

A relação entre os choques de política monetária e as expectativas de inflação de longo-prazo no Brasil

José Marcelo Cardoso de Lima Filho*

27 de maio de 2023

Resumo

Este artigo investiga a capacidade da política monetária brasileira em ancorar as expectativas de inflação dos agentes econômicos. Como é consenso na literatura do *mainstream* macroeconômico, expectativas de inflação bem ancoradas auxiliam na estabilização das variáveis macroeconômicas no longo-prazo. Com isso, é fundamental para a autoridade monetária mentar as expectativas em conformidade com as metas de inflação definidas pelo Banco Central. Para tanto, utilizou-se da abordagem de VAR estrutural bayesiano com restrição de sinal para identificar o efeito de restrições monetárias sobre a expectativa de inflação para os próximos 10 anos. Como principal resultado, esse artigo identificou que um aumento na taxa de juros reduz a expectativa de inflação, no entanto esse efeito é incerto.

Palavras-chaves: Inflação. SVAR. Expectativa. Restrição de Sinal.

1 Introdução

Os Vetores Auto-Regressivos Estruturais (SVAR) são hodiernamente amplamente usadas para mensurar e compreender os efeitos da política monetária nas variáveis agregadas econômicas. Porposto inicialmente por Sims (1980), a premissa desse modelo é o de identificar choques estruturais de interesse a fim de isolar o seu efeito frente às variáveis macroeconômicas a seres estudadas. Desde então, os SVARs têm sido amplamente usados na literatura macroeconômica com a finalidade de avaliar o impacto de diferentes choques

* Mestre em Desenvolvimento Econômico pela Universidade Federal do Paraná (UFPR) e doutorando em Economia pela Universidade Federal de Santa Catarina (UFSC).

– sejam estes decorrentes de variações na base monetária, nos gastos do governo ou nos preços do petróleo, por exemplo – nas variáveis macroeconômicas tais como: produto, inflação, câmbio e etc.

O propósito desse trabalho é contribuir com essa literatura, buscando identificar quais seriam os efeitos da política monetária sobre as expectativas de inflação. Como é de conhecimento da literatura macroeconômica, a ancoragem das expectativas de inflação de longo é um fatores primordiais para estabilidade do índice de preços e, constantemente, para gestão da política monetária pelo banqueiro central que segue o Regime de Metas de Inflação.

Como Friedman (1995) percebera no seu estudo *The role of monetary policy* (1968), o uso de políticas monetárias expansionistas para estimular o produto e o emprego acabam, no longo prazo, se tornando inócuas, visto que os agentes econômicos incorporavam em suas expectativas o processo inflacionário decorrente da expansão da base monetária na determinação dos preços e salários, implicando na redução do produto e do emprego aos níveis observados antes da expansão monetária, porém com um nível de preço mais alto.

Posteriormente, na década de 1970, Lucas (1972; 1976) em seus estudos, avançou nas ideias de Friedman sobre as ideias a relação entre as expectativas e a inflação. O autor, usando de um modelo macroeconômico microfundamentado, compreendeu que os agentes econômicos tendem a formar suas expectativas de preço para o futuro de acordo com aquilo que esperam para a demanda agregada, considerando todas as informações que estejam a sua disposição. Como principal conclusão desses estudos destaca-se que, expansões inesperadas na demanda agregada tendem a gerar um produto maior e o nível de preço maiores do que o esperado.

Depois, foi incorporado na literatura macroeconômica, os problemas decorrentes da rigidez nominal de preços e salários, visando explicar as flutuações de curto prazo no produto, emprego e inflação decorrentes de choques de política monetária. Com isso, a principal implicação da consideração da rigidez nominal é a não neutralidade da política monetária no longo prazo, uma das principais premissas da abordagem Novo-Keynesiana (CLARIDA; GALI; GERTLER, 1999).

Com isso, a teoria Novo-Keynesiana, utilizando da microfundamentação proposta por Lucas (1976), considera a maximização (utilidade e lucros) intertemporal dos agentes econômicos ao enfrentarem a empecilhos de ajustamento dos preços decorrente da rigidez nominal. Com isso, dada a presença de rigidez nominal, os agentes necessitam considerar, no seu problema de maximização de lucros ou utilidade, as suas respectivas expectativas atuais sobre a inflação futura. Por conseguinte, manter as expectativas bem ancoradas é uma premissa fundamental para a estabilização do produto, emprego e do nível de preços no longo prazo (GALÍ, 2015).

Em suma, como explicou Bernanke (2007), inflação demasiadamente alta e persis-

tente impacta diretamente as expectativas de formação de preço dos agentes econômicos, minando a sua confiança frente a economia e a capacidade da autoridade econômica em manter o nível de preços estabilizados, impactando negativamente todas as atividades econômicas que sejam sensíveis às expectativas do comportamento futuro da economia, como os investimentos.

Com isso, esse trabalho pretende avaliar se as políticas monetárias contractionistas são capazes de auxiliar no ancoramento das expectativas de inflação de longo prazo, de forma semelhante ao trabalho de Diegel e Nautz (2021). Para tanto, utilizar-se-á da abordagem de Vetores Autorregressivos Estruturais bayesiano (SVAR) com restrição de sinal, conforme proposto por Uhlig (2005), a fim de identificar se apertos monetários são capazes de impactar as expectativas de inflação para os próximos 10 anos, que foram estimados usando de títulos públicos indexados à inflação através do método *Break-even inflation rates* (BEIR). Como principal resultado, observou-se que uma contração monetária impacta negativamente expectativa de inflação, porém esse efeito é incerto.

Então, após essa introdução, será apresentado o referencial teórico com os principais trabalhos da literatura brasileira e internacional que analisam choques monetários sobre as variáveis macroeconômicas utilizando da abordagem de Uhlig. Depois, é realizado uma breve descrição dos dados utilizados para este trabalho. Na sequência, é descrita a metodologia, enfatizando a identificação com restrição de sinal. Na penúltima seção são apresentados os resultados obtidos. As considerações finais encerram esse trabalho.

2 Referencial teórico

2.1 Literatura internacional

O marco teórico do VAR estrutural com restrição de sinal é o artigo de Uhlig (2005): “*What are the effects of monetary policy on output?*”. Nesse trabalho foi desenvolvida uma nova metodologia a fim de identificar, com mais precisão, os choques e os seus respectivos efeitos sobre as variáveis macroeconômicas. Por meio dessa abordagem, Uhlig buscou investigar quais seriam os efeitos da política monetária sobre o produto. Apesar desse problema de pesquisa fora amplamente investigado por outros pesquisadores, o autor percebeu que a abordagem de VAR estrutural usada até então possuía algumas dificuldades na investigação a respeito da relação entre política monetária e o produto.

Uhlig exemplifica sua argumentação relatando os estudos sobre as “recessões de Volcker” ocorrida nos EUA no início da década de 1980. Esses estudos atribuem, quase que exclusivamente, o aperto monetário ocorrido no período como a principal causa da queda do produto. No entanto, Uhlig ponderou que são muitos os fatores que podem estar ocorrendo simultaneamente na economia e que também contribuem para a depressão do produto. Sendo assim, emerge o problema de isolar o efeito da política monetária frente aos outros choques que também afetam a economia para precisar qual seria a real contribuição

dos apertos monetários na retração do PIB.

Uma forma de superar essa questão é por meio utilização de Vetores Autorregressivos Estruturais (SVAR), com o objetivo de identificar qual seriam os outros efeitos que também impactam o produto. No entanto, a questão da identificação é um problema para a abordagem SVAR. Como analisou o autor:

The key step in applying VAR methodology to the question at hand is in identifying the monetary policy shock. While this is usually done by appealing to certain informational orderings about the arrival of shocks, there also is a more informal side to the identification search: researchers like the results to look “reasonable”. According to conventional wisdom, monetary contractions should raise the federal funds rate, lower prices and reduce real output. If a particular identification scheme does not accomplish this, then the observed responses are called a puzzle, while successful identification needs to deliver results matching the conventional wisdom (UHLIG, 2005, p. 383).

Nesse contexto, dada a necessidade de se produzir resultados os quais sejam coerentes com a teoria macroeconômica, Uhlig desenvolveu em sistema de identificação para o SVAR no qual são impostos restrições de sinal ao impulso que tenham respaldo na literatura da macroeconomia.

O sistema de restrição de sinais, no artigo de Uhlig, assume que um choque contracionista uma queda no índice dos preços e das reservas não emprestáveis e em aumento na taxa de juros. Quanto ao PIB, objeto de investigação do desse artigo, o autor propositalmente não impõe restrições, visto que o seu objetivo é o de identificar qual é o impacto de apertos monetários sobre o produto. Para estimação desse VAR estrutural, o autor adotou a abordagem Bayesiana, por ser o método mais apropriado para a imposição de restrição de sinais.

Como principais resultados, o autor observou que os choques de política monetária possuem efeitos ambíguos sobre o PIB. Com probabilidade de 66,7%, o produto se moverá em até $\pm 0,2\%$. O deflator do PIB, por sua vez, cai lentamente após o choque, enquanto os preços das *commodities*; forma acelerada. Por último, os choques de política monetária respondem por apenas uma pequena parte da variação do erro de previsão na taxa de juros americanas, exceto em horizontes inferiores a 6 meses.

Outro trabalho que utilizou dessa metodologia foi de Mountford (2005), cuja finalidade era investigar os efeitos da política monetária do Reino Unido. Os resultados desse trabalho indicaram que os choques monetários possuíram poucos efeitos sobre o PIB, deflator do PIB e taxa de câmbio, o que indicaria que outros choques macroeconômicos estariam impactando essas variáveis, como choques de preço do petróleo.

Posteriormente, o *paper* de Istrefi e Piloiiu (2014) buscou avaliar qual era o impacto de choques de incerteza política sobre as expectativas de inflação de curto e longo prazo. Usando de dados macroeconômicos dos EUA e da zona do euro. Eles identificaram que

os choques de expectativas geram contração na atividade econômica e aumento das expectativas de inflação de longo prazo.

Por último, destaca-se o trabalho de Diegel e Nautz (2021) que estudaram, usando de uma estimação de VAR estrutural com restrição de sinais, o impacto que os choques monetários do Federal Reserve (FED) sobre as expectativas de inflação de longo prazo para a economia americana. Os autores indicaram que choques monetários contracionistas auxiliam na ancoragem das expectativas de longo prazo. Ademais, os autores observaram que a ancoragem dessas expectativas contribuem de forma significativa na transmissão da política monetária dos EUA.

2.2 Literatura nacional

O primeiro trabalho que utilizou de uma VAR estrutural com restrição de sinal para avaliar os impactos dos choques de política monetária sobre as variáveis macroeconômicas do Brasil foi o de Mendonça *et al.* (2008).

Neste *paper*, os autores investigaram os efeitos dos choques de política monetária na economia brasileira a partir da implantação do sistema de metas de inflação ocorrida em meados de 1999 até 2008. Dentre os principais resultados encontrados pelo trabalho destacam-se o declínio acentuado do Produto Interno Bruto (PIB) frente a um choque monetário contracionista e a queda de 0,4% na inflação cinco meses depois do choque.

Os mesmos autores, também utilizando da metodologia de Uhlig, investigaram os efeitos dos choques fiscais proveniente de aumentos no consumo corrente do governo e da receita públicas no PIB e na taxa de inflação (MENDONÇA; MEDRANO; SACHISDA, 2009). Os resultados desse trabalho demonstraram que um aumento nos gastos do governo implica em um aumento do consumo privado, uma queda no PIB e um aumento na taxa de juros, o que indicaria a possibilidade de ocorrer um efeito *crowding out* entre investimento público e privado. Quando o choque é de uma expansão da receita pública, os efeitos observados foram: uma redução no PIB no curto prazo, porém foi observada a possibilidade de que, no longo prazo, essa relação passe a ser positiva; e uma queda no consumo privado.

Destaca-se também o artigo de Bezerra *et al.* (2014). O trabalho dos autores tem o objetivo de investigar o efeito de choque monetários contracionistas sobre o PIB para o período compreendido entre 1995 e 2010. Os resultados obtidos revelam que choques na o PIB cai até 0,60% cinco trimestres após o choque na taxa Selic.

Besarría *et al.* (2018) analisou, por meio de um SVAR com restrição de sinal, a relação entre a política monetária e os preços habitacionais entre 2001 e 2014. As funções de impulso-resposta do artigo mostraram que inflação, consumo, produto real e o preço das habitações apresentam relação negativa com choques monetários contracionistas. No entanto, o um aumento nos preços habitacionais afeta, inicialmente negativamente a inflação nos três primeiros; depois, o nível de preços volta a crescer, estabilizando em um patamar

superior àquele observado em princípio. Esse fato faz com que a taxa de juros acompanhe o comportamento descrito pelo índice de preços, respondendo a princípio de negativamente ao aumento nos preços das habitações, aumentando depois do terceiro trimestre.

O trabalho de Palma (2017) analisou os efeitos de choques de aperto monetário sobre a taxa de câmbio brasileira. A autora identificou que a resposta do câmbio frente a um aumento na taxa de juros é relevante, significativa e imediata, o que a levou a concluir que desconsiderar a interação contemporânea entre essas variáveis pode produzir resultados imprecisos.

Por fim, Costa Filho (2019) estudou os efeitos de choques de oferta de crédito no Brasil, sejam estes autônomos ou associados ao canal da oferta de empréstimos da política monetária. Dentre os efeitos observados, destaca-se que os choques de oferta de créditos tiveram um impacto negativo significativo para a recessão ocorrida entre 2014 e 2016.

3 Dados

A análise empírica para avaliar o impacto dos choques de política monetária sobre as expectativas de inflação é baseado em um VAR estrutural formado por três variáveis macroeconômicas (taxa de juros, inflação e produção industrial), além da medida de inflação de longo prazo. Assim, o vetor de variáveis endógenas é dado por:

$$y_t = \begin{pmatrix} \pi_t & x_t & i_t & \pi_t^e \end{pmatrix}$$

Em que π_t é a inflação acumulada dos 12 meses mensurada pelo Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) estimado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), x_t é a variação acumulada dos 12 meses do Índice de produção industrial do IBGE, i_t é a taxa do Sistema Especial de Liquidação e de Custódia (Selic) definida pelo Comitê de Política Monetária (Copom) e π_t^e é o valor estimado para a inflação esperada para os próximos 10 anos, conforme escrito na Tabela 1. O período considerado para esses dados foi de janeiro de 2006 até novembro de 2022.

Tabela 1 – Dados

| | Variável | Fonte | Transformação |
|---------|--|-------------------------------------|---|
| π | IPCA anual acumulado dos 12 meses | IBGE, extraído do portal Ipeadata | $\ln(\pi_t) - \ln(\pi_{t-12}) \times 100$ |
| x | Índice de produção industrial | IBGE, extraído do portal Ipeadata | $\ln(x_t) - \ln(x_{t-12}) \times 100$ |
| π^e | Inflação esperada para os próximos 10 anos | NTN-B e contratos de DI futuro | Estimação BEIR |
| i | Taxa Selic | Copom, extraído do portal IPEA data | Média mensal |

Fonte: Elaboração própria.

Para a estimação da expectativa de inflação de longo prazo foram utilizados títulos de renda fixa de longo prazo com rentabilidade vinculada à inflação (NTN-B) e a curva de juros nominal de contratos DI futuro, utilizando o método *Break-even inflation rates* (BEIR) ¹. De acordo com Caldera e Furlani (2013, p. 628), esse tipo de estimação

¹ Para mais informações sobre essa estimação, ver o artigo de Caldera e Furlani (2013)

é considerado pelas autoridades monetária dos EUA e da Europa como “uma das mais importantes fontes para monitoramento das expectativas dos agentes de mercado, com a grande vantagem de permitir seu acompanhamento em tempo real”.

4 Metodologia

4.1 VAR estrutural (SVAR)

Para explicar como é o procedimento de estimação VAR Estrutural (SVAR) com restrição de sinal, considere o seguinte modelo VAR (p) na sua forma estrutural, conforme proposto por Sims (1980):

$$\mathbf{A}_0 \mathbf{Y}_t = \mathbf{A}_1 \mathbf{Y}_{t-1} + \mathbf{A}_2 \mathbf{Y}_{t-2} + \cdots + \mathbf{A}_p \mathbf{Y}_{t-p} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, \mathbf{I}) \quad (1)$$

Onde \mathbf{Y}_t é um vetor $n \times 1$, \mathbf{A}_p é uma matriz de coeficientes $n \times n$, e ε_t é um vetor de inovações com distribuição normal e $E[\varepsilon_t \varepsilon_s] = 0, \forall t \neq s$. Supondo que a matriz \mathbf{A}_0 seja inversível, tem-se, a partir de (1), a forma reduzida do VAR (p) dada por:

$$\mathbf{Y}_t = \mathbf{B}_1 \mathbf{Y}_{t-1} + \mathbf{B}_2 \mathbf{Y}_{t-2} + \cdots + \mathbf{B}_p \mathbf{Y}_{t-p} + \mathbf{u}_t, \quad \mathbf{u}_t \sim N(0, \mathbf{\Sigma}) \quad (2)$$

Em que u_t é um vetor de erros na forma reduzida e dado por $\mathbf{u}_t = \mathbf{A}_0^{-1} \varepsilon_t$ e $\mathbf{B}_p = \mathbf{A}_0^{-1} \mathbf{A}_p$. Com isso, a matriz de covariância do erro na forma reduzida u_t será:

$$\mathbf{\Sigma} = \mathbf{A}_0^{-1} \mathbf{E}[\varepsilon_t \varepsilon_t'] (\mathbf{A}_0^{-1})' = \mathbf{A}_0^{-1} (\mathbf{A}_0^{-1})' \quad (3)$$

Para a estimação do VAR deste trabalho utilizou-se o Critério de Informação Bayesiano (BIC) de Schuartz para a sua identificação. Seguindo o resultado registrado por este critério, estabeleceu-se que devem ser considerada duas defasagens, sendo modelado então um VAR (2) ($p = 2$).

Os parâmetros \mathbf{B} da equação (2) são factíveis de serem estimados, entretanto os das matrizes $\mathbf{\Sigma}$ e \mathbf{A}_0^{-1} não são, gerando o problema de identificação. Esse problema é decorrente do fato de que $\mathbf{\Sigma}$ não possui elementos suficientes para serem estimados, visto que os resíduos da forma reduzida são contemporaneamente relacionados, implicando que a matriz $\mathbf{\Sigma}$ não seja diagonal. Em outras palavras, u_t é uma combinação linear de choques exógenos (ε_t) que não são correlacionados contemporaneamente: ($u_t = \mathbf{A}_0^{-1} \varepsilon_t$). Nesse contexto, é impossível discriminar qual choque afeta uma dada variável em sua forma reduzida.

Com isso, como $\mathbf{\Sigma}$ não possui coeficientes estimados suficientes, faz-se necessário impor restrições à matriz \mathbf{A}_0^{-1} para que seja possível estimar o VAR na sua forma estrutural (1), partindo da sua forma reduzida (2). Como a matriz \mathbf{A}_0^{-1} possui n^2 elementos

desconhecidos, é necessário, no mínimo, $\frac{n(n-1)}{2}$ restrições para identificar os parâmetros da matriz \mathbf{A}_0^{-1} .

Pode-se estimar \mathbf{A}_0^{-1} com informações da matriz de covariância reduzida Σ . O fato é que há um grande número de matrizes *full rank* de \mathbf{A}_0^{-1} , o que torna factível a estimação de $\widehat{\Sigma}$. Em outras palavras, há condições de dependência e independência nas correlações em t entre as variáveis – em razão das diferentes especificações em que os parâmetros em \mathbf{A}_0 sejam livres ou irrestritos e iguais a zero – os quais permitem reproduzir as correlações parciais observadas em Σ . Isso implica que $\mathbf{A}_0^{-1}(\mathbf{A}_0^{-1})' = \widetilde{\mathbf{A}}_0^{-1}(\widetilde{\mathbf{A}}_0^{-1})'$, no qual $\widetilde{\mathbf{A}}_0$ é a deposição de Cholesky para $\widehat{\Sigma}$.

Com isso, para a estimação de um SVAR, precisa-se em princípio, definir o número de relações condicionais independentes, em que os parâmetros \mathbf{A}_0 sejam iguais a 0, para satisfazer a condição de ordem para identificação. Com isso, identificar \mathbf{A}_0 é semelhante a identificar a distribuição condicional dos resíduos na sua forma reduzida das informações a respeito das respectivas distribuições conjuntas. O procedimento de identificação determina a ordem de causalidade entre as variáveis endógenas do SVAR. Conforme observado por Uhlig (2005, p. 386), a identificação pode ser realizada por meio de três métodos: 1) pode meio de uma matriz de Cholesky em uma matriz de covariância Σ em um ordenamento recursivo, como proposto por Sims (1986); 2) por meio de uma imposição de relação estrutural na matriz \mathbf{A}_0 (BERNANKE, 1986); e 3) separando impulsos transitórios dos permanentes nos impulsos primários ε_t (BLANCHARD; WATSON, 1986). Além dessas três estratégias, há estratégia proposta por ele, a de restrição de sinal, que será descrita na sequência.

4.2 Identificação com restrição de sinal de Uhlig

O processo de agnóstico com identificação de sinal proposto por Uhlig (2005) pode ser usado para identificar os impulsos estruturais resultantes de choques de política monetária. O método consiste em impor restrições de sinal – sejam estas positivas ou negativas – nas funções de impulso-resposta (IRFs) de determinadas variáveis.

Como o objetivo é identificar de um único choque – neste caso, a política monetária —, isso equivale a identificar um único vetor a pertencente à matriz \mathbf{A}_0^{-1} da equação (3), chamado por Uhlig (2005, p. 387) de *vetor impulso*.

Como observado em (2), $\mathbf{u}_t = \mathbf{A}_0^{-1}\varepsilon_t$ é o erro preditor um passo a frente de um VAR de n variáveis e ε_t é o vetor de inovações fundamental. Sabendo ainda, de (3), que $\Sigma = \mathbf{A}_0^{-1}(\mathbf{A}_0^{-1})'$ é a matriz de covariância de u_t e que a matriz de covariância de ε_t é a matriz identidade. Assumindo que $\varepsilon_t = e_1$, em que e_1 é um vetor de zeros, com exceção da primeira entrada que é igual a um, logo $\mathbf{u}_t = \mathbf{A}_0^{-1}\mathbf{e}_1$ será igual a \mathbf{a}_1 , a primeira coluna da matriz \mathbf{A}_0^{-1} . Seguindo este raciocínio, a j -ésima coluna de \mathbf{A}_0^{-1} descreve o vetor de impulso a ser analisado. Nas palavras do autor “[...] the j th column of \mathbf{A} describes the immediate impact on all variables of an innovation in the j th structural variable” (UHLIG,

2005, p. 406).

Nesse contexto, o autor percebeu que a matriz Σ pode ser reescrita como $\Sigma = \tilde{\mathbf{A}}\tilde{\mathbf{A}}'$, pois $\mathbf{A}_0^{-1} = \tilde{\mathbf{A}}\mathbf{Q}$, onde $\tilde{\mathbf{A}}$ é a decomposição de Cholesky da matriz de covariância Σ e \mathbf{Q} é uma matriz ortogonal, i.e. onde $\mathbf{Q}\mathbf{Q}' = \mathbf{I}^2$. Dessa forma:

$$\Sigma = \mathbf{A}_0^{-1}(\mathbf{A}_0^{-1})' = \tilde{\mathbf{A}}\mathbf{Q}\mathbf{Q}'\tilde{\mathbf{A}}' = \tilde{\mathbf{A}}\tilde{\mathbf{A}}' \quad (4)$$

Por conseguinte, o vetor impulso a pode ser representado como exposto na equação (5):

$$a = \tilde{\mathbf{A}}^{-1}\alpha \quad (5)$$

Onde a é o vetor que contém as respostas contemporâneas resultantes de um determinado choque e α é uma coluna da matriz \mathbf{Q} referente à posição correspondente. Conforme demonstrou Uhlig (2005, p. 387) na sua proposição A.1, um vetor $a \in \mathbb{R}^n$ é um vetor impulso se, e somente se, existir um vetor α de tamanho unitário que identifique na matriz $\tilde{\mathbf{A}}^{-1}$ o choque a ser analisado.

Assim, o que a identificação agnóstica de Uhlig propõe é impor uma série de restrições de sinais nas j -ésimas entradas do vetor a . Apesar dessas restrições não serem capazes de identificar compressão o vetor impulso, estas fornecem um conjunto de IRFs que sejam factíveis de serem estimadas e que sejam consistentes quanto às restrições impostas. Com isso, para um determinado vetor a , a função de impulso-resposta será calculada como demonstrado a seguir.

Seja $r_i(k) \in \mathbb{R}^n$ a função de impulso-resposta impulso em k períodos para o i -ésimo choque por meio da decomposição de Cholesky de $\hat{\Sigma}$. O impulso-resposta, então, $r_a(k)$ para a pode ser calculado como:

$$r_a(k) = \sum_{i=1}^m \alpha_i r_i(k) \quad (6)$$

A partir da equação (6), é possível identificar, conforme proposto no trabalho de Uhlig (2005) o vetor impulso a representa a um choque provocado por uma política monetária contracionista. Como o autor observou no seu *paper*, um choque monetário contracionista implica em um efeito positivo sobre a taxa de juros e um efeito negativo na inflação. Nesse cenário, o choque contracionista seria representado pelo vetor impulso a , enquanto que as respostas aos impulsos $r_a(k)$ serão negativa a inflação e positiva para a taxa de juros quando $k \geq 0$.

Para este trabalho, por sua vez, assume-se choques monetários contracionistas, que implicam em aumento nas taxas de juros e impactam negativamente sobre a inflação e

² Veja a prova em Uhlig (2005, p. 407-408).

produção industrial. Nesse contexto, os valores para a inflação e produção serão restritos a valores negativos, após um determinado período, que nesse caso será de 6 meses ($k = 6$), como observado na Tabela 2. A inflação esperada, objeto de estudo desse artigo, não será imposta restrição de sinal alguma, visto que o propósito desse trabalho é o de avaliar qual é o impacto do aperto monetário sobre essa variável.

Tabela 2 – Restrições de sinal para \mathbf{A}_0^{-1}

| | i_t | π_t | x_t | π_t^e |
|-------------------------|----------|----------|----------|-----------|
| Choque monetário | ≥ 0 | ≤ 0 | ≤ 0 | * |

Nota: Os sinais de restrição estão indicados com as desigualdades. O asterisco indica variável sem restrição.

No entanto, isso não é suficiente para solucionar o problema de identificação, pois os vetores impulso possuem restrição de sinal. Em outras palavras, um conjunto adequado de vetores de impulso, dado por $\mathcal{A}(\mathbf{B}, \mathbf{\Sigma}, k)$, é formado pela matriz de coeficientes de (2) $\mathbf{B} = [\mathbf{B}'_1, \dots, \mathbf{B}'_p]$, pela matriz de covariância dada por $\mathbf{\Sigma}$ e por dado horizonte de tempo K nos quais as restrições foram impostas podem ser vazias ou conter demasiados elementos. Por isso não é factível realizar uma identificação exata.

Para contornar esse problema, inicialmente deve-se estimar $\mathbf{\Sigma}$ e \mathbf{B} por máxima verossimilhança, por meio de uma abordagem bayesiana com distribuição priori Normal-Wishart³. Nesse contexto, os estimadores $\hat{\mathbf{\Sigma}}$ e $\hat{\mathbf{B}}$ são dados por:

$$\hat{\mathbf{B}} = (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{Y}, \quad \hat{\mathbf{\Sigma}} = \frac{1}{T}(\mathbf{Y} - \mathbf{X}\hat{\mathbf{B}})' - (\mathbf{Y} - \mathbf{X}\hat{\mathbf{B}}) \quad (7)$$

Feito isso, é necessário avaliar uma resposta de Cholesky $r_i(k)$ e calcular os vetores impulso ponderando a soma de $r_i(k)$, para o período compreendido entre 0 e K , alterando somente o vetor α . Depois, sorteia-se um $\tilde{\alpha}$ de uma normal-padrão, mudando os sinais que violam a restrição previamente imposta, e multiplica-se por $\tilde{\mathbf{A}}$ para calcular $\tilde{\alpha} = \tilde{\mathbf{A}}\tilde{\alpha}$. Depois, deve-se dividir $\tilde{\alpha}$ por α para normalizar o vetor:

$$\tilde{\alpha}^* = \frac{\tilde{\alpha}}{\|\tilde{\alpha}\|} \quad (8)$$

Dessa maneira, é possível encontrar um candidato sorteado de $\tilde{\alpha}$ e verifica-se se $\tilde{\alpha} \in \mathcal{A}(\mathbf{B}, \mathbf{\Sigma}, k)$, ou seja, se satisfaz o impulso de choque monetário para todos os intervalos relevantes. Caso satisfaça, $\tilde{\alpha}$ é guardado; caso contrário, descartado. Após computar todos os conjuntos de funções impulso resposta, armazena-se apenas àquelas que obedecem às restrições de desigualdade impostas no problema.

Para a estimação das IRFs foram realizados 40.000 sorteios de $\tilde{\alpha}$ e calculado a mediana dos resultados, como também as bandas de probabilidades Bayesianas de 0, 16 e

³ Para mais detalhes sobre a abordagem bayesiana, ver: Uhlig (2005, 409-410).

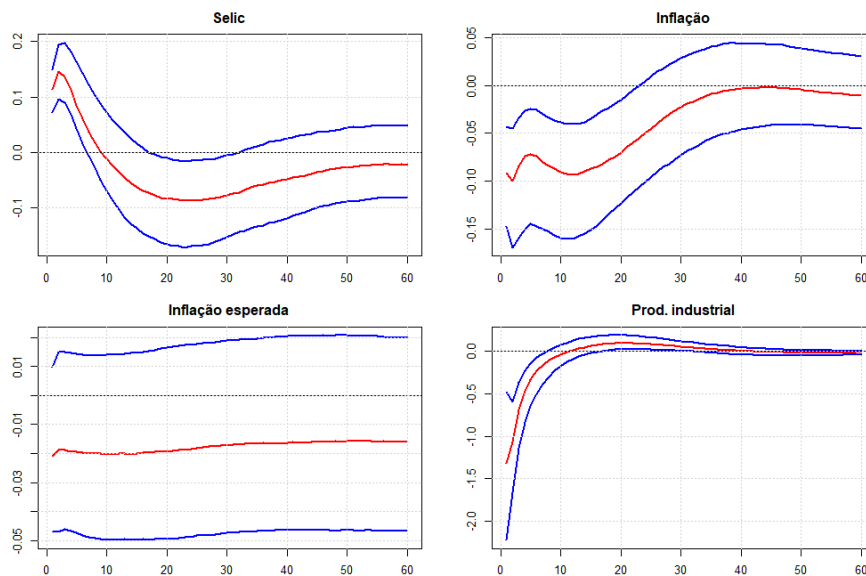
0,84 para cada variável macroeconômica analisada: i_t , x_t , π_t e π_t^e . O período projetado pelas IRFs foi de 60 meses, ou 5 anos. Os resultados são apresentados na sequência.

5 Resultados

5.1 Função de impulso-resposta a um choque monetário contracionista

O principal objetivo dessa seção é o de avaliar qual é o impacto de uma política contracionista sobre as expectativas de inflação para os próximos 10 anos. Sendo assim, na Figura 1 está contida os gráfico da função de impulso-resposta de um choque monetário contracionista sobre a taxa Selic, inflação, produção industrial e a expectativa de inflação para os próximos 10 anos.

Figura 1 – Impulso-resposta a um choque contracionista de política monetária



Fonte: Elaboração própria. *Notas:* Linha vermelha representa a função de impulso-resposta. As linhas azuis representam as bandas de probabilidade entre 0.16 e 0.84, com horizonte de tempo de 60 meses e restrição de sinal pura para 6 meses.

De modo geral, observa-se na Figura 1 que, dado um choque monetário contracionista, a Taxa Selic responde positivamente, enquanto que a inflação e a produção industrial respondem negativamente e a inflação esperada respondem negativamente.

Quanto à taxa Selic, observa-se que, no segundo mês, há um aumento no seu valor. Após isso, é observado um declínio contínuo, fazendo com que esta se torne negativa a partir do 10º mês, mostrando, a partir desse momento grande persistência

No que tange à inflação observada, um choque contracionista gerou uma queda imediata no indicador de -0,09% e chegando a -0,10% no segundo mês. Depois, a partir do 19º mês, a inflação assa a subir continuamente até que se atinge um platô em 0 no 38º mês.

A produção industrial, por sua vez, foi a variável que apresentou a maior sensibilidade quando a um choque de aperto monetário. Um choque contracionista provoca uma queda imediata de -1,32%. Depois disso, a produção industrial volta a subir gradativamente e se torna positiva no 12º mês após o choque, chegando a 0,10% no mês 19. Após isso, produção industrial experimenta uma nova queda estabilizando em zero no 43º mês.

Com relação à expectativa de inflação, o principal objeto de estudo desse trabalho, os resultados obtidos a partir da função de impulso-resposta mostram que o choque monetário contracionista provocou uma queda imediata das expectativas de inflação para os próximos 10 anos de -0,02%. No entanto, não foi observada nenhuma variação nesse índice ao longo dos 60 meses analisado. Ademais, como o zero está contido em tudo o intervalo de de confiança, não se pode descartar a hipótese de que a política monetária não possui impacto sobre as expectativas de longo prazo de inflação de longo prazo.

Para robustez dos resultados, será tratado na sequência sobre a Decomposição da Variância dos Erros de previsão para as variáveis analisadas.

5.2 Decomposição da Variância dos Erros de Previsão

A fim de ilustrar a contribuição do impacto dos choques monetários, foi realizado ainda a decomposição da variância dos erros de previsão (FEDV), cujos resultados estão apresentados na Tabela 3:

Tabela 3 – Decomposição da variância dos erros de previsão

| # | Selic | Inflação esperada | Inflação | Prod. industrial |
|-----------|-------|-------------------|----------|------------------|
| 1 | 28.63 | 7.94 | 6.71 | 10.00 |
| 12 | 19.78 | 8.75 | 9.68 | 10.66 |
| 24 | 17.23 | 10.27 | 10.94 | 10.92 |
| 36 | 16.89 | 11.23 | 11.96 | 11.04 |
| 48 | 16.87 | 11.51 | 12.08 | 11.38 |
| 60 | 16.71 | 11.66 | 12.1 | 11.38 |

Fonte: Elaboração própria.

Com base nos resultados apresentados é possível observar que, no curto prazo, a Selic e a produção variável são as variáveis que são mais impactadas pelo choque de aperto monetário. No primeiro mês, o choque de política monetária explica 28,63% da variação da taxa de juros e 10% da produção industrial.

No entanto, quanto que esse efeito sobre a taxa de juros se dissipa longo do tempo, para a produção industrial, o efeito do choque de política monetária se mantém crescente, chegando a 11,38% após 60 meses.

Quando à inflação e a expectativa de inflação, observa-se que o efeito imediado do choque monetário contracionista é menor. Para a inflação observada, um aumento na

taxa de juros explica apenas 6,71% da sua variação no primeiro mês, enquanto para a expectativa de inflação, esse índice foi de 7,49%.

A despeito disso, os efeitos de apertos na base monetária nessas variáveis tendem a crescer significativamente ao longo do tempo, o que indica que essas variáveis são mais vulneráveis a esses choques no longo prazo. No que tange à inflação observada, o efeito do choque monetário sobre essa variável aumenta 80,3% entre o 1º e o 60º mês, atingindo 12,1%. Com a expectativa de inflação, por sua vez, ocorre efeito semelhante. A variação do indicador nesse ínterim foi de 46,8%, chegando a 11,66% no último mês projetado.

6 Considerações finais

Manter as expectativas bem ancoradas é fundamental para a estabilização das variáveis macroeconômicas. Nesse sentido, um dos papéis do banqueiro central na condução da política monetária, quando esta segue os preceitos do Regime de Metas de Inflação, é manter as expectativas ancoradas em conformidade com a meta de inflação definida pelo Banco Central, para atenuar os problemas decorrente da rigidez nominal da preços (GALÍ, 2015).

Um dos instrumentos disponíveis para a autoridade monetária para auxiliar na ancoragem das expectativas é o da política monetária, por meio de alterações na taxa de juros. Diante disso, a proposta desse trabalho era de avaliar, empiricamente, se alterações aumentos na taxa de juros são capazes de impactar negativamente sobre as expectativas de inflação de longo prazo, o que serviria de indicativo para sua eficácia no controle as expectativas de inflação dos agentes econômicos.

Para tanto, utilizou-se da abordagem de SVAR Bayesiano com restrição de sinal para isolar o efeito da política monetária sobre as variáveis macroeconômicas analisadas: produção industrial, inflação observada e inflação esperada. Para a estimação da inflação esperada, utilizou-se o método BEIR, usando como dados os títulos públicos atrelados à inflação com vencimento de longo-prazo.

Como esperado, o impacto de um aumento na taxa de juros impacta negativamente sobre todas as variáveis econômicas analisadas, destacando-se a produção industrial, cujo efeito negativo imediato foi bastante acentuado.

No entanto, quando à expectativa de inflação, esse efeito negativo é incerto, dado que o zero está contido em todo o intervalo da banda de probabilidade bayesiana da sua função de impulso-resposta. Ou seja, não foi possível colher evidências empíricas sobre a capacidade da política monetária em ancorar as expectativas de inflação para os próximos 10 anos para a economia brasileira. Com isso, deve-se avaliar outros fatores possam impactar as expectativas de inflação, como, por exemplo, os indicadores de incerteza da economia.

Referências

- BERNANKE, B. S. *Alternative explanations of the money-income correlation*. [S.l.]: National Bureau of Economic Research Cambridge, Mass., USA, 1986.
- BERNANKE, B. S. et al. Inflation expectations and inflation forecasting. In: *Speech at the Monetary Economics Workshop of the National Bureau of Economic Research Summer Institute, Cambridge, Massachusetts*. [S.l.: s.n.], 2007. v. 10.
- BESARRIA, C. N. et al. Interação entre a política monetária e os preços das habitações: Evidências para o caso brasileiro. *Análise Econômica*, v. 36, n. 70, 2018.
- BEZERRA, J. F.; SILVA, I. É. M.; LIMA, R. C. Os efeitos da política monetária sobre o produto no brasil: evidência empírica usando restrição de sinais. *Revista de Economia Contemporânea*, SciELO Brasil, v. 18, p. 296–316, 2014.
- BLANCHARD, O. J.; WATSON, M. W. Are business cycles all alike? In: *The American business cycle: Continuity and change*. [S.l.]: University of Chicago Press, 1986. p. 123–180.
- CALDEIRA, J. F.; FURLANI, L. G. Inflação implícita e o prêmio pelo risco: uma alternativa aos modelos var na previsão para o ipca. *Estudos Econômicos (São Paulo)*, SciELO Brasil, v. 43, p. 627–645, 2013.
- CLARIDA, R.; GALI, J.; GERTLER, M. The science of monetary policy: a new keynesian perspective. *Journal of economic literature*, American Economic Association, v. 37, n. 4, p. 1661–1707, 1999.
- DIEGEL, M.; NAUTZ, D. Long-term inflation expectations and the transmission of monetary policy shocks: Evidence from a svar analysis. *Journal of Economic Dynamics and Control*, Elsevier, v. 130, p. 104192, 2021.
- FILHO, A. E. da C. Credit supply shocks and economic activity in brazil. *Análise Econômica*, v. 37, n. 73, 2019.
- FRIEDMAN, M. The role of monetary policy. In: _____. *Essential Readings in Economics*. London: Macmillan Education UK, 1995. p. 215–231. ISBN 978-1-349-24002-9. Disponível em: <https://doi.org/10.1007/978-1-349-24002-9_11>.
- GALÍ, J. *Monetary policy, inflation, and the business cycle: an introduction to the new Keynesian framework and its applications*. [S.l.]: Princeton University Press, 2015.
- ISTREFI, K.; PILOIU, A. Economic policy uncertainty and inflation expectations. *SSRN Electron. J.*, Elsevier BV, 2014.
- LUCAS, R. E. Expectations and the neutrality of money. *Journal of Economic Theory*, v. 4, n. 2, p. 103–124, 1972. ISSN 0022-0531. Disponível em: <<https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/0022053172901421>>.
- LUCAS, R. E. Econometric policy evaluation: A critique. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, v. 1, p. 19–46, 1976. ISSN 0167-2231. Disponível em: <<https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0167223176800036>>.

MENDONÇA, M. J.; MEDRANO, L. A.; SACHSIDA, A. *Avaliando os efeitos da política fiscal no Brasil: resultados de um procedimento de identificação agnóstica*. [S.l.], 2009.

MENDONÇA, M. J.; MEDRANO, L. A.; SACHSIDA, A. The effects of monetary policy in brazil: results from agnostic identification. *Available at SSRN 1259942*, 2008.

MOUNTFORD, A. Leaning into the wind: A structural var investigation of uk monetary policy. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 67, n. 5, p. 597–621, 2005. Disponível em: <<https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1111/j.1468-0084.2005.00133.x>>.

PALMA, A. A. Política monetária e taxa de câmbio em uma pequena economia aberta: uma análise empírica para o brasil. *Nova Economia*, SciELO Brasil, v. 27, p. 119–155, 2017.

SIMS, C. A. Macroeconomics and reality. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, JSTOR, p. 1–48, 1980.

SIMS, C. A. et al. Are forecasting models usable for policy analysis? *Quarterly Review*, Federal Reserve Bank of Minneapolis, v. 10, n. Win, p. 2–16, 1986.

UHLIG, H. What are the effects of monetary policy on output? results from an agnostic identification procedure. *Journal of Monetary Economics*, v. 52, n. 2, p. 381–419, 2005. ISSN 0304-3932. Disponível em: <<https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0304393205000073>>.