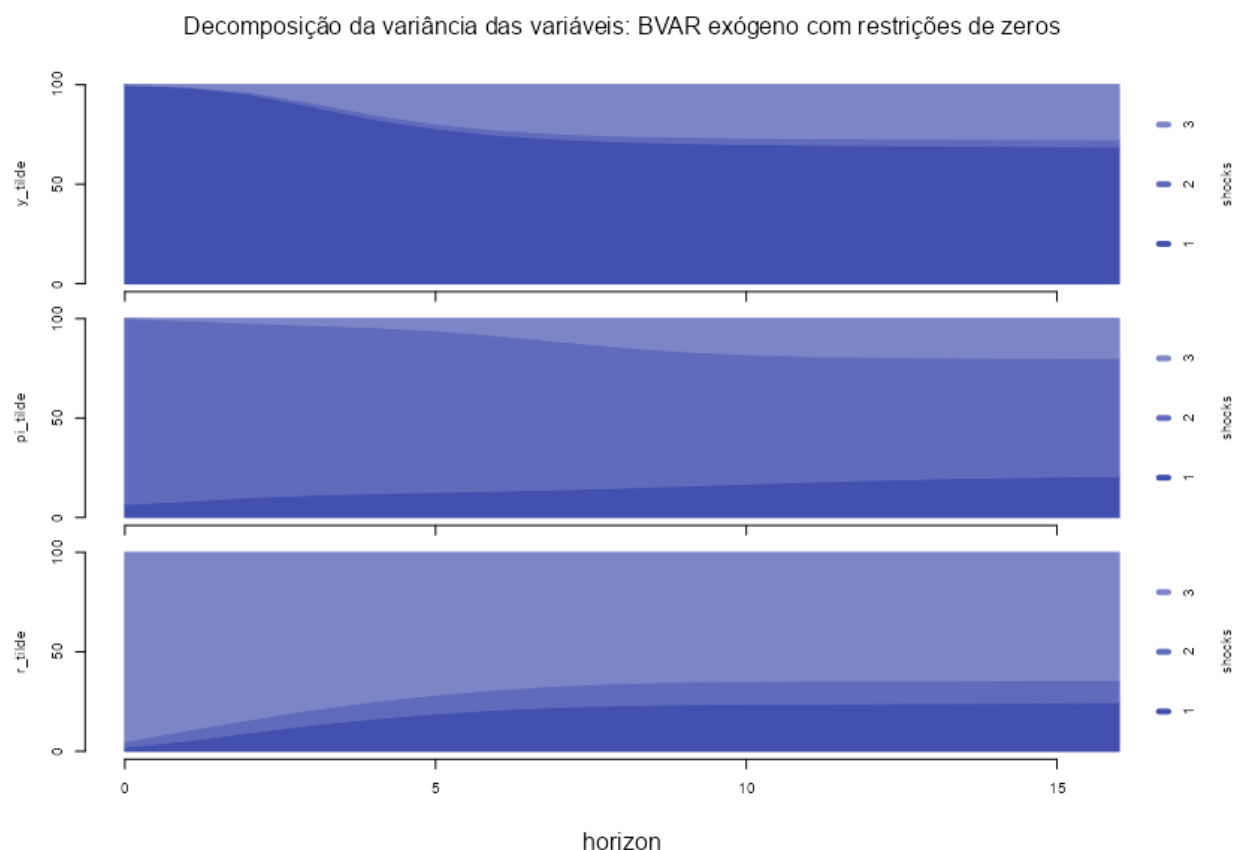
Fonte: Estimações do autor

Nota-se que as FIRs atuais apresentam o melhor comportamento dentre todas as especificações testadas até agora: impulsos positivos no hiato doméstico elicitam uma resposta claramente restritiva por parte da autoridade monetária no impacto e nos três trimestres posteriores, que em si motivam um comportamento desinflacionário que culmina no 10º trimestre.

A resposta do hiato da inflação no impacto do choque é positiva porém praticamente insignificante, sugerindo que os choques de produto são em sua maioria originados na demanda, mas não de maneira tão clara. O impulso do hiato da inflação gera respostas usuais no hiato de juros e uma queda acentuada no hiato do produto nos primeiros três trimestres após o choque.

Visto que as defasagens da política monetária demoram para se manifestar, entende-se que o modelo está majoritariamente capturando choques negativos de oferta neste impulso. Finalmente, o impulso no hiato de juros gera respostas consistentes com a literatura para os demais hiatos, com o efeito sobre o produto culminando no 5º trimestre e o efeito sobre os preços culminando no 8º trimestre, refletindo as defasagens apropriadas da política monetária na economia.

Gráfico 13 – FEVD para o BVARX com restrições de zeros



Fonte: Estimações do autor

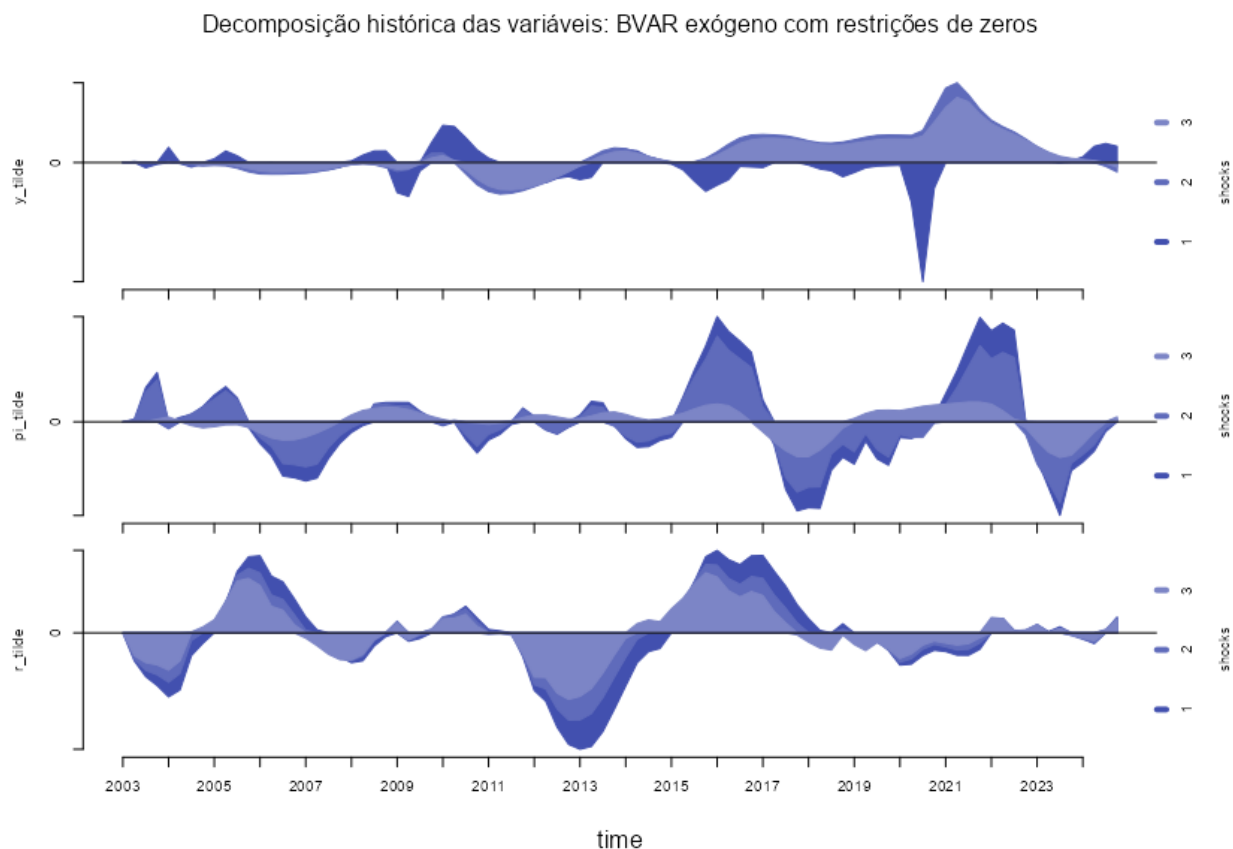
O hiato doméstico se demonstra majoritariamente autoexplicativo em todos os horizontes, sendo possivelmente influenciado pela escolha da exogeneização completa do hiato externo nesta especificação, porém sofre de influência crescente dos efeitos do hiato de juros, que culmina na explicação de 25% da variância de maneira consistente com o entendimento do impacto da política monetária.

Enquanto isso, cerca de metade do hiato da inflação é determinado endogenamente para horizontes mais longos, realçando a importância dos choques de oferta, demanda e o patamar de restrição monetária na explicação das tendências de inflação.

Finalmente, apesar de ser consistentemente especificada como a variável mais endógena nas decomposições de Cholesky efetuadas, o hiato de juros é majoritariamente exógeno em todos os horizontes, possivelmente mas não necessariamente fruto da suavização da política monetária num contexto da Regra de

Taylor, sob a qual pode-se inclusive inferir que a função de resposta da autoridade monetária brasileira é de aproximadamente $\kappa = 0,67$ conforme a Equação 6.1, visto que cerca de 2/3 da variância explicada endogenamente no BVAR advém dos choques do hiato doméstico.

Gráfico 14 – HD para o BVARX com restrições de zeros



Fonte: Estimções do autor

Ao contrário do que foi observado na última especificação, a decomposição histórica do BVARX não apresenta comportamento explosivo e sinaliza que o procedimento de exogeneização do hiato externo gerou melhora na inferência do modelo.

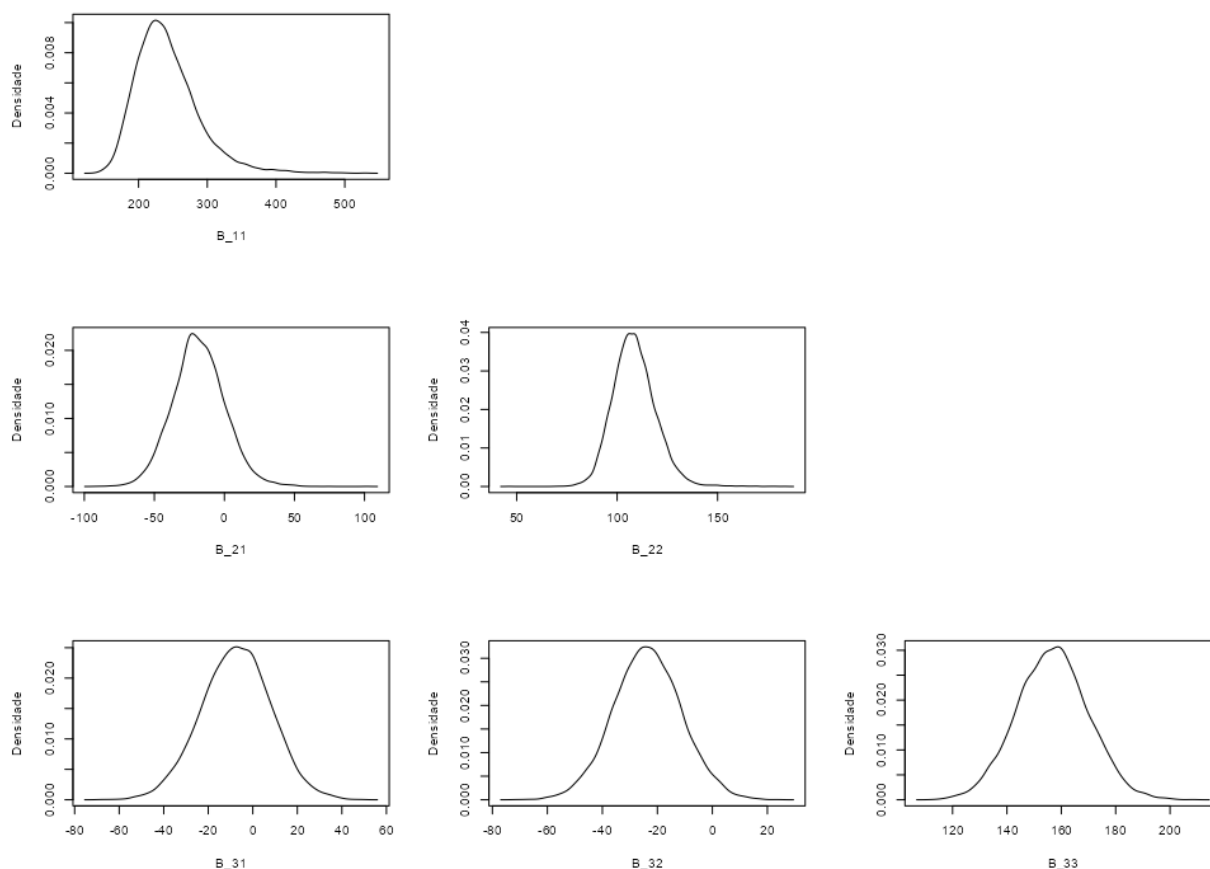
Percebem-se diversos aspectos dignos de nota ao longo da decomposição. Destacam-se:

- i. A determinação da política monetária se tornou mais endógena (i.e. consistente com a Regra de Taylor) nos períodos marcados por maior independência do Banco Central e/ou de maior ancoragem das

expectativas de inflação, enquanto as turbulências de 2003-2007 e 2012-2017 apresentam um comportamento mais vulnerável à choques na determinação dos juros, oferecendo vestígios da importância de uma autoridade monetária independente que trabalha num ambiente bem ancorado;

- ii. Percebe-se o impacto suavizado e tipicamente de mesmo sinal para as contribuições do hiato de juros de de inflação no hiato do produto, provável reflexo das defasagens da autoridade monetária que aparentam reagir de maneira anticíclica, em particular em seguimento aos choques exógenos de produto observados em 2009-10, 2015-16, 2020 e vestigialmente em 2023-24;
- iii. O comportamento do hiato da inflação é majoritariamente autoexplicativo em todos os episódios inflacionários e desinflacionários a despeito das variadas reações da autoridade monetária ao longo do período. Isso instiga a decomposição das possíveis origens, em termos de oferta e demanda, dos choques sofridos pela economia brasileira ao longo do período analisado.

Gráfico 15 – Diagnóstico da matriz estrutural para o BVARX com restrições de zeros
Diagnóstico das posteriors para a matriz B



Fonte: Estimções do autor

A avaliação da densidade posterior para os parâmetros da matriz de choques estruturais, também denominada matriz B , pode ser útil para entender a inferência do BVAR por trás da origem de cada choque ao longo da série temporal. Lembra-se ainda que, por se tratar de um ordenamento $[\tilde{y} \ \tilde{\pi} \ \tilde{r}]' \cdot [\tilde{y} \ \tilde{\pi} \ \tilde{r}]$ decomposto via Cholesky, os parâmetros na diagonal superior da matriz são zerados e não estimados.

Recordando a Equação 3.2.3, pode-se representar os choques estruturais u_t de maneira extensa como:

$$u_t = B_{11}\epsilon_{\tilde{y}_t} + B_{21}\epsilon_{\tilde{y}_t} \cdot B_{22}\epsilon_{\tilde{\pi}_t} + B_{31}\epsilon_{\tilde{y}_t} \cdot B_{32}\epsilon_{\tilde{\pi}_t} \cdot B_{33}\epsilon_{\tilde{r}_t} \quad (4.4.1)$$

Como esperado, a densidade posterior ao longo da diagonal principal é estritamente positiva, em linha com as análises de FIR que parte do pressuposto de um impulso positivo em cada variável do sistema. Enquanto isso, a densidade posterior do parâmetro B_{21} é predominantemente negativa, sugerindo uma interação tipicamente

negativa entre os termos de erro de produto e inflação, i.e. choques tipicamente no lado da oferta ao longo do período analisado.

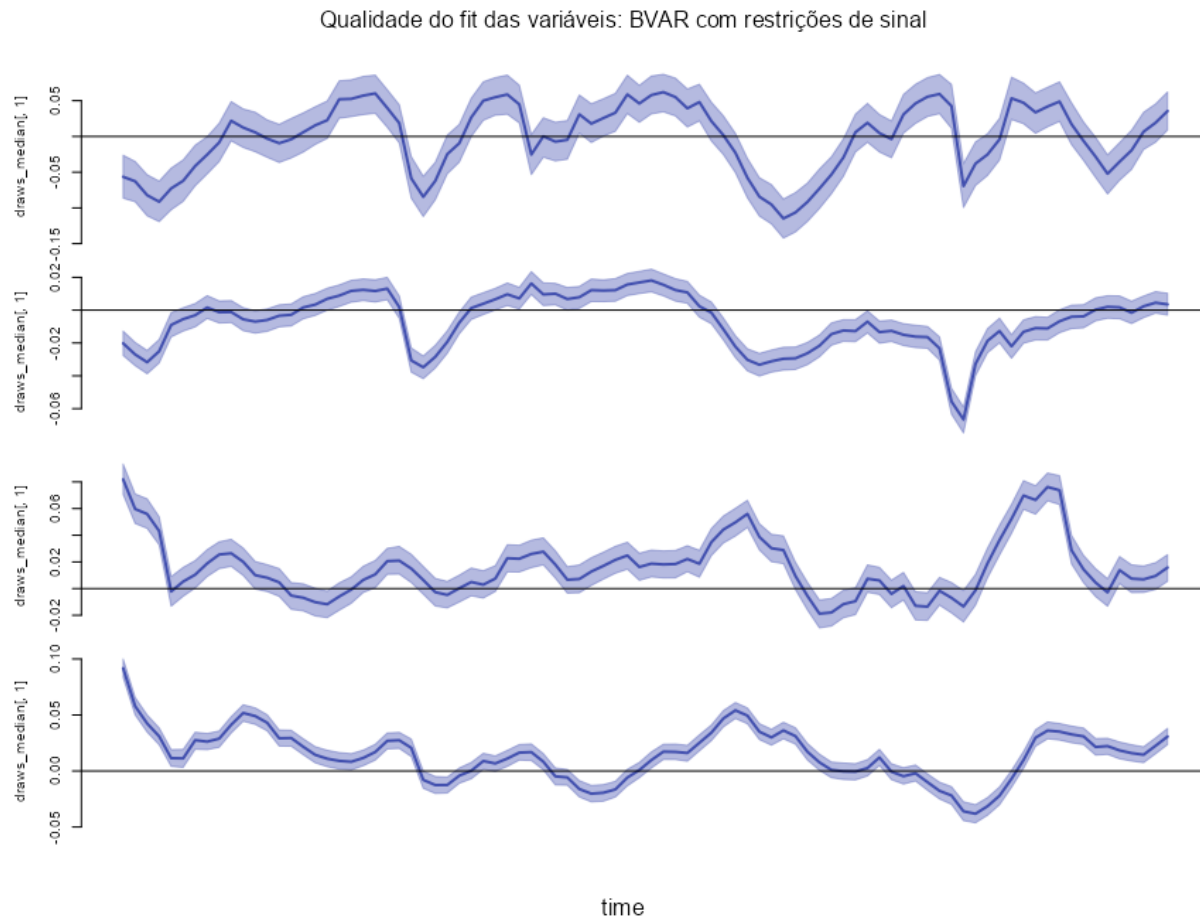
Finalmente, a *posterior* de B_{32} sugere que os choques estimulativos de política monetária ocorrem simultaneamente com choques inflacionários em probabilidade similar a $\mathbb{P}(\epsilon_{\tilde{y}_t} \cdot \epsilon_{\tilde{\pi}_t} < 0)$, endossando a hipótese de que a autoridade monetária é mais sensível a flutuações do produto do que em preços.

4.5. BVAR EXÓGENO COM RESTRIÇÕES DE SINAL

Conforme mencionado anteriormente, esta especificação agregou duas novas séries, representando preços de *commodities* e concessão de crédito – na qual as *commodities* são exogeneizadas em conjunto com o hiato externo para capturar eventuais dinâmicas adicionais do setor externo – visando refinar a dinâmica dos choques de oferta e demanda na economia brasileira. As restrições de sinal seguem os seguintes preceitos:

- i. Um choque positivo na oferta doméstica deve impulsionar o hiato do produto e reduzir o hiato da inflação, constituindo um choque ortogonal à concessão de crédito (parâmetro restrito a zero no impacto contemporâneo)
- ii. Um choque positivo na demanda doméstica deve impulsionar, conjuntamente, o hiato do produto, da inflação e da concessão de crédito

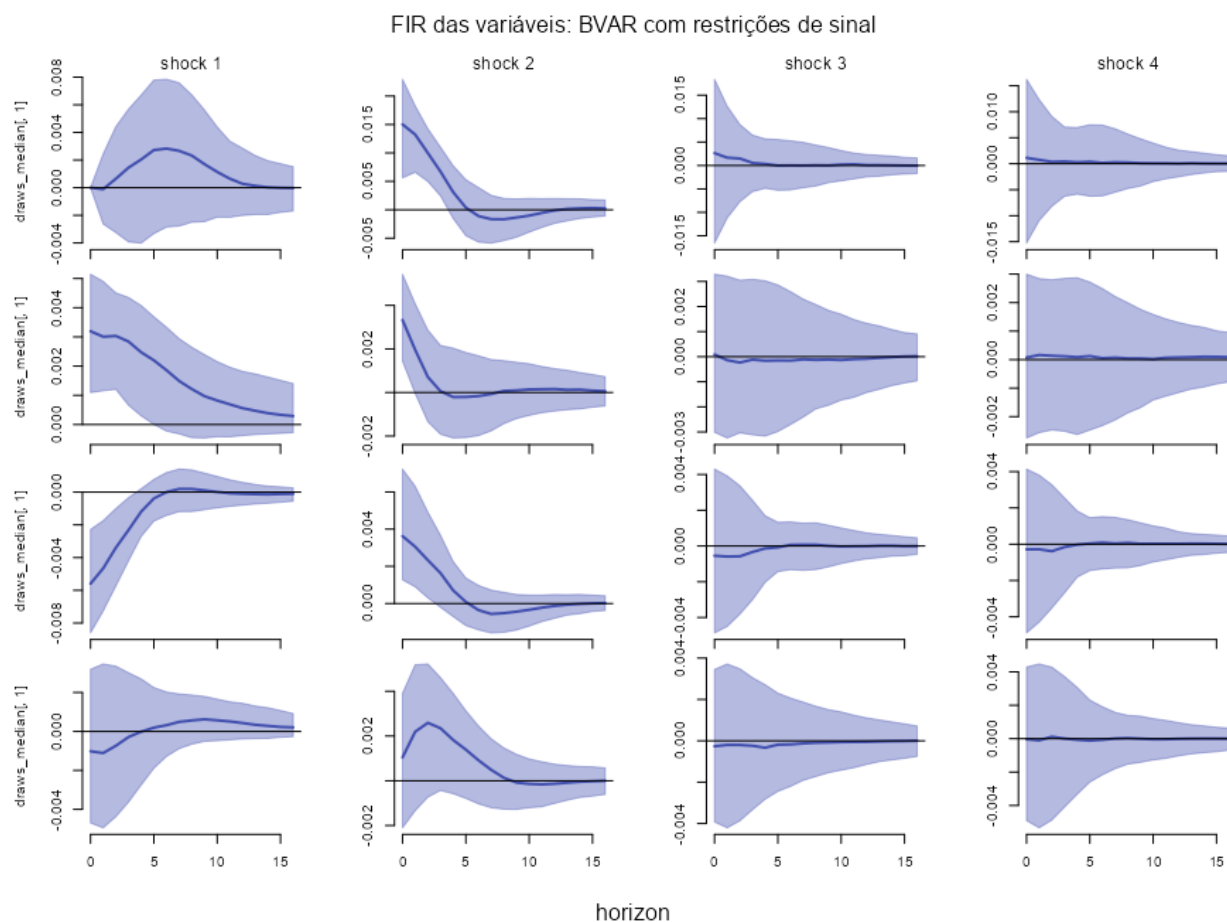
Gráfico 16 – Ajuste de precisão para o BVARX com restrições de sinal



Fonte: Estimções do autor

Na implementação da especificação com sinais, percebe-se uma deterioração marginal na qualidade do fit para as variáveis, mas que se mantém fidedigna em termos gerais. Por meio do Gráfico 29 no Apêndice, também é possível averiguar alguns indícios de deterioração na convergência (*trace plot* e densidades levemente atípicas, e presença de autocorrelação significativa em todas as colunas, que reduzem a amostra efetiva da cadeia de Markov), mas que aparentam ser benignos o suficiente para proceder com a estimação. Naturalmente, um dos problemas pode advir da ausência de iterações suficientes para o MCMC, que estão sujeitas às restrições computacionais enfrentadas na elaboração do trabalho.

Gráfico 17 – FIRs para o BVARX com restrições de sinal



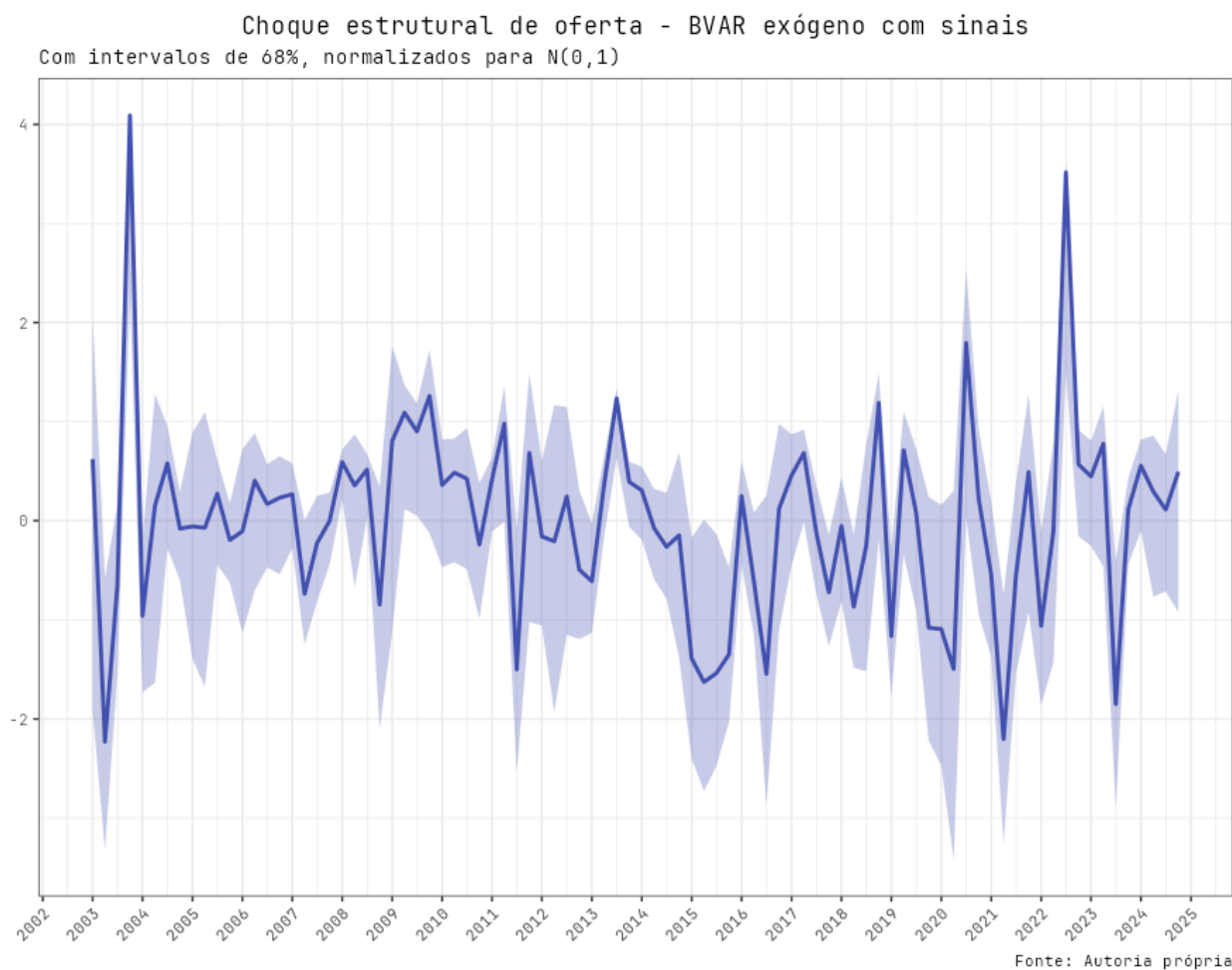
Fonte: Estimações do autor

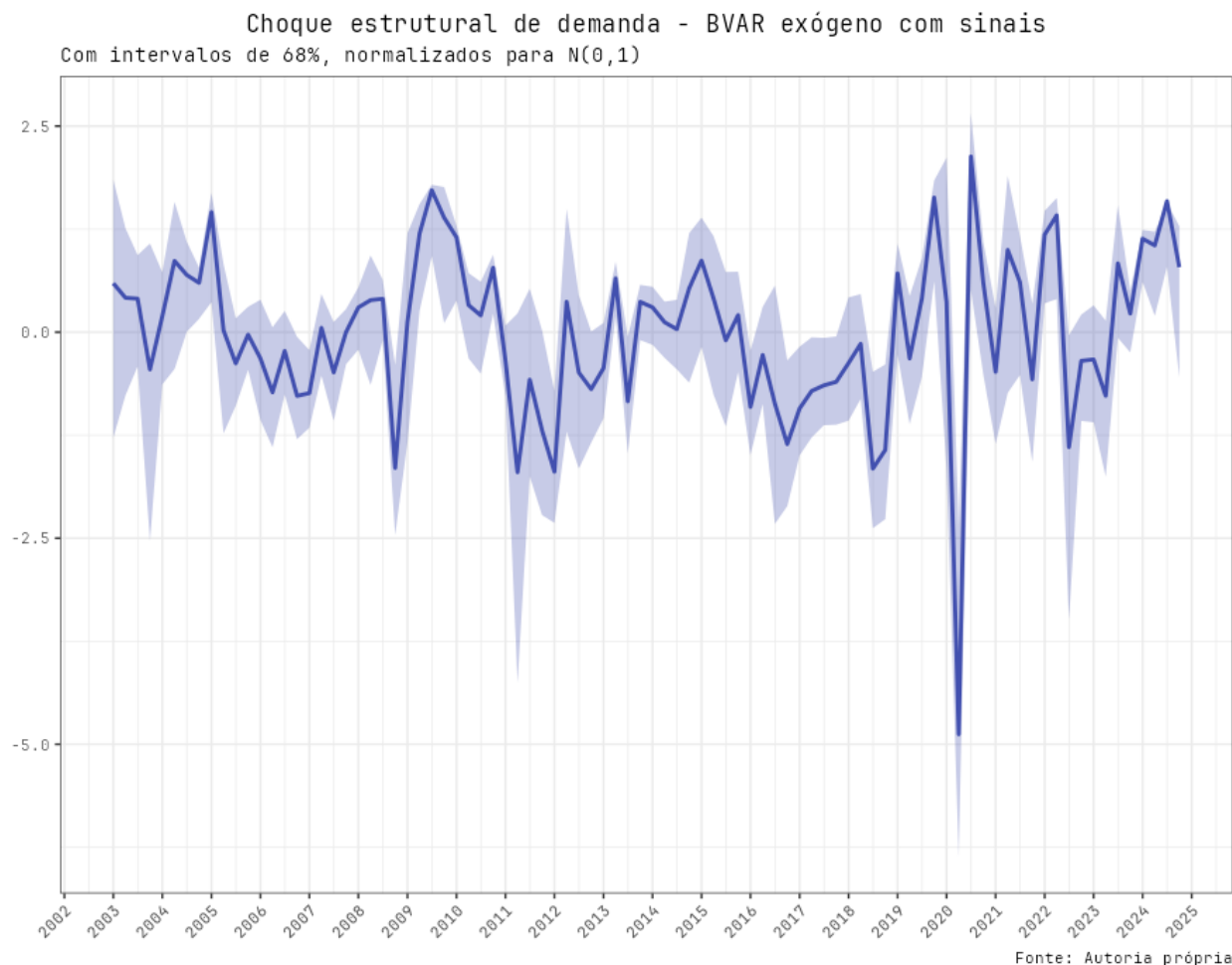
A primeira coluna de choques a partir da esquerda caracteriza um choque de oferta, enquanto a segunda coluna caracteriza um choque de demanda. É evidente pelas FIRs que os choques de demanda decaem mais rapidamente na estimação, com os intervalos de confiança cruzando zero entre um a dois trimestres mais cedo do que os choques de oferta.

Como embutido por *design*, as respostas do hiato doméstico, da inflação e de crédito apresentam os sinais corretos, e existem também diferenças na reação da autoridade monetária frente aos dois tipos de choques: apesar de ambos contarem com grande incerteza inicial, como representado pelo alargamento das bandas de confiança para os primeiros trimestres de horizonte, percebe-se que o hiato de juros reage de maneira levemente negativa para um choque positivo de oferta, apesar de uma resposta bem próxima a zero, consistente com o esperado pela literatura. Por outro lado, o hiato de juros reage de maneira positiva nos primeiros trimestres após um choque positivo de demanda, também de maneira consistente com a literatura, porém com uma magnitude

mais acentuada da reação, podendo isso explicar o decaimento mais rápido dos efeitos do choque de demanda. Apesar de ortogonalizado no impacto contemporâneo, também nota-se um impacto marginalmente positivo no hiato de crédito para o choque positivo de oferta, que apesar de completamente dentro do intervalo de confiança, cumpre com a noção de que a expansão *supply-side* da economia poderia gerar eventual fomento para a demanda das famílias.

Gráficos 18 e 19 – Estimação dos choques estruturais para o BVARX com restrições de sinal





Por meio da identificação de choques com a restrição de sinais, é possível mapear a ocorrência de tais choques ao longo do tempo por meio da análise dos erros estruturais u_t contidos na equação do vetor autoregressivo e as respectivas bandas de confiança associadas com a ocorrência do evento.

Apesar da presença de alguns comportamentos atípicos – como o 4T2003 e o 3T2022 possivelmente vinculados, respectivamente, à crise cambial e à isenção de ICMS dos combustíveis – é possível obter diversos resultados que auxiliam a narrativa dos ciclos econômicos brasileiros ao longo das últimas duas décadas:

- i. A crise financeira de 2008 ocorreu logo após um rali no mercado de *commodities* que favoreceu o Brasil por meio de choques positivos de demanda; com a recessão global, nota-se um cenário de retração transitória na demanda que foi acompanhado por posterior expansão da capacidade produtiva brasileira em conjunto com um

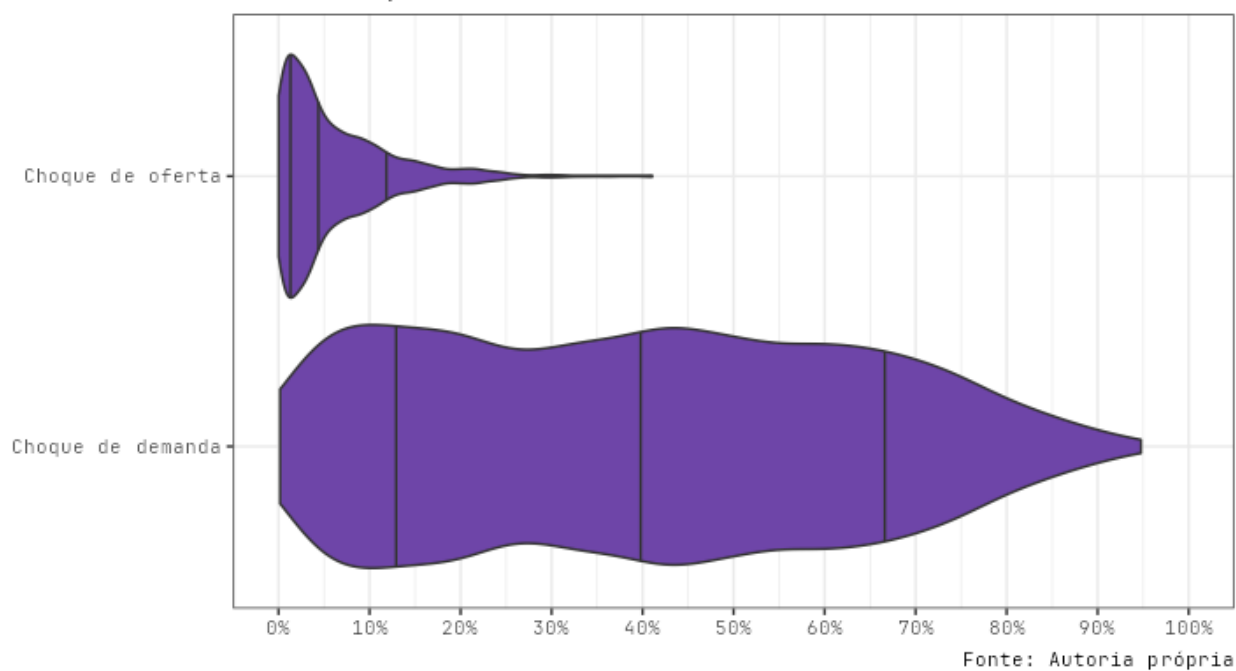
- mercado consumidor robusto, gerando forte efeito rebote no crescimento do PIB sem um desvio proporcional da inflação;
- ii. O triênio 2014-2016 foi marcado por evidências incipientes de um choque positivo de demanda, potencialmente via programas de estímulo fiscal-monetário ocorridos na época em meio a uma erosão da capacidade produtiva do país como se pode inferir pelo choque negativo de oferta, que foi possível fruto de uma confluência das estiagens de São Paulo com as consequências da Nova Matriz Econômica, gerando um ambiente governado principalmente por choques negativos de oferta que minaram o hiato do produto em meio a uma inflação crescente. Com o aumento do desemprego, que praticamente dobrou no período em conjunto com os efeitos contracionistas da política monetária, nota-se a presença de choques negativos de demanda entre 2016-2018 que podem ter motivado o período de desinflação na época;
 - iii. Apesar de evidências incipientes de um choque negativo de oferta durante a pandemia de Covid-19, o efeito mais claro foi percebido no lado da demanda, com a presença de deflação nos primeiros meses em meio a forte queda do PIB conforme o desemprego e o distanciamento social geraram um fenômeno de poupança precaucionária. Nota-se um “efeito rebote” para a demanda nos trimestres seguintes, possivelmente decorrente dos programas de estímulo fiscal em conjunto com o consumo da poupança acumulada;
 - iv. Existem vestígios significativos de um choque positivo de demanda ao final da amostra analisada, possivelmente decorrente do impulso fiscal gerado com medidas pró-consumo e pró-crédito por parte do governo, que acabaram por colocar pressão na inflação visto que não existem indícios notáveis de um choque positivo de oferta.

Finalmente, é possível dimensionar a relevância dos choques identificados anteriormente na evolução das variáveis endógenas embutidas no modelo por meio do FEVD. Desta vez, porém, objetiva-se olhar a decomposição da variância especificamente para o sexto trimestre de horizonte (consoante com o limite do “horizonte relevante” para a política monetária do Banco Central), adicionando uma dimensão de incerteza para a explicação dos choques ao analisar a densidade da distribuição posterior dos parâmetros, feito que é possível com a estimação bayesiana.

Gráficos 20, 21, 22 e 23 – Decomposição da variância para o BVARX com restrições de sinal

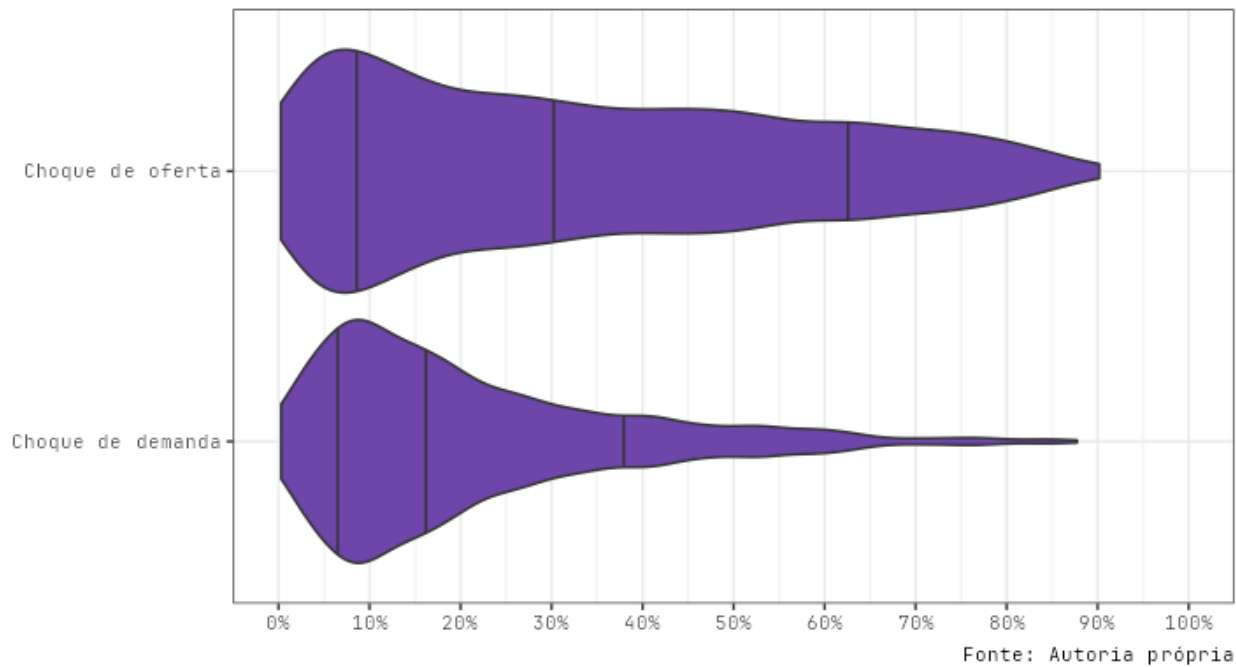
Decomposição da variância - Crédito

Densidade posterior com delineamento dos intervalos de 68%



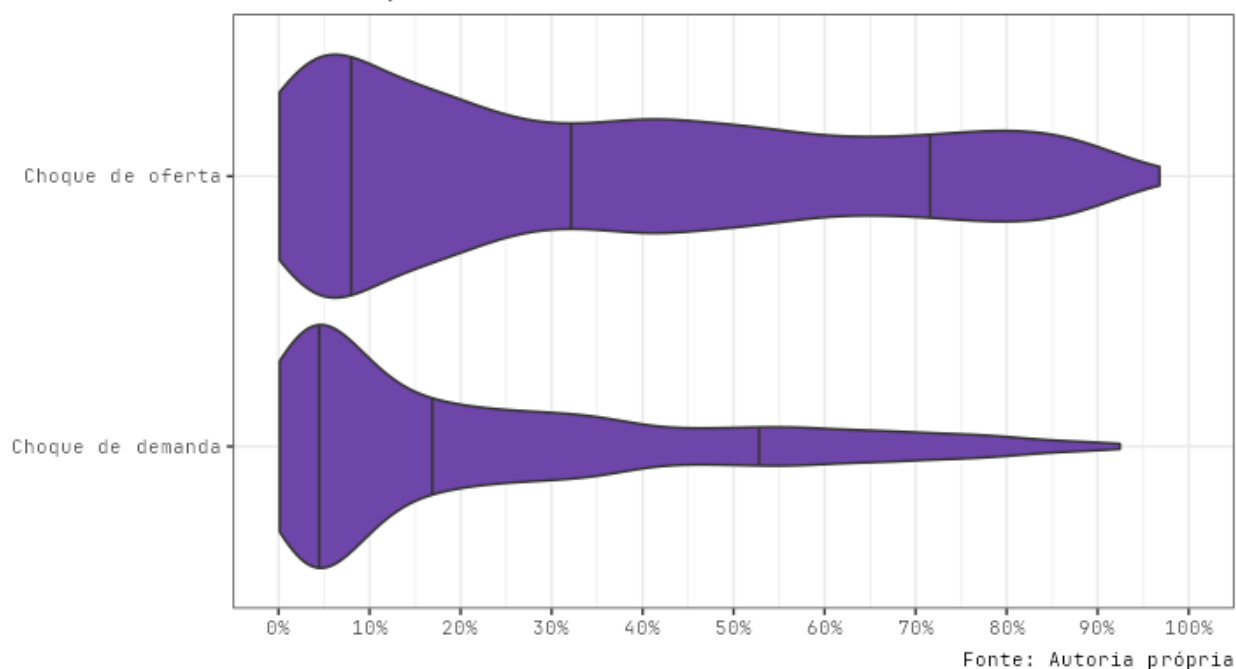
Decomposição da variância - PIB

Densidade posterior com delineamento dos intervalos de 68%



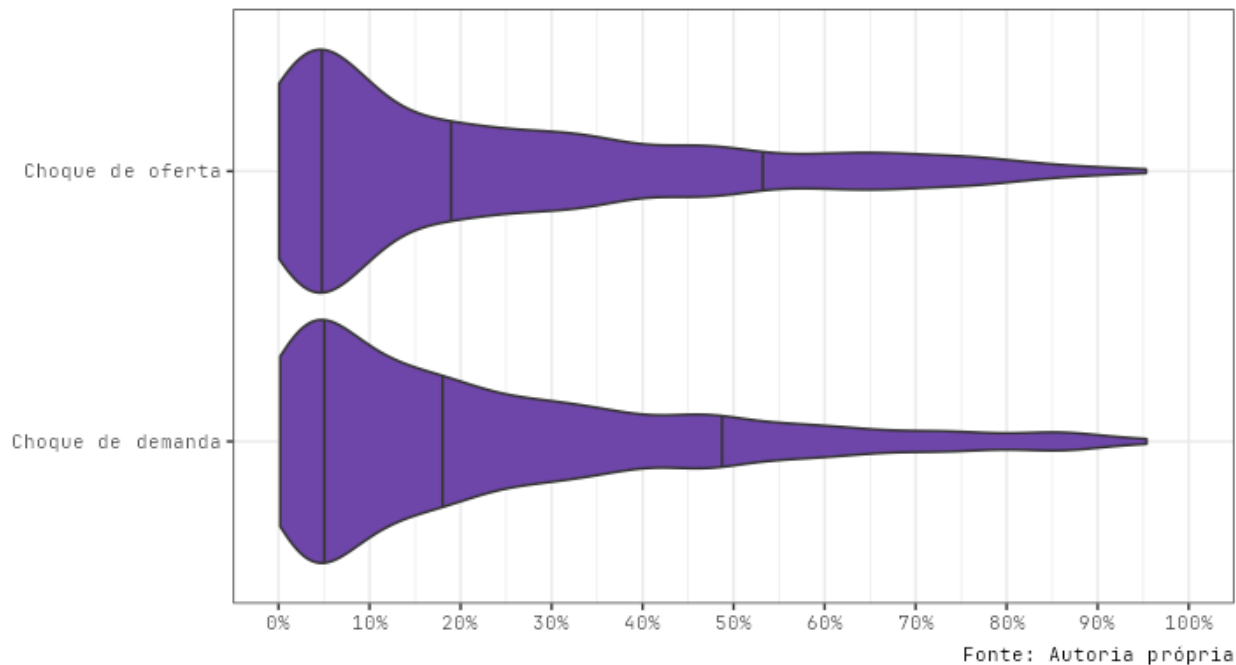
Decomposição da variância - Inflação

Densidade posterior com delineamento dos intervalos de 68%



Decomposição da variância - Juros

Densidade posterior com delineamento dos intervalos de 68%



A primeira observação acerca dos achados é relacionada à ampla incerteza do poder explicativo dos choques identificados para as variáveis endógenas, com instâncias

onde a *posterior* revela que a explicação do choque pode ser nula ou completa, e intervalos de um desvio padrão (já naturalmente mais “frouxos”) que abrangem boa parte do espaço de probabilidade. Adicionalmente, as evidências sugerem que grande parte da variância das séries não é explicada pelos choques de oferta e demanda, sugerindo a necessidade de refino das hipóteses de identificação para um trabalho futuro, possivelmente por meio do emprego de restrições adicionais como as de narrativa ou correlação.

De todo modo, é possível encontrar algumas evidências incipientes a partir da análise comparativa das densidades dos dois choques apresentados no FEVD:

- i. O comportamento das concessões de crédito é mais impactado pelos choques no lado da demanda, possivelmente por conta do vínculo direto entre o estímulo ao consumo das famílias e o financiamento de novos bens e/ou serviços;
- ii. Tanto o PIB quanto a inflação aparentam sofrer mais influência dos choques de oferta, ainda que de maneira menos clara do que no caso citado acima;
- iii. O impacto dos dois choques é aproximadamente similar e pouco relevante para a determinação da política monetária, sugerindo que a autoridade monetária é pouco responsiva aos choques de oferta/demanda (ou, também, que os choques em si não estão suficientemente bem identificados).

5. CONCLUSÕES

Visando a análise de ciclos econômicos, este trabalho testou diversas especificações de modelos da família VAR aplicados para o contexto da economia brasileira sob os moldes de um modelo Novo-Keynesiano de três equações, objetivando entender e demonstrar como a variação dos métodos de estimação e das escolhas de exogeneidade podem afetar os resultados-chave, em contraste com o que se esperaria conforme a literatura econômica.

Dentre as especificações utilizadas, notou-se que os VARs bayesianos obtiveram resultados gerais que estão mais em linha com a teoria econômica, e a escolha de exogeneizar o hiato externo completamente – ao invés de fazê-lo via Cholesky – também melhorou significativamente o alinhamento dos resultados com a teoria. Com este método de estimação, o cômputo dos intervalos de confiança também se tornou mais acurado e obtiveram-se bandas mais próximas das estimativas pontuais do que com os

métodos frequentistas, provável decorrência da flexibilidade no uso de *priors* para lidar com contextos econômicos onde séries temporais são insuficientemente longas, como é o caso do Brasil.

Em um ensaio adicional, foi possível efetuar a interpretação das densidades posteriores para os parâmetros no modelo bayesiano buscando melhor compreensão da origem dos choques a partir dos agregados analisados, culminando no uso do método da restrição de sinais para identificar choques de oferta e demanda na economia brasileira, gerando resultados que favorecem uma narrativa *supply-side* da recessão de 2015-16 e uma narrativa *demand-side* da recessão de 2020, além de uma desagregação dos diversos choques que impactaram a economia brasileira antes, durante e depois da crise financeira de 2008.

Em tempo, asseveram-se obstáculos encontrados ao longo do trabalho, como o estabelecimento de metas revisadas de inflação, o uso do filtro HP ao invés de uma abordagem mais estrutural ao hiato externo, e a existência de possíveis erros de mensuração nas variáveis que calha na introdução de algum nível de viés na inferência estatística dos modelos. Finalmente, a intensidade computacional dos métodos bayesianos se provou relevante para a estimação de alguns modelos e resultados, deixando o número de iterações a desejar em alguns casos – isto, em conjunto com hipóteses de identificação pouco refinadas, são prováveis responsáveis pela perda de acurácia em alguns resultados-chave, que foram marcados por intervalos de confiança notavelmente amplos apesar do uso de um nível de significância de 32% (que, mesmo sendo coerente com os usos da literatura, é menos rigoroso do que o usual).

Ressalta-se, também, cautela ao generalizar os resultados para demais períodos históricos ou demais experiências internacionais, visto que tanto a base de dados utilizada quanto o arcabouço Novo-Keynesiano estão adaptados às condições macroeconômicas propiciadas no período pós-estabilização do Plano Real, com a presença do chamado “Tripé Macroeconômico”. A utilização de modelos mais robustos, como os DSGEs, pode ser complementada ao uso dos BVARs/SVARs na avaliação de impulsos-resposta conforme feito a título de exemplo em Uribe & Schmitt-Grohé (2017), ainda que ao custo de maior complexidade analítica para elaborar tais modelos: por serem muito parametrizados, “fechar” os sistemas de equações dos DSGEs se torna uma tarefa não-trivial, além dos maiores custos computacionais.

Em particular, estes resultados contribuem para a literatura macroeconômica brasileira ao providenciar insumos sobre a função de reação da autoridade monetária, seja de maneira incondicional ou condicional (a choques de oferta/demanda), oferecendo estimativas de magnitude, intensidade e duração dos impulsos da política monetária e seus efeitos no produto e nos preços. Oferece também um caminho de melhora dos

modelos aqui apresentados para futuros trabalhos, que já contam com um “overview” de diversas especificações de vetores autoregressivos e suas características principais.

6. APÊNDICE

Explicitam-se aqui os resultados dos testes estatísticos realizados durante o tratamento das séries temporais. Para maior facilidade de interpretação, os p-valores terão a alcunha de “***” para um nível de significância de 1%, “**” para 5%, “*” para 10% e nenhuma sinalização para significâncias menos rigorosas.

Os resultados de convergência dos modelos BVAR abrangem os hiperparâmetros responsáveis pelo processo de *shrinkage* bayesiano, que atualiza as *priors* em direção ao valor verdadeiro do parâmetro conforme novas evidências aparecem para o estimador. Para fins de resumo, demais hiperparâmetros foram averiguados porém tiveram sua visualização omitida sem perda de generalidade, e estão livremente disponíveis para verificação pelo leitor no repositório do GitHub.

Tabela 2 – Testes de Heterocedasticidade (Breusch-Pagan):

Variável	Valor da estatística de teste	P-Valor	Conclusão a partir da H_0
ystar_tilde	0,106	0,7443	Série homocedástica
y_tilde	2,067	0,1505	Série homocedástica
pi_tilde	0,005	0,9463	Série homocedástica
r_tilde	0,371	0,5421	Série homocedástica

Fonte: Estimções do autor

Tabela 3 – Testes de Normalidade (Jarque-Bera):

Variável	Valor da estatística de teste	P-Valor	Conclusão a partir da H_0
ystar_tilde	442,15	<0,01 ***	Resíduos não-normais
y_tilde	1325,90	<0,01 ***	Resíduos não-normais
pi_tilde	1,64	0,4412	Resíduos normais
r_tilde	7,33	0,0256 **	Resíduos não-normais

Fonte: Estimções do autor

Tabela 4 – Testes de Raiz Unitária (Dickey-Fuller Ampliado) para 5 defasagens:

Variável	Valor da estatística de teste	P-Valor	Conclusão a partir da H_0
ystar_tilde	-4,6492	<0,01 ***	Série estacionária
y_tilde	-2,3103	0,0222 **	Série estacionária
pi_tilde	-2,8805	<0,01 ***	Série estacionária
r_tilde	-2,0151	0,0444 **	Série estacionária

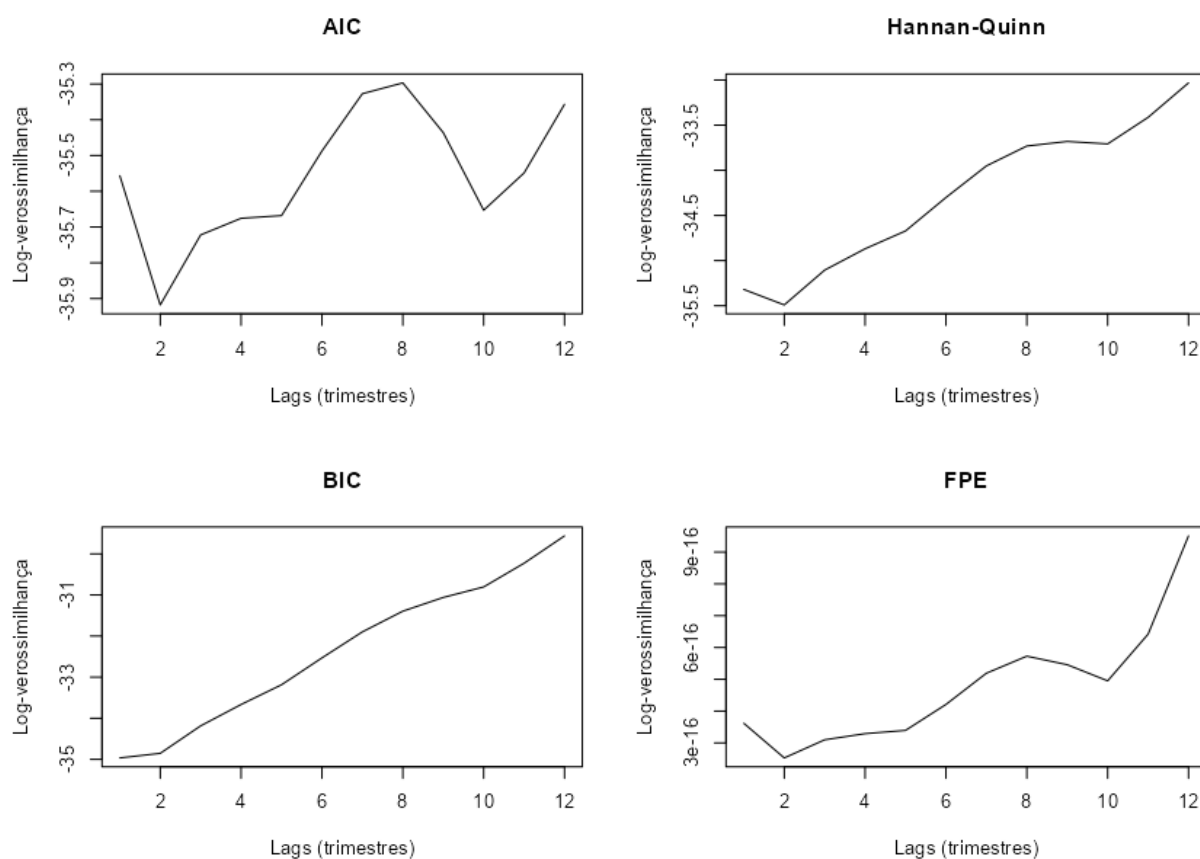
Fonte: Estimções do autor

Tabela 5 – Testes de Causalidade de Granger:

Variável	Valor da estatística de teste	P-Valor	Conclusão a partir da H_0
ystar_tilde	1,3308	0,1831	\tilde{y}^* não causa [\tilde{y} $\tilde{\pi}$ \tilde{r}]
y_tilde	2,1131	<0,01 ***	\tilde{y} causa [\tilde{y}^* $\tilde{\pi}$ \tilde{r}]
pi_tilde	1,8066	0,0337 **	$\tilde{\pi}$ causa [\tilde{y}^* \tilde{y} \tilde{r}]
r_tilde	1,7847	0,0367 **	\tilde{r} causa [\tilde{y}^* \tilde{y} $\tilde{\pi}$]

Fonte: Estimções do autor

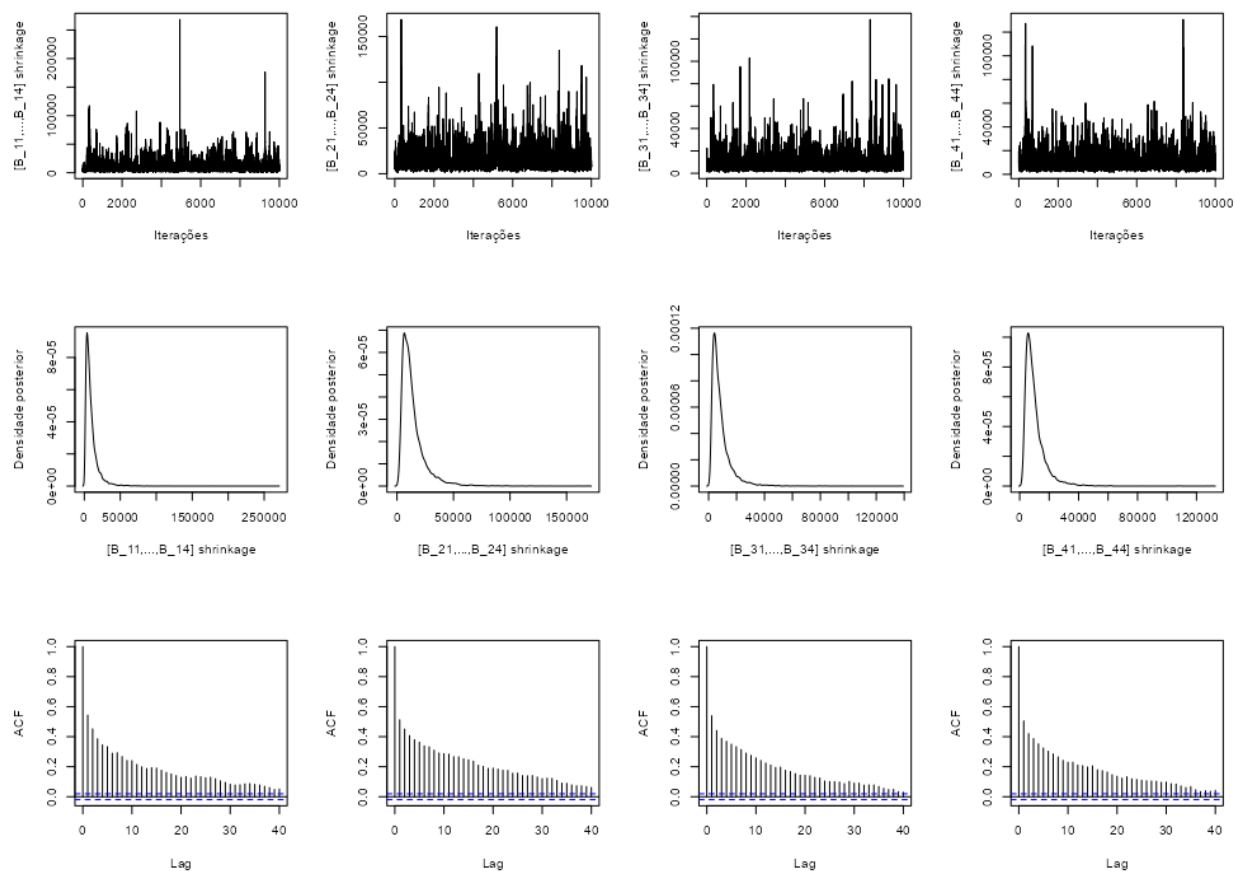
Gráfico 24 – Superfície dos critérios de informação para o VAR:



Fonte: Estimções do autor

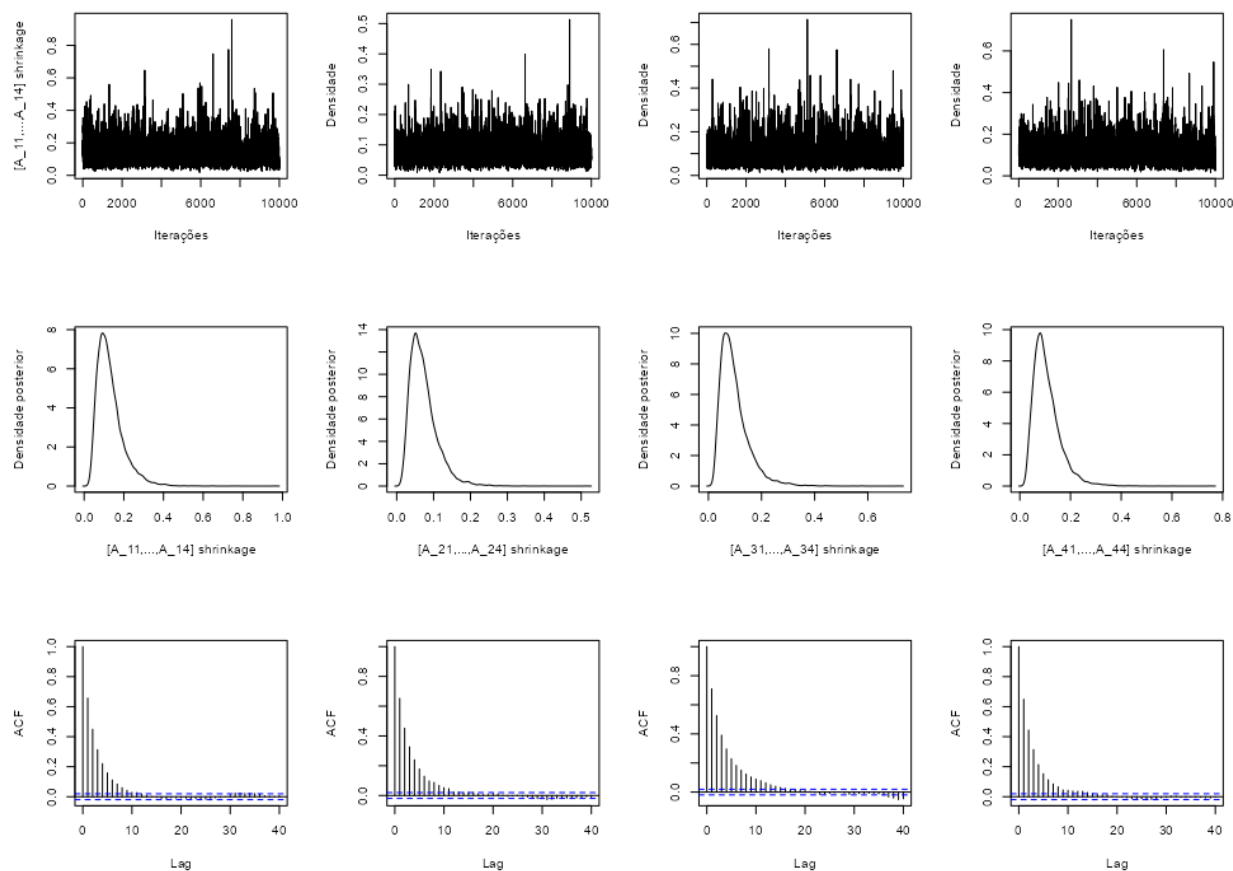
Gráficos 25 e 26 – Convergência para o BVAR com restrições de zeros

Diagnóstico de convergência do MCMC para a matriz B



Fonte: Estimções do autor

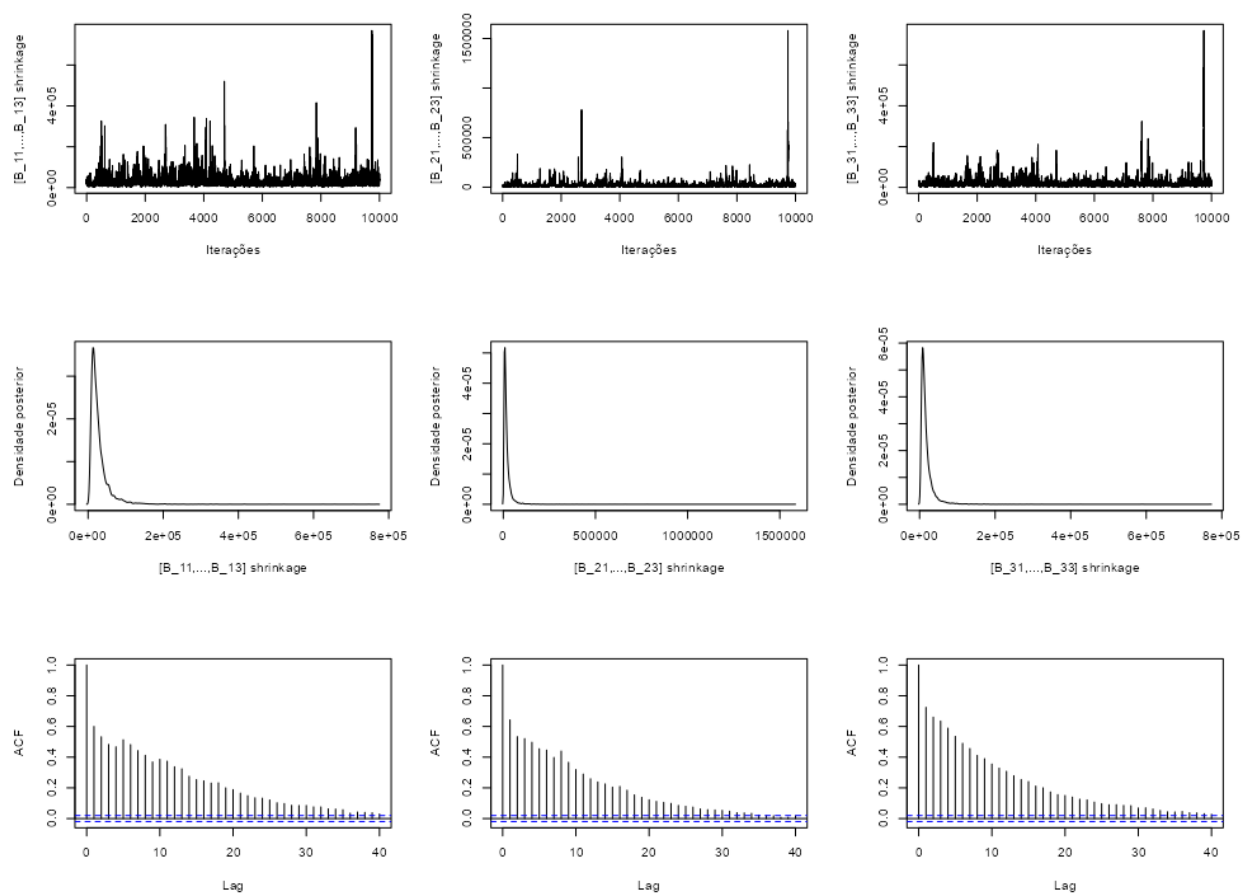
Diagnóstico de convergência do MCMC para a matriz A



Fonte: Estimções do autor

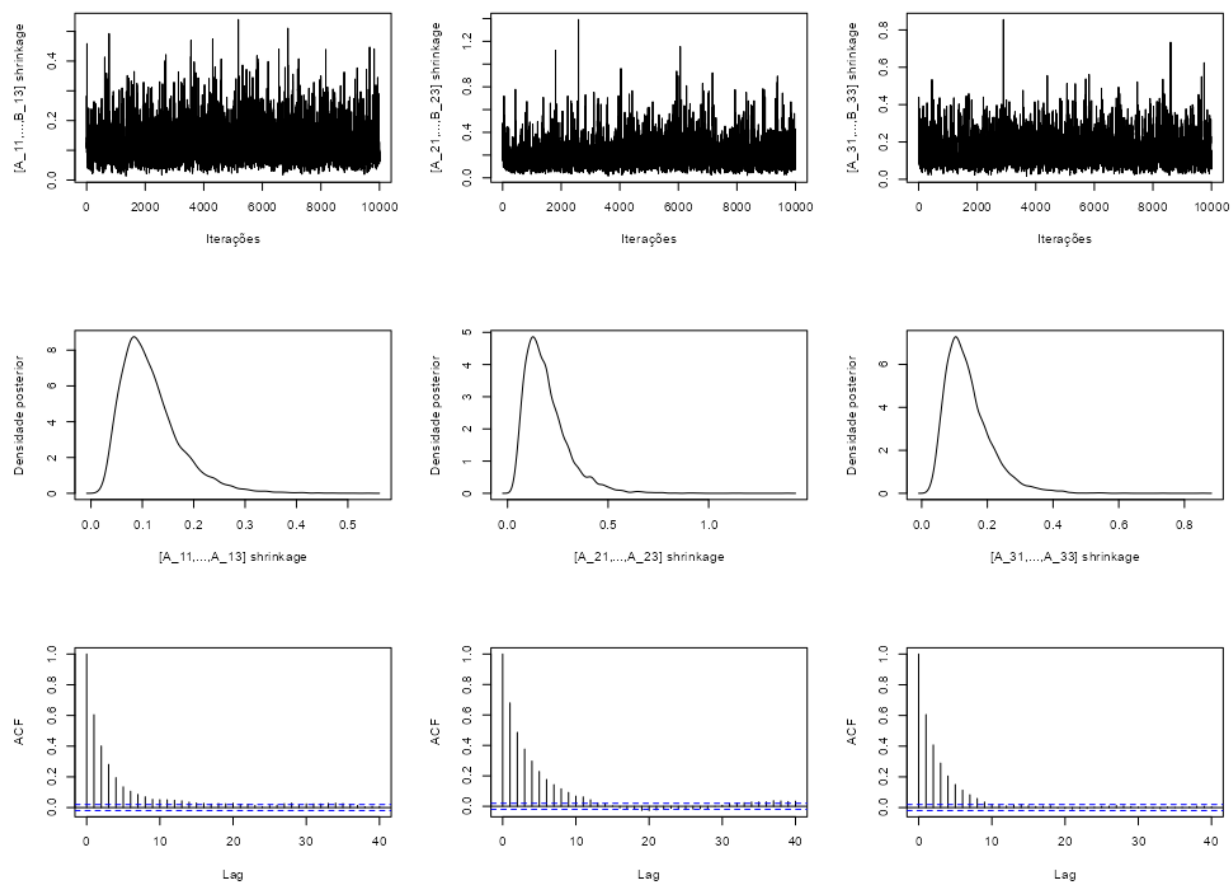
Gráficos 27 e 28 – Convergência para o BVAR exógeno com restrições de zeros

Diagnóstico de convergência do MCMC - hiperparâmetros da matriz B



Fonte: Estimações do autor

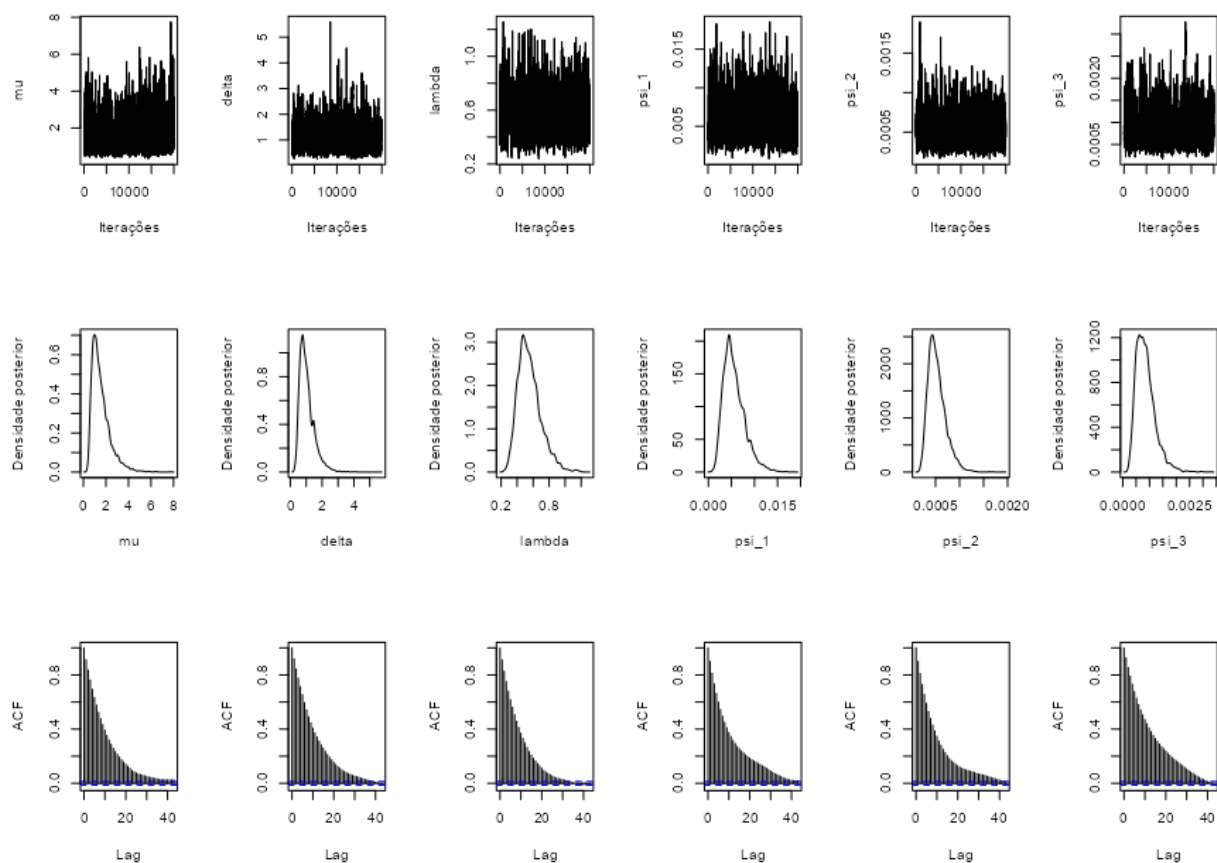
Diagnóstico de convergência do MCMC para a matriz A



Fonte: Estimções do autor

Gráfico 29 – Convergência para o BVAR exógeno com restrições de sinal

Diagnóstico de convergência dos hiperparâmetros



Fonte: Estimções do autor

Abaixo, são providenciadas as demonstrações para as equações da Página 19:

- Regra de Taylor (TAYLOR, J.B., 1993)

$$i_t = r_{p,t} + \pi_t + \kappa(y_t - y_{p,t}) + (1 - \kappa)(\pi_t - \pi_t^T) \quad (6.1)$$

Passando o termo da inflação para a esquerda, temos:

$$i_t - \pi_t = r_{p,t} + \kappa(y_t - y_{p,t}) + (1 - \kappa)(\pi_t - \pi_t^T) \quad (6.2)$$

Sintetizando o juro real $r_t = i_t - \pi_t$ e passando o juro real neutro para a esquerda:

$$(r_t - r_{p,t}) = \kappa(y_t - y_{p,t}) + (1 - \kappa)(\pi_t - \pi_t^T) \quad (6.3)$$

Onde $(r_t - r_{p,t})$ representa o hiato da política monetária, $(y_t - y_{p,t})$ representa o hiato do produto doméstico e $(\pi_t - \pi_t^T)$ representa o hiato da inflação.

- Curva de Phillips (COSTA Jr., C.J., 2016)

$$\tilde{\pi}_t = \beta \mathbb{E}_t[\widetilde{\pi_{t+1}}] + \left[\frac{(1-\theta)(1-\beta\theta)}{\theta} \right] (\widetilde{MC}_t - \tilde{P}_t) \quad (6.4)$$

Abrindo o termo $\tilde{\pi}_t$ para explicitar o hiato da inflação e definindo o hiato de custos marginais reais ($\widetilde{MC}_t - \tilde{P}_t$) como função do hiato do produto doméstico:

$$(\pi_t - \pi_t^T) = \beta \mathbb{E}_t[(\pi_{t+1} - \pi_{t+1}^T)] + \left[\frac{(1-\theta)(1-\beta\theta)}{\theta} \right] \cdot f(y_t - y_{p,t}) \quad (6.5)$$

Simplificando o termo expectacional e o termo da equação de Calvo:

$$(\pi_t - \pi_t^T) = f(\pi_{t+1} - \pi_{t+1}^T) + k \cdot f(y_t - y_{p,t}) \quad (6.6)$$

- Curva IS na economia aberta (CLARIDA, R., 2009)

$$y_t = \gamma(1 - \sigma^{-1})y_t^* - [(1 - \rho)\sigma]^{-1} \cdot (i_t - \mathbb{E}_t[\pi_{t+1}]) \quad (6.7)$$

Simplificando $r_t = i_t - \mathbb{E}_t[\pi_{t+1}]$; ou seja, expressando o juro real ex-ante:

$$y_t = \gamma(1 - \sigma^{-1}) \cdot y_t^* - [(1 - \rho)\sigma]^{-1} \cdot r_t \quad (6.8)$$

Simplificando os termos associados à aversão de risco:

$$y_t = f(y_t^*) - f(r_t) \quad (6.9)$$

Abrindo cada um dos termos acima para expressá-los em termos de hiatos:

$$(y_t - y_{p,t}) = [f(y_t^*) - f(r_t)] - [f(y_{p,t}^*) - f(r_{p,t})] \quad (6.10)$$

$$(y_t - y_{p,t}) = g(y_t^* - y_{p,t}^*) - g(r_t - r_{p,t}) \quad (6.11)$$

7. REFERÊNCIAS

AMISANO, Gianni; GIANNINI, Carlo. *“Topics in Structural VAR Econometrics”*. Springer Berlin Heidelberg, 1997.

BERTANHA, Marinho; HADDAD, Eduardo A. *“Efeitos regionais da política monetária no Brasil: impactos e transbordamentos espaciais”*. Revista Brasileira de Economia, Vol. 62, No. 1, pp. 3-29. Set/2008.

BLANCHARD, Olivier J.; QUAH, Danny. *“The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances”*. American Economic Association, Vol. 79, No. 4, pp. 655-673. Set/1989.

CLARIDA, Richard H. *“Reflections on Monetary Policy in the Open Economy”*. NBER International Seminar on Macroeconomics. Abr/2009. Disponível em: <https://www.nber.org/system/files/chapters/c8235/c8235.pdf>. Acesso em 31/03/2025, 15:02.

COCHRANE, John H. *“A critique on the application of unit root tests”*. Journal of Economic Dynamics and Control, Elsevier, Vol. 15, No. 2, pp. 275-284. Abr/1991.

COULOMBE, Phillipe G.; KLIEBER, Karin. *“Opening the Black Box of Local Projections”*. SSRN Working Paper. Disponível em: https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=5237376. Acesso em 12/05/2025, 20:27.

COSTA Jr, Celso J. *“Understanding DSGE Models: Theory and Applications”*. Vernon Press, 2016.

DOAN, Thomas; LITTERMAN, Robert B.; SIMS, Christopher A. *“Forecasting and Conditional Projection Using Realistic Prior Distributions”*. Econometric Reviews, Vol. 3, No. 1, p. 1-100. 1984

FRIEDMAN, Milton. *“The ‘Plucking Model’ of Business Fluctuations Revisited”*. Economic Inquiry, Vol. 31, No. 2, pp. 171-177. Abr/1993.

GELMAN, Andrew; RUBIN, Donald B. *“Inference from Iterative Simulation Using Multiple Sequences”*. Statistical Science, Vol. 7, No. 4, pp. 457-472. Nov/1992.

GRANGER, C. W. J. *“Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods”*. Econometrica, Vol. 37, No. 3, pp. 424-438. Ago/1969.

GRUEN, David; ROMALIS, John; CHANDRA, Naveen. *“The Lags of Monetary Policy”*. Reserve Bank of Australia Research Discussion Paper, No. 9702. Abr/1997.

Disponível em: <https://www.rba.gov.au/publications/rdp/1997/pdf/rdp9702.pdf>. Acesso em 01/04/2025, 04:20.

HAMILTON, James D. *“Why You Should Never Use The Hodrick-Prescott Filter”*. The Review of Economics and Statistics, Vol. 100, No. 5, pp. 831-843. Dez/2018.

KEYNES, John M. *“The General Theory of Employment, Interest, and Money”*. Palgrave Macmillan, 1936.

KYDLAND, Finn E.; PRESCOTT, Edward C. *“Time to Build and Aggregate Fluctuations”*. Econometrica, Vol. 50, No. 6, pp. 1345-1370. Nov/1982.

LANGE, A.; DALHEIMER, B.; HERWARTZ, H.; MAXAND, S. *“svars: An R Package for Data-Driven Identification in Multivariate Time Series Analysis”*. Journal of Statistical Software, Vol. 97, No. 5, pp. 1-34. Mar/2021.

LIMA, Elcyon C.R.; MAKKA, Alexis; ALVES, Paloma. *“Monetary Policy and Exchange Rate Shocks in Brazil: Sign Restrictions versus a New Hybrid Identification Approach”*. Brazilian Review of Econometrics, Vol. 31, No. 1, pp. 97-136. Mai/2011.

LUCAS, Robert E. Jr. *“Econometric policy evaluation: A critique”*. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, Elsevier, Vol. 1, No. 1, pp. 19-46. Jan/1976.

LUCAS, Robert E. Jr. *“Models of Business Cycles”*. Cambridge MA: Basil Blackwell, 1987.

LÜTKEPOHL, Helmut. *“New Introduction to Multiple Time Series Analysis”*. Springer Berlin Heidelberg, 2005.

MINELLA, André; FREITAS, Paulo S.; GOLDFAJN, Ilan; MUINHOS, Marcelo K. *“Inflation Targeting in Brazil: Constructing Credibility under Exchange Rate Volatility”*. BCB Working Paper Series, No. 77, pp. 1-38. Jul/2003.

METROPOLIS, N.; ROSENBLUTH, A.W.; ROSENBLUTH, M.N.; TELLER, A.H.; TELLER, E. *“Equation of State Calculations by Fast Computing Machines”*. The Journal of Chemical Physics, Vol. 21, No. 6, pp. 1087-1092. Jun/1953.

Ministério da Economia, SECEX. *“Previsão dos Valores Totais das Exportações e Importações”*. Versão 1.0. Set/2021. Disponível em: https://balanca.economia.gov.br/balanca/metodologia/metodologia_previsao.pdf. Acesso em 18/03/2025, 22:40.

RAVN, Morten O.; UHLIG, Harald. *“On Adjusting the Hodrick-Prescott Filter for the Frequency of Observations”*. 2002. Disponível em:

<https://home.uchicago.edu/~huhlig/papers/uhlig.ravn.res.2002.pdf>. Acesso em 31/03/2025, 15:49.

SERRANO, Fábio M.; NAKANE, Marcio I. *“Impacto regional da política monetária no Brasil: uma abordagem Bayesiana”*. 2015. Disponível em: <https://www.bcb.gov.br/pre/sobre/PremioBCB/Impacto-regional-da-politica-monetaria-no-Brasil-uma-abordagem-Bayesiana-Revisado.pdf>. Acesso em 27/03/2025, 11:54.

SIMS, Christopher A. *“A nine variable probabilistic macroeconomic forecasting model”*. Discussion Paper / Institute for Empirical Macroeconomics 14, Federal Reserve Bank of Minneapolis. 1989.

SIMS, Christopher A.; ZHA, Tao. *“Error Bands for Impulse Responses”*. *Econometrica*, Vol. 67, No. 5, pp. 1113-1155. Set/1999.

SIMS, Christopher A. *“Macroeconomics and Reality”*. *Econometrica*, Vol. 48, No. 1, pp. 1-48. Jan/1980.

SMITH, Adam N. *“Notes on Bayesian Asymptotics”*. 2021. Disponível em: <https://www.adamsmith.com/files/notes/bayes-asymptotics.pdf>. Acesso em 18/03/2025, 22:33.

TAYLOR, John B. *“Discretion versus policy rules in practice”*. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, Elsevier, Vol. 39, No. 1, pp. 195-214. Dez/1993.

TSAY, Ruey S. *“Analysis of Financial Time Series”*. 3rd Edition. John and Wiley Sons, Hoboken, 2010.

UHLIG, Harald. *“A Toolkit for Analysing Nonlinear Dynamic Stochastic Models Easily”*. 1999. Disponível em: <https://www.sfu.ca/~kkasa/uhlig1.pdf>. Acesso em 31/03/2025, 15:35.

UHLIG, Harald. *“What are the effects of monetary policy on output? Results from an agnostic identification procedure”*. *Journal of Monetary Economics*, Elsevier, Vol. 52, No. 2, pp. 381-419. Mar/2005.

URIBE, Martín; SCHMITT-GROHÉ, Stephanie. *“Open Economy Macroeconomics”*. Princeton University Press, 2017.

VAN WINCOOP, Eric. *“Welfare gains from international risk sharing”*. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 34, pp. 175-200. Jul/1994.

WOŹNIAK, Tomasz. *“Fast and Efficient Bayesian Analysis of Structural Vector Autoregressions Using the R Package bsvars”*. Out/2024. Disponível em: <https://arxiv.org/abs/2410.15090>. Acesso em 18/03/2025, 22:35.