

MECANISMO DE TRANSMISSÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA: CANAL DO CRÉDITO NA ECONOMIA BRASILEIRA – UMA ABORDAGEM COM VAR CLÁSSICO E BAYESIANO

Felipe Vieira Passos

Doutorando em Economia da Universidade Católica de Brasília (UCB).

E-mail: fvieirapassos@yahoo.com

 <https://orcid.org/0000-0003-2887-7501>

Roberto Meurer

Doutor em Engenharia de Produção pela Universidade Federal de Santa Catarina (UFSC).

E-mail: roberto.meurer@ufsc.br

 <https://orcid.org/0000-0003-1801-2918>

Como citar este artigo: Passos, F. V., & Meurer, R. (2022). Mecanismo de transmissão da política monetária: Canal do crédito na economia brasileira – Uma abordagem com VAR clássico e bayesiano. *Revista de Economia Mackenzie*, 19(2), 188–229. doi:10.5935/1808-2785/rem.v19n2p.188-229

Recebido em: 31/05/2022

Aprovado em: 16/08/2022



Este artigo está licenciado com uma Licença Creative Commons - Atribuição Não Comercial 4.0 Internacional

Resumo

Este artigo apresenta uma contribuição para a literatura econômica a partir da análise do impacto de choques monetários nas principais variáveis macroeconômicas e no mercado de crédito no Brasil entre 2011 e 2020. São utilizadas três metodologias de modelos VAR clássico (nas formas estrutural e reduzida) e bayesiano (na forma reduzida). Os resultados indicam que, após o choque positivo no *spread* bancário, o produto se move rapidamente, nos primeiros meses, no sentido negativo, sugerindo que a taxa básica de juros Selic (que tem influência no *spread*) se alastra para o mercado de crédito. Pelas funções impulso-resposta, o que se percebe é a pouca influência da taxa Selic nas variáveis de produto e preços. Ao contrário, são estas que influenciam a taxa de juros, o que pode indicar uma reação do Banco Central e das expectativas ante as mudanças nas principais variáveis econômicas. Quanto ao crédito, parece que ele não influencia muito a maioria das variáveis.

Palavras-chave: mecanismos de transmissão monetária; canal de crédito bancário; VAR clássico; VAR bayesiano; Banco Central.

Classificação *JEL*: C32, E44, E51, E52, G28.

INTRODUÇÃO

Este trabalho visa investigar questões empíricas da economia bancária na transmissão da política monetária brasileira entre os anos de 2011 e 2020, completando uma década para a economia do país. O ensaio estuda o impacto de choques e inovações dos instrumentos de política monetária no crédito bancário, no produto da economia e em outras importantes variáveis macroeconômicas. No processo, também é testada a relevância empírica da visão de que as mudanças no *status* financeiro constituem um canal de crédito para o impacto das mudanças na política monetária. O trabalho busca propor nova estratégia de identificação em modelos de avaliação do canal de crédito, chamado assim pela combinação do *balance sheet channel* (efeito sobre posição financeira e fluxos de caixa das firmas) e *bank lending channel* (influência por meio de custo de crédito).

Desde Sims (1992), uma vasta literatura vem sendo desenvolvida sobre a modelagem de vetores autorregressivos (VAR) para a mensuração dos efeitos de inovações da política monetária nas variáveis econômicas. Destacam-se

também os trabalhos de Bernanke e Blinder (1988), Bernanke e Blinder (1992), Gertler e Gilchrist (1993) e Bernanke e Gertler (1995), que encontraram evidências da significativa importância do canal de transmissão do crédito na economia norte-americana. Estudos mais recentes, como os de Catão e Pagan (2010), Tamási e Világi (2011), Cevik e Teksoz (2012) e Cesa-Bianchi e Sokol (2017), desenvolveram a temática da política monetária de forma mais dinâmica e até com elementos estruturais para um grande número de países.

No Brasil, a temática do canal do crédito foi abordada em estudos como os de Souza Sobrinho (2003), Denardin (2007), Denardin e Balbinotto (2008), Bezerra, Silva e Lima (2013) e Evangelista e Araújo (2018), os quais avaliaram a resposta das principais variáveis, tanto do mercado de crédito quanto da economia, como produto e inflação, às mudanças na política monetária. A proposta deste *paper* se fundamenta inicialmente na perspectiva de que a estrutura da economia é mais bem representada por relações de parâmetros baseados em modelos macroeconômicos modernos, em uma nova metodologia de VAR na forma estrutural clássica (SVAR). Também são elaborados e testados os modelos VAR na forma reduzida e VAR bayesiano.

A metodologia utilizada com VAR abrange o uso das variáveis em níveis, tal como aplicada nos estudos de Toda e Yamamoto (1995), Sims et al. (1990), Bernanke e Gertler (1995), Dedola e Lippi (2005) e Céspedes et al. (2008). Parte-se de um modelo mais completo de SVAR e VAR com as variáveis que podem compor o canal do crédito, como o instrumento de política monetária, as variáveis da função de reação da autoridade monetária e outras do mercado de crédito e da economia internacional, para separar o componente exógeno da política monetária. Em seguida, são formulados modelos com variáveis semelhantes alternativas para testar a robustez.

A análise é feita com as funções resposta ao impulso e as decomposições das variâncias, e utiliza-se, como o instrumento de política monetária no modelo, a taxa básica de juros da economia brasileira – a Selic –, seguindo a vasta literatura sobre o tema. Busca-se avaliar a relação entre os choques monetários (taxas Selic e *swap*, recolhimento compulsório), o crédito bancário (valores e *spread*) e o comportamento futuro do produto e dos preços, conforme previsto pela teoria, no sentido de que, por exemplo, uma política monetária contracionista reduz o crédito e o produto de equilíbrio, mas incentiva a procura por títulos públicos.

Apresenta-se uma contribuição para a literatura econômica sobre o canal do crédito e para a política monetária a partir da análise do impacto de choques monetários nas principais variáveis macroeconômicas e no mercado de

crédito. Espera-se verificar a existência ou não do canal, bem como avaliar, de forma dinâmica, a magnitude da operação deste na economia brasileira ao longo do tempo. Com uma gama de variáveis e especificações baseadas em modelos macroeconômicos, pretende-se identificar o funcionamento do canal e a forma mais completa e diferenciada em relação aos demais trabalhos da literatura, que ora apontam para evidências, ora para a pouca efetividade do mecanismo.

A estimação das funções impulso-resposta apresentou alguns fatos relevantes: 1. após o choque no *spread*, o produto se move rapidamente, nos primeiros meses, no sentido negativo, sugerindo que a taxa básica de juros Selic se alastra para o mercado de crédito, sendo a taxa desse mercado que mais influi na economia; 2. pelas funções impulso-resposta, o que se via era pouca influência da Selic nas variáveis de produto e preços; ao contrário, estas influenciam a taxa de juros, o que pode indicar uma reação do Banco Central e das expectativas ante as mudanças nas principais variáveis econômicas. Quanto ao crédito, parece que ele não influencia muito a maioria das variáveis.

No modelo VAR na forma estrutural (SVAR, versão 1-B), as variações do *spread* parecem influenciar mais a economia, e o produto chega a cair quase -2% em três meses, cessando após oito meses. Os preços e o crédito chegam a diminuir -0,1% e -0,2% até o mês nove, respectivamente, após o choque no *spread*. No modelo clássico, na forma reduzida, as variações do *spread* parecem influenciar mais o produto, que chega a cair -2% em três meses, cessando após cinco meses. O crédito tem efeito negativo e demora cerca de seis meses para se estabilizar em -0,2%. No modelo bayesiano, as variações do *spread* parecem influenciar também mais o produto, que chega a cair -2% em dois meses, indo em direção a zero e depois se estabilizando em -0,06% após um ano. O crédito tem resposta imediata de -0,3% e depois se estabiliza por volta de -0,1%. Os preços não têm efeito significativo em escala de valor nos modelos clássico e bayesiano, na forma reduzida. Segundo Evangelista e Araújo (2018), choques nas variáveis de preço do mercado de crédito sinalizam mais choques de oferta de crédito.

Nos modelos na forma reduzida, a resposta da Selic às demais variáveis endógenas mostra o que se espera da função de reação do Banco Central e das expectativas. Inicialmente, a variável de maior influência na determinação da taxa de juros é ela mesma (80% no modelo clássico e 50% no modelo bayesiano), o que denota um aspecto autorregressivo importante e mostra que a política monetária vem seguindo uma ação gradualista. Dessa forma, a Selic atinge sua tendência de longo prazo em torno de dois anos após o choque inicial de política monetária.

Também influenciam bastante a Selic os elementos índice de preços e produção industrial (no geral, 40% conjuntamente), o que pode indicar uma reação do Banco Central e das expectativas ante as mudanças nessas principais variáveis econômicas. Pelas funções impulso-resposta, o que se via era pouca influência da Selic nessas variáveis, mas, ao contrário, elas é que influenciam a Selic nas funções de resposta da taxa de juros. Uma análise mais profunda da função de reação pode ser obtida, por exemplo, em Schnorrenberger e Meurer (2013).

De acordo com os modelos SVAR, o crédito parece não influenciar muito nenhuma das variáveis, tanto em termos de escala do gráfico da variável resposta como pelo fato de o intervalo de confiança de 95% compreender zero. No modelo VAR clássico, o crédito também parece não influenciar muito nenhuma das variáveis, tanto em termos de escala do gráfico da variável resposta como pelo fato de o intervalo de confiança de 95% compreender zero. A resposta é ligeiramente negativa para IPCA (-0,001%) após seis meses, de forma permanente. A resposta do *spread* é imediata e se estabiliza em aproximadamente -0,002%. No modelo VAR bayesiano, crédito novamente parece ter quase nenhuma influência nas variáveis. O impacto em geral é baixo em termos de valor, quase irrelevante. Por exemplo, para M3 e títulos há inter-relação cada vez maior, positiva (máximo 0,012%) e negativa (máximo -0,007%) quando se aproxima dos dois anos. Esses resultados estão em alguma medida relacionados à rigidez contratual, o que foi apontado já por Denardin e Balbinotto (2008).

Na próxima seção, revisam-se o canal do crédito de transmissão da política monetária e os estudos de mensuração já aplicados no Brasil e no mundo. Em seguida, apresentam-se a metodologia da pesquisa, os resultados e a discussão. Por fim, há as considerações finais.

1 POLÍTICA MONETÁRIA E O CANAL DO CRÉDITO

O mecanismo de transmissão monetária é definido por Taylor (1995 como citado em Tomazzia & Meurer, 2009) como o processo por meio do qual as decisões de política monetária são transmitidas para o produto real e a inflação. Assim, as decisões relacionadas à política monetária poderiam ser modeladas a partir de alterações na taxa de juros de curtíssimo prazo. Existem diversos canais de transmissão, e os principais são: taxa de juros, taxa de câmbio,

preço dos ativos, crédito e expectativas. Ao afetarem essas variáveis, as decisões de política monetária influem sobre os níveis de poupança, investimento e gasto de pessoas e empresas, que, por sua vez, afetam a demanda agregada e, por último, a taxa de inflação.

Especificamente com relação ao canal do crédito (ver Bernanke & Blinder, 1988, 1992; Bernanke & Gertler, 1995), ele é dividido em dois: *balance sheet channel* e *bank lending channel*. O primeiro trata da influência da política monetária sobre as taxas de juros e a posição financeira dos tomadores de crédito. Isso ocorre porque há um ajuste no mercado a partir da melhora ou piora de fluxos de caixa no tempo, garantias e liquidez das firmas, alterando seus investimentos e gastos. A segunda via de transmissão enfatiza a natureza especial dos empréstimos bancários no mercado de crédito com os efeitos sobre o mercado de títulos públicos e privados. Por exemplo, uma política monetária contracionista (vendas de títulos no mercado aberto) desloca tanto a LM (efeito tradicional direto) quanto a CC (efeito indireto sobre custo e oferta de crédito) para a esquerda, reduzindo o investimento das empresas e produto da economia.

Em ambos os mecanismos, inicialmente são aplicados os instrumentos de política monetária, como operações de mercado aberto com títulos públicos, depósito compulsório e redesconto para fazer a taxa de juros ficar próxima da meta definida. A taxa de juros de curtíssimo prazo influencia as taxas de médio e longo prazos pela estrutura a termo. No novo cenário, é alterado o prêmio de financiamento externo das empresas de forma inversa – uma firma que não consegue financiamento interno (como lucros retidos) deve recorrer a financiamento externo (emissão de ações ou empréstimos), o que, por sua vez, exige uma “taxa extra” pelo risco e pela assimetria de informação.

De fato, o crédito bancário tem sido focado porque os bancos desempenham um papel importante na intermediação financeira e são considerados “especiais” por muitos mutuários que encontram fontes alternativas de empréstimo mais caras – principalmente pequenas empresas. Sobre a natureza especial dos empréstimos bancários ver, por exemplo, Fama (1985).

É importante destacar também a complexidade de se separarem efeitos de demanda e oferta de empréstimos. A demanda depende bastante do cenário econômico favorável e da capacidade de haver garantias, e a oferta nem sempre reage à política monetária, já que os bancos olham mais para o risco e a realocação de ativos. Mas, teoricamente, um aumento da taxa de juros reduz a oferta de recursos para empréstimos, pois é mais caro captar recursos, e os substitutos da moeda tendem a acompanhar a taxa de juros. Neste estudo, são

utilizados dados agregados, e, assim, o encontro entre demanda e oferta de empréstimos está representado nas séries temporais. De qualquer forma, Taylor (1995) recomenda que se estudem mais preços e taxas em vez de quantidades negociadas, por aqueles estarem menos sujeitos a problemas de precisão (muitos mercados, destinos e ativos).

Minella e Souza-Sobrinho (2009), ao aplicarem um modelo macroeconômico semiestrutural, de fato descobriram que o mercado de crédito (por meio das taxas de empréstimo) é quantitativamente relevante para explicar a resposta do consumo agregado e do investimento aos choques de política monetária. O trabalho de Minella e Souza-Sobrinho (2009) não é um teste empírico do canal de crédito, mas mostra que as variáveis do mercado de crédito possuem informação relevante para explicar o comportamento dos componentes da demanda agregada, em particular do consumo e do investimento agregado. Os autores também mostram que os canais da taxa de câmbio e das expectativas são os principais mecanismos de transmissão da política monetária para a inflação.

Contudo, o poder da política monetária tem aumentado nos últimos anos (ver Relatório de Inflação do Banco Central do Brasil – junho 2010, p. 103). Isso quer dizer que, para controlar a inflação, o Banco Central precisa subir menos os juros do que fazia no passado. A maior eficácia da política monetária se deve em parte ao melhor funcionamento dos mecanismos de transmissão (Tomazzia & Meurer, 2009). Esse fato reforça mais uma vez o argumento de que os três canais anteriormente mencionados devem ser relevantes para explicar a transmissão da política monetária.

O presente trabalho busca propor um novo método de investigação para o canal de crédito, utilizando-se primeiramente de modelagem VAR estrutural para refletir as características intrínsecas da economia brasileira, diferentemente, por exemplo, do estudo de Safaei e Cameron (2003), que se refere à economia canadense. Também são aplicados modelos na forma reduzida, tanto clássico como bayesiano. A economia brasileira difere, entre outras razões, pelos seguintes fatos: 1. boa parte dos ativos dos bancos privados é alocada em títulos públicos; 2. o recolhimento compulsório no Brasil é muito elevado; e 3. variações do câmbio capturam choques de oferta. A valorização cambial pode contribuir para manter a inflação sob controle, sugerindo a importância do canal do câmbio.

Um resumo bastante completo de evidências empíricas do canal de crédito pode ser encontrado em Lacerda (2012), todavia alguns outros trabalhos são analisados a seguir.

Catão e Pagan (2010) usam uma representação SVAR com expectativa aumentada de uma economia aberta no modelo novo keynesiano para estudar a transmissão monetária no Brasil e no Chile. O modelo estrutural incorpora características estruturais-chave das economias dos mercados emergentes, notadamente o papel de um canal de crédito bancário. Descobriu-se que as mudanças nas taxas de juros tiveram efeitos mais rápidos sobre o produto e a inflação em ambos os países, em comparação com as economias avançadas, e que a dinâmica da taxa de câmbio desempenha um papel importante na transmissão monetária, com a moeda respondendo bastante às mudanças nas taxas de juros controladas. Também se identificou o tamanho dos choques de crédito, que têm grandes efeitos sobre o produto e a inflação nas duas economias, sendo mais forte no Chile, onde a inserção dos bancos é maior.

Cevik e Teksoz (2012) investigam empiricamente a eficácia da transmissão da política monetária nos países do Conselho de Cooperação do Golfo (GCC) usando um SVAR. Os resultados indicam que a taxa de juros e os canais de empréstimos bancários são relativamente eficazes em influenciar a produção de não hidrocarbonetos e os preços para o consumidor, enquanto o câmbio não parece desempenhar um papel importante como mecanismo de transmissão monetária em razão dos regimes de taxas de câmbio indexadas. A análise empírica sugere que medidas de política e reformas estruturais – fortalecimento da intermediação financeira e facilidade do desenvolvimento de mercados de capitais domésticos líquidos – melhorariam a eficácia dos mecanismos de transmissão monetária nos países do GCC.

Cesa-Bianchi e Sokol (2017) fornecem novas evidências sobre a existência de um canal internacional de crédito para a transmissão de choques financeiros dos Estados Unidos para além das fronteiras e compara seu impacto com os choques de política monetária do país. Identificaram-se a política monetária e os choques financeiros combinando a abordagem de instrumentos externos com restrições de sinal em um SVAR de dois países, para os Estados Unidos e o Reino Unido. Desfavoráveis choques financeiros dos Estados Unidos desencadeiam uma contração acentuada e persistente na economia do país e um aumento nos *spreads* de crédito. De forma crucial, esse aperto nas condições de crédito dos Estados Unidos é rapidamente transmitido para todo o mundo, levando a um aumento dos *spreads* de crédito e uma desaceleração da atividade econômica no Reino Unido. Ao contrário dos choques financeiros, choques de política monetária não parecem induzir tanto movimento sequencial. Os resultados estão em linha com modelos de economia aberta de equilíbrio geral com mercado de crédito com imperfeições e um alto grau de integração financeira.

Tamási e Világi (2011) usaram dados macroeconômicos e financeiros da Hungria e estimaram um modelo VAR estrutural bayesiano adequado para simulações macroprudenciais. Identificaram choques macroeconômicos e de oferta de crédito por meio de restrições de sinal e zero. Em contraste com a literatura anterior, observaram-se diferentes tipos de choque de crédito: uma avaliação de risco e uma política de choque. As principais conclusões são as seguintes: primeiro, demonstrou-se que tanto a oferta de crédito quanto os choques macroeconômicos explicam a variância de variáveis endógenas em ordem de magnitude aproximadamente semelhante. Segundo, verificou-se que os choques de oferta de crédito não têm um papel dominante no declínio da economia húngara durante o período de crise que começou em 2008, embora a contribuição não tenha sido desprezível. Terceiro, a importância dos choques não identificados aumentou no período de crise.

Evangelista e Araújo (2018) tiveram como principal objetivo investigar evidências empíricas a respeito da eficácia do crédito como canal de transmissão de política monetária no Brasil, para o período de 2002 a 2012, no qual a proporção do crédito em relação ao produto interno bruto (PIB) cresceu substancialmente. Para cumprir o propósito da pesquisa, estimaram-se diferentes modelos VAR, e analisaram-se as funções impulso-resposta e a decomposição da variância dos erros. A estratégia de identificação da demanda e da oferta de crédito foi por meio de choques no volume real de crédito e na taxa de juros de mercado, respectivamente. Os resultados indicaram a existência do canal do crédito bancário. Desse modo, é aconselhável que as autoridades monetárias deem maior atenção aos efeitos da política monetária sobre o nível da taxa de juros de mercado, uma vez que o efeito da política monetária sobre a taxa potencializa a resposta da economia real.

Outros trabalhos para a economia brasileira a serem indicados são de De Mello e Pisu (2010), Montes e Machado (2013) e Abrita et al. (2014). Na próxima seção, consta a metodologia, e, na seguinte, há os resultados e a discussão. Com o uso de modelagem econométrica própria e original, com riqueza de bases de dados e informações, acompanhados por análises de fatos estilizados e técnicas de robustez para conferir melhor grau de certeza às conclusões, busca-se estudar se o canal de tomada de crédito funciona e em que medida, como indicado pela teoria econômica.

2 MODELOS

É bem-aceito na literatura que a política monetária tem efeitos sobre o produto real, pelo menos no curto prazo. Todavia, essa avaliação empírica pode ser trabalhosa considerando as inúmeras variáveis que se influenciam de diferentes formas no tempo. Como metodologia de análise, pode ser adotada uma abordagem mais qualitativa, por meio da análise de relatórios e comunicações da autoridade monetária – sendo mais subjetiva –, ou mais quantitativa, por meio de uma estrutura formal, para se chegar a algumas conclusões quanto à causalidade das variáveis, conforme Bernanke e Mihov (1998 como citado em Tomazzia & Meurer, 2009). Neste último caso, método adotado no presente artigo, são empregadas técnicas estatísticas – como modelos de séries temporais, VAR, VEC (vetor com correção de erros), DSGE (modelo dinâmico estocástico de equilíbrio geral) etc. – para estimar as relações entre variáveis. A principal variável utilizada como *proxy* de política monetária é a taxa Selic.

As ferramentas metodológicas a serem utilizadas são essencialmente de ordem quantitativa, preenchidas por fatos estilizados e observados, relacionados com cada matéria, que, assim como a revisão de literatura, estarão articulados de forma a revelar a sua utilidade para a execução do estudo.

No caso dos fatos estilizados e observados, destacam-se preliminarmente: 1. o aumento do volume de crédito em razão do PIB por conta de condições mais favoráveis, como redução das taxas de juros e aumento do prazo médio do financiamento; 2. as carteiras com recursos direcionados para empresas de maior porte, e a participação de instituições financeiras públicas se mostrou significativa nas duas últimas décadas, enquanto as empresas de menor porte costumeiramente são mais sensíveis a oscilações do mercado; 3. a relação próxima entre os índices de inadimplência e os *spreads* bancários; 4. nas finanças corporativas, o endividamento via emissão de títulos privados (como debêntures) vem aumentando nos últimos anos.

Quanto aos modelos empíricos que se pretende analisar e as hipóteses/objetivos que serão verificados, são os seguintes: adaptação e criação de uma nova metodologia SVAR, tendo as relações de parâmetros baseadas em modelos macroeconômicos, e modelos na forma reduzida (clássica e bayesiana).

Os muitos *papers* existentes que contemplam macrodados normalmente utilizam VAR na forma reduzida ou estrutural, desde *papers* mais clássicos, como Bernanke e Blinder (1992) e Bernanke e Gertler (1995), até mais recentes, como Sun et al. (2010) e Cesa-Bianchi e Sokol (2017). Uma ótima exposição

sobre os fundamentos do modelo VAR e suas ferramentas, como função impulso-resposta e decomposição da variância, pode ser encontrada em Enders (2014). Essas serão as ferramentas utilizadas para capturar as medidas de relações e elasticidades ao longo do tempo, como os efeitos da política monetária sobre valores e taxas de operações de crédito e produto da economia.

O modelo VAR clássico, no caso de duas variáveis, se considerarmos a trajetória de y_t como sendo afetada por seus valores defasados e valores correntes e passados de z_t , e simetricamente admitirmos que a trajetória de z_t é afetada por seus valores defasados e por valores correntes e passados de y_t , funciona da seguinte maneira:

$$Bx_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 x_{t-1} + \varepsilon_t$$
$$B = \begin{vmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{vmatrix}, x_t = \begin{vmatrix} x_t \\ y_t \end{vmatrix}, \Gamma_0 = \begin{vmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{vmatrix}, \varepsilon_t = \begin{vmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{vmatrix} \quad (1)$$

Pré-multiplicando a equação anterior por B^{-1} , obtemos a forma reduzida do VAR:

$$x_t = A_0 + A_1 x_{t-1} + e_t, A_0 = B^{-1} \Gamma_0, A_1 = B^{-1} \Gamma_1$$
$$\text{Sendo, } e_t = B^{-1} \varepsilon_t \quad (2)$$
$$Be_t = \varepsilon_t \leftrightarrow e_t + Be_t = e_t + \varepsilon_t \leftrightarrow$$
$$\leftrightarrow e_t = e_t + Be_t + \varepsilon_t \leftrightarrow e_t = (I - B)e_t + \varepsilon_t$$

O modelo é superparametrizado por construção, mas é possível ser estimado restringindo-se (= 0) alguns coeficientes da matriz B. Uma maneira de se fazer isso é por meio da teoria econômica, que se baseia em histórias plausíveis sobre a possibilidade de uma variável afetar outra no decorrer do mesmo período.

Outra forma é a decomposição de Cholesky, amplamente utilizada na literatura, em que se emprega uma matriz triangular superior de covariância dos resíduos para tornar o modelo exatamente identificado. Nesse caso, a primeira

variável afeta todas as outras variáveis contemporaneamente, sem ser afetada. A segunda série é afetada apenas pela primeira e afeta todas as outras séries, e assim sucessivamente. A definição das restrições do sistema recursivo, desse modo, é realizada pela ordenação das variáveis, sujeita também à teoria econômica ou a histórias plausíveis.

A função impulso-resposta é uma ferramenta importante para estimar as inter-relações entre as variáveis do VAR, pois mostra a resposta esperada dos valores correntes e futuros de cada uma das variáveis a um choque em uma das equações do VAR.

A partir da seguinte recursão,

$$\begin{aligned} x_t &= A_0 + A_1 x_{t-1} + e_t \\ x_t &= A_0 + A_1 (A_0 + A_1 x_{t-2} + e_{t-1}) + e_t \\ &= (I + A_1) A_0 + A_1^2 x_{t-2} + A_1 e_{t-1} + e_t \end{aligned} \quad (3)$$

Após n interações,

$$\begin{aligned} x_t &= (I + A_1 + \dots + A_1^n) A_0 + \sum_{i=0}^n A_1^i e_{t-i} + A_1^{n+1} x_{t-n-1} \\ E_{t-n-1}(x_t) &= (I + A_1 + \dots + A_1^n) A_0 + A_1^{n+1} x_{t-n-1} \\ x_t - E_{t-n-1}(x_t) &= \sum_{i=0}^n A_1^i e_{t-i} \quad (*) \end{aligned} \quad (4)$$

Sabendo-se da relação entre os resíduos na forma reduzida e os resíduos na forma estrutural do VAR,

$$\begin{aligned} e_t &= B^{-1} \varepsilon_t \\ \begin{vmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{vmatrix} &= \frac{1}{1 - b_{12} b_{21}} \begin{vmatrix} 1 & -b_{12} \\ -b_{21} & 1 \end{vmatrix} \begin{vmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{vmatrix} \end{aligned} \quad (5)$$

A equação (*) anterior pode ser então apresentada da seguinte forma:

$$x_t - E_{t-n-1}(x_t) = \sum_{i=0}^n \frac{1}{1 - b_{12}b_{21}} \begin{vmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{vmatrix}^i \begin{vmatrix} 1 & -b_{12} \\ -b_{21} & 1 \end{vmatrix} \begin{vmatrix} \varepsilon_{yt-i} \\ \varepsilon_{zt-i} \end{vmatrix} \quad (6)$$

Para representar a função impulso-resposta de forma mais compacta, seja,

$$\phi_t = \frac{A_1^i}{1 - b_{12}b_{21}} \begin{vmatrix} 1 & -b_{12} \\ -b_{21} & 1 \end{vmatrix} \quad (7)$$

Então,

$$x_t - E_{t-n-1}(x_t) = \sum_{i=0}^n \begin{vmatrix} \phi_{11}(i) & \phi_{12}(i) \\ \phi_{21}(i) & \phi_{22}(i) \end{vmatrix} \begin{vmatrix} \varepsilon_{yt-i} \\ \varepsilon_{zt-i} \end{vmatrix} \quad (8)$$

Ou ainda, de forma mais compacta:

$$x_t - E_{t-n-1}(x_t) = \sum_{i=0}^n \phi_1^i \varepsilon_{t-i} \quad (9)$$

Outro importante mecanismo de estudo é a decomposição de variância. Adiantando a equação de VAR na forma reduzida períodos à frente, fazendo substituições recursivas e tomando a esperança, pode-se obter o erro de previsão n períodos à frente,

$$x_t - E_t x_{t+n} = \sum_{i=0}^{n-1} A_1^i \varepsilon_{t+n-i} \quad (10)$$

Como $Be_t = \varepsilon_t$, e $A_1^i B^{-1} = \phi_i$

$$x_t - E_t x_{t+n} = \sum_{i=0}^{n-1} \phi_i \varepsilon_{t+n-i} \quad (11)$$

Se focarmos apenas a sequência y_t , é fácil ver que o erro de previsão n-passos à frente é dado por:

$$y_{t+n} + E_t y_{t+n} = \phi_{11}(0) \varepsilon_{y_{t+n}} + \phi_{11}(1) \varepsilon_{y_{t+n-1}} + \dots + \phi_{11}(n-1) \varepsilon_{y_{t+1}} + \phi_{12}(0) \varepsilon_{z_{t+n}} + \phi_{12}(1) \varepsilon_{z_{t+n-1}} + \dots + \phi_{12}(n-1) \varepsilon_{z_{t+1}} \quad (12)$$

A variância do erro n-passos à frente de y_{t+n} será:

$$\sigma_y(n)^2 = \sigma_y^2 \left[\phi_{11}(0)^2 + \phi_{11}(1)^2 + \dots + \phi_{11}(n-1)^2 \right] + \sigma_z^2 \left[\phi_{12}(0)^2 + \phi_{12}(1)^2 + \dots + \phi_{12}(n-1)^2 \right] \quad (13)$$

Assim é possível decompor a parcela da variância do erro de previsão que pode ser atribuída a cada choque,

$$\frac{\sigma \left[\phi_{11}(0)^2 + \phi_{11}(1)^2 + \dots + \phi_{11}(n-1)^2 \right]}{\sigma_y(n)^2} \quad (14)$$

e

$$\frac{\sigma_z^2 \left[\phi_{12}(0)^2 + \phi_{12}(1)^2 + \dots + \phi_{12}(n-1)^2 \right]}{\sigma_y(n)^2}$$

Passando para um aspecto específico do SVAR clássico estimado (modelos 1), as relações estruturais contemporâneas devem ser suficientes para identificar o relacionamento entre os resíduos (ε_i) vindos do primeiro estágio de estimação (forma reduzida) do modelo VAR e as perturbações (u_i) do modelo estrutural. Isso é refletido na identificação das equações a seguir indicadas. Para um sistema com n variáveis endógenas, são necessárias $(n^2-n)/2$ restrições no modelo estrutural para que se possa identificá-lo. Subscritos de tempo foram ignorados para facilitar a apresentação.

Modelo 1-A	Modelo 1-B
$\varepsilon_y = a_1(\varepsilon_c - \varepsilon_p) + u_y$ (+)	$\varepsilon_y = a_1(\varepsilon_c - \varepsilon_p) + a_2\varepsilon_r + u_y$ (+) (-)
$\varepsilon_p = a_2\varepsilon_y + u_p$ (+)	$\varepsilon_p = a_3\varepsilon_y + a_4\varepsilon_r + u_p$ (+) (-)
$\varepsilon_r = a_3\varepsilon_p + a_4\varepsilon_m + u_r$ (+) (-)	$\varepsilon_r = a_5\varepsilon_p + a_6\varepsilon_m + u_r$ (+) (-)
$\varepsilon_m = a_5\varepsilon_y + a_6\varepsilon_p + a_7\varepsilon_r + u_m$ (+) (+) (-)	$\varepsilon_m = a_7\varepsilon_y + a_8\varepsilon_p + a_9\varepsilon_r + a_{10}\varepsilon_t + u_m$ (+) (+) (-) (-)
$\varepsilon_c = a_8\varepsilon_p + a_9\varepsilon_r + a_{10}\varepsilon_m + u_c$ (+) (+) (+)	$\varepsilon_t = a_{11}\varepsilon_y + a_{12}\varepsilon_r + a_{13}\varepsilon_m + a_{14}\varepsilon_c + u_t$ (+) (+) (+) (-)
	$\varepsilon_c = a_{15}\varepsilon_p + a_{16}\varepsilon_r + a_{17}\varepsilon_m + a_{18}\varepsilon_t + a_{19}\varepsilon_s + u_c$ (+) (+) (+) (-) (-)
	$\varepsilon_s = a_{20}\varepsilon_c + a_{21}\varepsilon_r + u_s$ (-) (+)

O modelo 1-A é o adotado por Safaei e Cameron (2003) para a economia canadense. A equação de ε_y pode ser entendida como uma relação de demanda agregada. O produto real é influenciado diretamente por choques na demanda (u_y) e no crédito real ($\varepsilon_c - \varepsilon_p$). A equação de ε_p reflete o comportamento dos preços numa espécie de função de oferta agregada, afetada por inovações na demanda agregada (ε_y), em acordo com a ideia da Curva de Phillips, e por choques de oferta (u_p) tecnológicos, de oferta por trabalho e regime de câmbio. A função de reação da autoridade monetária é vista na equação de ε_r , em que a taxa básica de juros responde aos preços e à moeda. Já a equação ε_m mostra a demanda por moeda nominal, afetada por inovações do produto e dos preços, como na teoria quantitativa da moeda, pela taxa de juros e por outros fatores tecnológicos e institucionais (u_m). Finalmente, considera-se a equação ε_c uma função de oferta por crédito afetada pelos choques exógenos (u_c) do sistema financeiro ou por causa das mudanças regulatórias, pela quantidade de moeda (que afeta as reservas dos bancos), pelos preços e pela taxa

básica de juros. Esta última variável demonstra o efeito da política monetária pelo canal de crédito, não apenas por meio do seu impacto sobre a taxa de juros dos títulos (curva LM), mas também por meio de um impacto independente no deslocamento da oferta de empréstimos dos bancos (curva CC).

Esse primeiro modelo foi empregado para análise da economia canadense e também será testado para a economia brasileira. Todavia, levando-se em conta as diferentes estruturas econômicas, o SVAR deve refletir as características intrínsecas da economia brasileira. Com isso, o modelo 1-B proposto é uma evolução do modelo 1, controlando para variáveis endógenas: o fato de que boa parte dos ativos dos bancos privados é alocada em títulos públicos (nomenclatura “t”); e o *spread* bancário (“s”) é uma variável de preço relevante no canal do crédito e deve constar no modelo. Os títulos funcionam como um *trade-off* para empréstimos bancários, e o *spread* é uma variável objetiva de preço do crédito. Além disso, foram feitos alguns ajustes nos parâmetros para melhor representar os relacionamentos entre produto, taxa de juros e preços, sob a ótica de um modelo econômico mais completo. Também há controle para variáveis exógenas mais voltadas ao setor externo (como taxa de câmbio, índice de preços internacionais de *commodities*, risco-país e reservas internacionais).

O modelo VAR clássico (modelo 2) na forma reduzida é estimado de maneira semelhante, mas segue a decomposição de Choleski para ortogonalizar os erros conforme anteriormente indicado, o que é feito pela combinação dos estudos de Minella (2003) e Evangelista e Araújo (2018).

Para o modelo VAR bayesiano (modelo 3), a partir da análise de Lima et al. (2013), o modelo VAR(p) pode ser escrito da seguinte forma:

$$y_t = d_t C + \sum_{l=1}^p y_{t-l} A_l + u_t \quad (15)$$

$$\text{Para, } E(u_t | y_1, \dots, y_{t-1}, d_1, \dots, d_t) = 0$$

De modo que y_t é um vetor linha de variáveis endógenas, de dimensão $1 \times n$, no tempo t ; A_l são matrizes de parâmetros de dimensão $n \times n$; C são matrizes $q \times n$ de parâmetros; d_t é um vetor linha $1 \times q$ de *dummies* sazonais e termo constante no tempo t ; u_t é um vetor linha $1 \times n$, de erros no tempo t ; p corresponde à extensão das defasagens; e T é o tamanho da amostra. Os erros são independentes com distribuição normal.

Um dos principais problemas ao se estimar um VAR irrestrito por meio de mínimos quadrados ordinários (MQO), como o da equação 15, é que as estimativas dos coeficientes, quando p é moderadamente grande, não são muito precisas em amostras finitas. Litterman (1980, 1986) discute esse problema em um contexto no qual as séries de tempo exibem tendência ou nível local persistente e sugere um método bayesiano de estimação alternativo. O autor sugeriu considerar, na especificação das *prioris* para os parâmetros das regressões, passeios aleatórios para cada variável i :

$$y_{i,t} = y_{i,t-1} + u_{i,t} \quad (16)$$

Ou seja, a média da *priori* para o parâmetro da variável na sua primeira defasagem seria considerada igual a 1 e as médias das *prioris* para os parâmetros remanescentes seriam consideradas iguais a zero. Também é razoável que a importância das variáveis defasadas diminua com o tamanho da defasagem. Ou seja, as variâncias das *prioris* dos parâmetros também diminuem com o tamanho da defasagem, apertando-se a distribuição *a priori* em torno de zero.

A proposta por Litterman é frequentemente denominada *Priori de Minnesota*, já que foi originada na Universidade de Minnesota e no Banco da Reserva Federal de Minneapolis. Apresenta-se a seguir como o método é implementado neste trabalho. As *prioris* para os elementos individuais de cada matriz A_l dos coeficientes defasados, são consideradas normais independentes com média de A_1 ($l = 1$) igual à identidade e com média de A_l igual a zero para $l > 1$. O desvio padrão para ij -ésimo coeficiente da matriz dos coeficientes das variáveis defasadas A_l é dado por:

$$\begin{aligned} \lambda_i / l^{\lambda_3} & \text{ se } i = j \text{ e} \\ \sigma_i \lambda_1 \lambda_2 / \sigma_j l^{\lambda_3} & \text{ se } i \neq j \end{aligned} \quad (17)$$

Em que σ_i é um fator de escala para lidar com a variabilidade na escala das variáveis e é o erro padrão residual de uma autorregressão univariada da i -ésima variável.

O hiperparâmetro λ_1 é o desvio padrão da *priori* do ii -ésimo elemento da matriz A_1 . Ao decrescemos o hiperparâmetro λ_2 , $0 < \lambda_2 < 1$, estamos forçando

os parâmetros fora da diagonal de A_1 para zero. O hiperparâmetro λ_3 , $\lambda_3 > 0$ controla até que ponto os coeficientes dos valores defasados das variáveis, para defasagens maiores do que um, são próximos de zero.

Para os coeficientes das *dummies* sazonais e para o termo constante, adota-se o seguinte desvio padrão: $\lambda_4 \sigma_i$, onde λ_4 é um valor bastante grande. Ou seja, adota-se uma *priori* não informativa para esses parâmetros. Os valores usuais para os hiperparâmetros são: 0,05 para λ_1 , 0,005 para λ_2 , 1 para λ_3 e 10^5 para λ_4 .

Para uma discussão técnica das distribuições *a priori* e *a posteriori*, a equação do VAR(p) será reescrita da seguinte forma (para uma discussão mais detalhada, ver Kadiyala & Karlsson, 1997)):

$$y_t = z_t \Gamma + u_t \quad (18)$$

Em que $z_t = \{d_t, y_1, \dots, y_t\}$ e a matriz Γ , de dimensão $k \times nk = q + p$. n é dada por $(C'A', \dots, A' p)$, q é o número de variáveis exógenas que influenciam y_t .

Realizando os empilhamentos convencionais para os vetores coluna y_t , z_t e u_t para $t = 1, \dots, T$ em Y, Z e U , temos um modelo de regressão multivariado:

$$Y = Z\Gamma + U \quad (19)$$

Logo, deixando o índice i denotar o i -ésimo vetor coluna, tem-se a equação para a variável i , $y_i = Z y_i + u_i$. Para y, Y e u , os vetores obtidos pelo empilhamento das colunas de Y, Γ e U , o sistema pode ser reescrito de forma:

$$y = (I \otimes Z) \gamma + u \quad (20)$$

No que se segue: “ \sim ” denota parâmetros da distribuição *a priori* e “ $_$ ” parâmetros da distribuição *a posteriori*. Os parâmetros de MQO de Γ e γ têm seus próprios estimadores.

Ao longo de toda a exposição, u_t é independente, identicamente distribuído e $u_t \sim N(0, \Psi)$ e $u_t \sim N(0, \Psi \otimes I)$. A verossimilhança é dada por

$$L(\gamma, \Psi) \propto |\Psi|^{-\frac{T}{2}} \exp\left\{-tr\left[(Y - Z\Gamma)' \Psi^{-1} (Y - Z\Gamma)\right] / 2\right\} \quad (21)$$

Após algumas manipulações, chega-se a

$$\begin{aligned} L(\gamma, \Psi) &\propto |\Psi|^{-\frac{T}{2}} \exp\left\{-\frac{1}{2}(\gamma - \hat{\gamma})'(\Psi^{-1} \otimes Z'Z)(\gamma - \hat{\gamma})\right\} \times |\Psi|^{-\frac{(T-k)}{2}} \\ &= |\Psi|^{\frac{k}{2}} \exp\left\{-\frac{1}{2}(\gamma - \hat{\gamma})'(\Psi^{-1} \otimes Z'Z)(\gamma - \hat{\gamma})\right\} \times |\Psi|^{-\frac{(T-k)}{2}} \\ &\quad \times \exp\left\{-\frac{1}{2}tr\left[\Psi^{-1} (Y - Z\Gamma)(Y - Z\Gamma)'\right]\right\} \\ L(\gamma, \Psi) &\propto N(\gamma | \hat{\gamma}, \Psi \otimes (Z'Z)^{-1}) \times iW(\Psi | (Y - Z\hat{\Gamma})'(Y - Z\hat{\Gamma}), T - k - n - 1) \end{aligned} \quad (22)$$

Ou seja, a verossimilhança é proporcional ao produto de uma densidade *Wishart* inversa para Ψ e uma densidade Normal para Y condicional em Ψ .

Em diversos trabalhos se utiliza uma *priori* Normal-difusa (*Priori de Jeffrey*) para parâmetros do modelo autorregressivo. Isto é, há *prioris* independentes para γ e Ψ dadas por:

$$\gamma \sim N(\bar{\gamma}, \tilde{\Sigma}) \text{ e } p(\Psi) \propto |\Psi|^{-\frac{(n+1)}{2}} \quad (23)$$

A *posteriori* de Γ é dada por:

$$\begin{aligned} p(\gamma | y) &\propto \exp\left\{-\frac{1}{2}(\gamma - \hat{\gamma})' \tilde{\Sigma}^{-1} (\gamma - \hat{\gamma}) / 2\right\} \times \\ &\quad \left| (Y - Z\hat{\Gamma})'(Y - Z\hat{\Gamma}) + (\Gamma - \hat{\Gamma})' Z'Z (\Gamma - \hat{\Gamma}) \right|^{-\frac{T}{2}} \\ \bar{\gamma} &= (\tilde{\Sigma}^{-1} + \Psi^{-1} \otimes Z'Z)^{-1} (\tilde{\Sigma}^{-1} \bar{\gamma} + (\Psi^{-1} \otimes Z'Z) \hat{\gamma}) \end{aligned} \quad (24)$$

Após algumas manipulações, a distribuição condicional *a posteriori* de y é dada por:

$$\begin{aligned} \gamma | \Psi, y &\sim N\left(\bar{\gamma}, \left(\bar{\Sigma}^{-1} + \Psi^{-1} \otimes Z'Z\right)^{-1}\right) \\ \Psi^{-1} | \gamma, y &\sim W\left(\left[\Gamma - Z\hat{\Gamma}\right]'(Y - Z\hat{\Gamma}) + (\Gamma - \hat{\Gamma})'Z'Z(\Gamma - \hat{\Gamma})\right)^{-1}, T \end{aligned} \quad (25)$$

Seguindo um enfoque bayesiano, tratam-se os parâmetros do modelo $\theta = (\gamma, \Psi)$ como variáveis aleatórias. O algoritmo do *Amostrador de Gibbs*, proposto por Kadiyala e Karlsson (1997), é fácil de implementar, comutando-se entre as duas últimas equações apresentadas e usando o algoritmo dado por Geweke (1988) para o sorteio de γ . O *Amostrador de Gibbs* é um método de *Monte Carlo* com cadeias de Markov que permite fazer extrações de distribuições conjuntas ou marginais a partir de extrações das distribuições condicionais.

Quanto às propriedades de estacionariedade e cointegração em todas as modelagens, adotou-se neste estudo tratamento na linha de Toda e Yamamoto (1995), Sims et al. (1990), Bernanke e Gertler (1995), Dedola e Lippi (2005) e Céspedes et al. (2008), que sugerem o uso das variáveis em níveis em modelos autorregressivos. O método se justifica mesmo que os processos possam ser integrados ou cointegrados de uma ordem desconhecida ou arbitrária, e as propriedades estatísticas permanecerão robustas para um modelo em nível se for utilizado o número de defasagens $k + d_{\max}$, em que k é o número ótimo de defasagens e d_{\max} é o número de integração máxima esperada das variáveis. Além disso, conforme Tomazzia e Meurer (2009), os testes de raízes unitárias podem ser imprecisos, isto é, há dificuldade de se saber se as variáveis são estacionárias com tendência, integradas ou cointegradas, e de que ordem. Ainda, há perda de informação ao se trabalhar com as séries em primeira diferença, e é possível assumir que os resultados de exercícios empíricos são assintoticamente consistentes com as variáveis em nível.

O número ótimo de defasagens do VAR foi escolhido pelo teste de *lag length criteria* a partir do critério de Schwarz, adicionado o número máximo de integração esperada das variáveis do sistema, e Schwarz condicionado à ausência de autocorrelação dos resíduos, com o objetivo de alcançar a robustez. Do ponto de vista da modelagem econométrica, serão ainda testados e comparados os modelos VAR clássicos, servindo como extensão e aprimoramento dos trabalhos de Souza Sobrinho (2003), Denardin (2007), Denardin e Balbinotto

(2008), Bezerra, Silva e Lima (2013), Evangelista e Araújo (2018) e vários outros da literatura relativa ao canal do crédito, e também modelagem bayesiana, o que é uma novidade. As estimativas dos coeficientes de VAR na forma reduzida não são diretamente interpretáveis e não foram reportadas.

A amostra temporal com dados mensais escolhida inicia-se a partir de março de 2011 (por ser o início das séries atuais de crédito) e vai até novembro de 2020, correspondendo a um período com uma política monetária mais estável. Os modelos testados incluem como variáveis endógenas a variável de política monetária (Selic) e as informações a que o Banco Central reage, entre elas produto, preços, crédito, títulos públicos, taxa de câmbio e agregado monetário. As variáveis exógenas são mais voltadas ao setor externo (como taxa de câmbio, índice de preços internacionais de *commodities*, risco-país e reservas internacionais). A maioria dos dados pode ser obtida no *site* do Banco Central e do Ipeadata e se encontra discriminada na Tabela 1.

A série da produção industrial já é dessazonalizada, tal como divulgada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). As demais séries, de quantidade e índices de preços, foram ajustadas sazonalmente pelo método X-13 do U.S. Census Bureau's, e pelas medidas em logaritmo natural, exceto para as taxas, as quais estão em forma percentual. As variáveis não foram deflacionadas porque o índice de inflação consta explicitamente nos modelos.

Como alternativas de análises de consistência e robustez, foram aplicadas outras variáveis de apoio e substitutivas, como aproximação do PIB mensal, expectativa de IPCA para 12 meses, taxa de *swap* DI-Pré de 360 dias (pode ser possível captar melhor o papel das expectativas e da estrutura a termo da taxa de juros), *spread* e saldo de crédito para pessoas físicas e jurídicas, saldo de títulos públicos totais e taxa de câmbio real.

Tabela 1

Nome, descrição e fonte das variáveis utilizadas nos modelos

Variável	Nomenclatura	Descrição da proxy utilizada	Fonte
Variáveis endógenas			
Instrumento de política monetária 1	SELIC	Taxa de juros - Selic acumulada no mês - % a.m.	BCB-Demab
Nível de atividade real 1	PIND	Indicadores da produção industrial (2012 = 100) - Geral - Índice, em logaritmos naturais	IBGE

(continua)

Tabela 1

Nome, descrição e fonte das variáveis utilizadas nos modelos (continuação)

Variável	Nomenclatura	Descrição da proxy utilizada	Fonte
Variáveis endógenas			
Preços internos 1	IPCA	Preços - IPCA - geral - índice (dez. 1993 = 100) - em logaritmos naturais	IBGE/SNIPC
Crédito bancário	CREDITO	Saldo da carteira de crédito com recursos livres - Total - R\$ (milhões) - em logaritmos naturais	BCB-DSTAT
Spread bancário	SPREAD	Spread médio das operações de crédito com recursos livres - Total - p.p. - em logaritmos naturais	BCB-DSTAT
Títulos públicos	TITULOS	Dívida mobiliária federal (saldos) - Posição em carteira - Título indexado a Selic - Total - u.m.c. (milhões) - em logaritmos naturais	BCB-DSTAT
Agregado monetário	M3	Meios de pagamento amplos - M3 (saldo em final de período) - Novo - u.m.c. (mil) - em logaritmos naturais	BCB-DSTAT
Variáveis exógenas			
Taxa de câmbio	CAMBIO	Taxa de câmbio - Livre - Dólar americano (venda) - Fim de período - mensal - u.m.c./US\$ - em logaritmos naturais	Sisbacen PTAX800
Nível de preços externo	CPI	All Commodity Price Index, 2016 = 100 - em logaritmos naturais	FMI
Risco-país	EMBI	Índice EMBI + Risco-Brasil - em logaritmos naturais	JP Morgan
Reservas internacionais	RI	Reservas internacionais - Total - mensal - US\$ (milhões) - em logaritmos naturais	BCB-DSTAT
Variáveis de apoio (robustez)			
Instrumento de política monetária 2	COMPULSORIO	Recolhimentos obrigatórios de instituições financeiras - Saldo total - u.m.c. (mil) - em logaritmos naturais	BCB-DSTAT
Nível de atividade real 2	PIB	PIB mensal - Valores correntes (R\$ milhões) - R\$ (milhões) - em logaritmos naturais	BCB-Depec
Preços internos 2	EIPCA	Expectativa média de Inflação - IPCA - taxa acumulada para os próximos 12 meses - (% a.a.)	BCB-BOLETIM
Instrumento de política monetária 3	SWAP	Taxa referencial - swaps - DI prefixada - 360 dias - fim de período - (% a.a.)	BM&Fbovespa

(continua)

Tabela 1

Nome, descrição e fonte das variáveis utilizadas nos modelos (conclusão)

Variável	Nomenclatura	Descrição da proxy utilizada	Fonte
Variáveis de apoio (robustez)			
Crédito bancário pessoa física	CREDITOPF	Saldo da carteira de crédito com recursos livres - Pessoas físicas - Total - R\$ (milhões) - em logaritmos naturais	BCB-DSTAT
Spread bancário pessoa física	SPREADPF	Spread médio das operações de crédito com recursos livres - Pessoas físicas - Total - p.p. - em logaritmos naturais	BCB-DSTAT
Crédito bancário pessoa jurídica	CREDITOPJ	Saldo da carteira de crédito com recursos livres - Pessoas jurídicas - Total - R\$ (milhões) - em logaritmos naturais	BCB-DSTAT
Spread bancário pessoa jurídica	SPREADPJ	Spread médio das operações de crédito com recursos livres - Pessoas jurídicas - Total - p.p. - em logaritmos naturais	BCB-DSTAT
Títulos públicos	TITULOSTOT	Dívida mobiliária (SalDOS) - Títulos do Tesouro Nacional-posição em carteira - Total emitido - u.m.c. (milhões) - em logaritmos naturais	BCB-DSTAT
Taxa de câmbio real	CAMBIOREAL	Índice da taxa de câmbio real efetiva (IPCA) - jun/1994 = 100 - Índice - em logaritmos naturais	BCB-Depec

Fonte: Elaborada pelos autores.

3

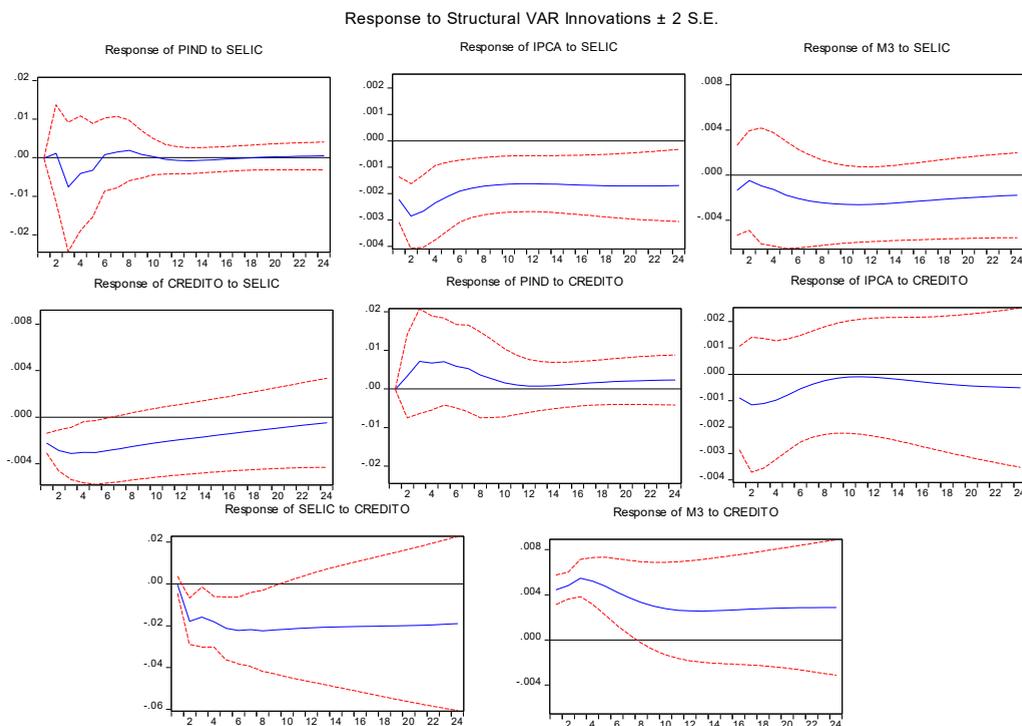
RESULTADOS

3.1 Modelo clássico estrutural

Para o modelo clássico estrutural, o teste de defasagem ótima obteve uma defasagem para o critério SC. O teste LM identificou autocorrelação dos resíduos até a segunda defasagem. Optou-se por trabalhar com três defasagens. As funções impulso-resposta são mostradas nas figuras 1 e 2 – na ordem de choques na SELIC e CREDITO, respectivamente, para o modelo 1-A, e SELIC, SPREAD e CREDITO, respectivamente, para o modelo 1-B, sobre as outras variáveis –, lembrando que o modelo 1-A contém menos variáveis do que o modelo 1-B, mais completo.

Figura 1

Funções impulso-resposta do modelo SVAR clássico 1-A



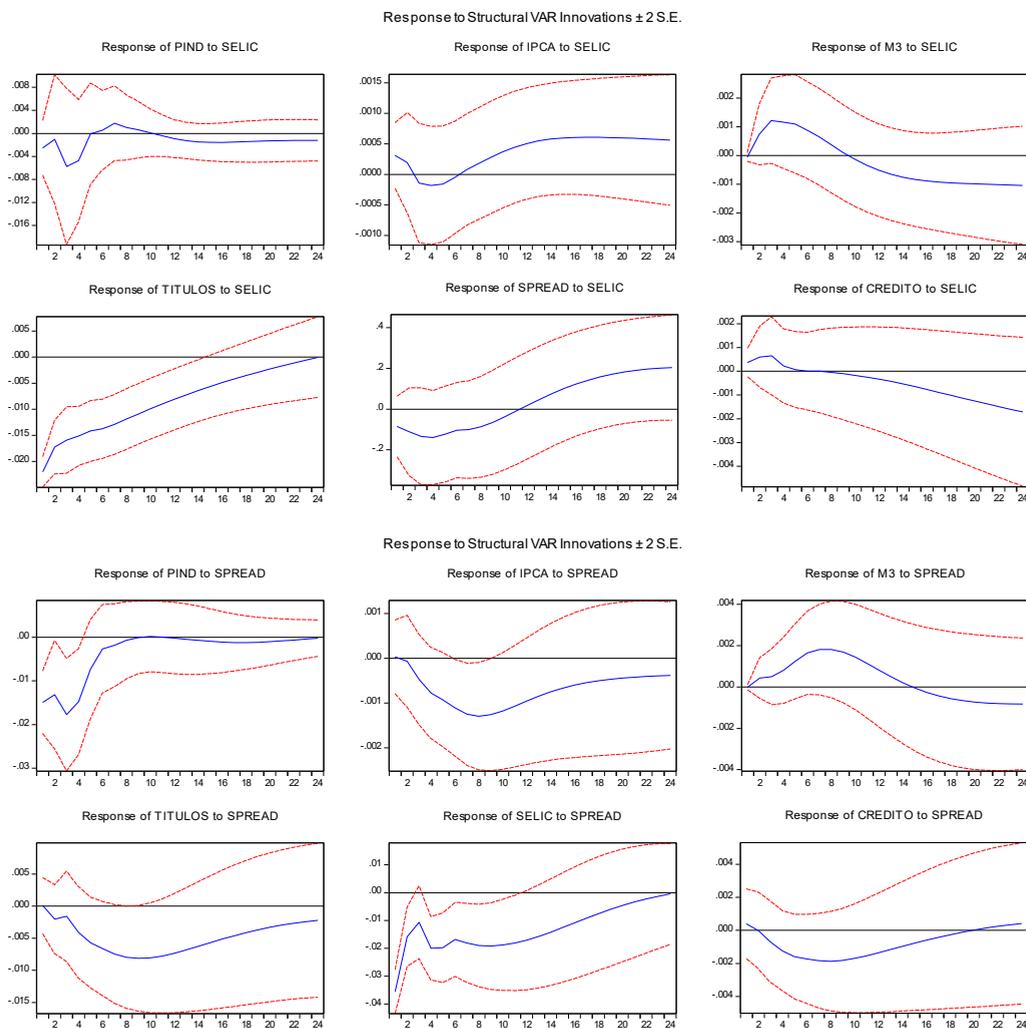
Fonte: Elaborada pelos autores.

Nota. As linhas tracejadas indicam o intervalo de confiança de 95%. Eixo Y: indica o nível de resposta a um choque de um desvio padrão na SELIC. Eixo X: defasagem do efeito, em meses.

Os resultados em geral indicam pouca significância estatística nos efeitos. A política monetária exógena, no período de 2011 a 2020, não afeta muito o produto em ambos os modelos, pois a linha de resposta é próxima de zero, e o intervalo de confiança de 95% permite concluir que o efeito não é estatisticamente diferente de zero. Seria até possível dizer que o efeito é um pouco negativo, com neutralidade no longo prazo.

Figura 2

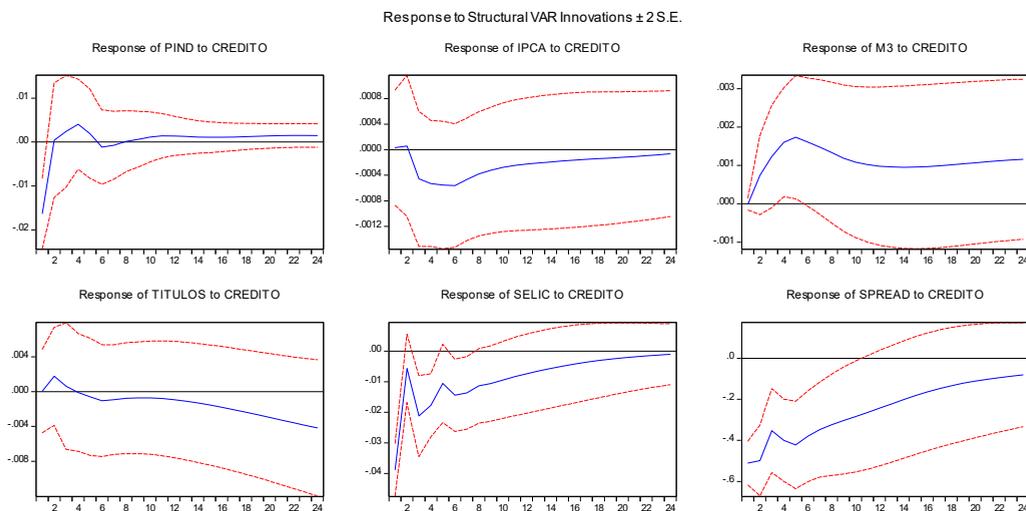
Funções impulso-resposta do modelo SVAR clássico 1-B



(continua)

Figura 2

Funções impulso-resposta do modelo SVAR clássico 1-B (conclusão)



Fonte: Elaborada pelos autores.

Nota. As linhas tracejadas indicam o intervalo de confiança de 95%. Eixo Y: indica o nível de resposta a um choque de um desvio padrão na SELIC. Eixo X: defasagem do efeito, em meses.

A SELIC afeta negativamente o nível de preços no modelo 1-A, como esperado teoricamente e com alguma rigidez no curto prazo, e o efeito não cessa até dois anos após esse choque, com um valor de cerca de -0,2%. Já no modelo 1-B não é possível afirmar que a resposta é diferente de zero, embora sugira um impacto um pouco positivo.

A taxa básica de juros afeta negativamente o crédito em até -0,3% no primeiro ano e depois cessa o efeito, no modelo 1-A; e tem o mesmo valor de no máximo -0,2%, só que, contrariamente, apenas a partir de um ano no modelo 1-B. A SELIC tem praticamente quase nenhum efeito sobre M3 e negativo sobre TITULOS, a partir de -2% e cessando após dois anos, sugerindo que a maior demanda por títulos atrelados à taxa de juros faz com que o preço do título aumente e a taxa caia, o que pode ser visto no modelo 1-B.

Quanto ao CREDITO, parece não influenciar muito nenhuma das variáveis, tanto em termos de escala do gráfico da variável resposta como pelo fato

de o intervalo de confiança de 95% compreender zero. No caso do SPREAD, no modelo 1-B, a resposta é imediata em aproximadamente -0,005%, sendo -0,002% na maior parte do tempo e diminuindo até quase cessar em dois anos.

Aparentemente, ainda no modelo 1-B, o que se vê é que o efeito da SELIC sobre o SPREAD começa em um ano e chega a 2% em dois anos, demorando para ter alguma influência pelas defasagens da política monetária, modelo 1-B. Todavia, as variações do SPREAD parecem influenciar mais a economia, o produto chega a cair quase -2% em três meses, cessando após oito meses. E os preços e o crédito chegam a diminuir -0,1% e -0,2% até o mês nove, respectivamente, após o choque no SPREAD, sugerindo que a taxa básica de juros se alastra para o mercado de crédito, a taxa desse mercado que mais influi na economia.

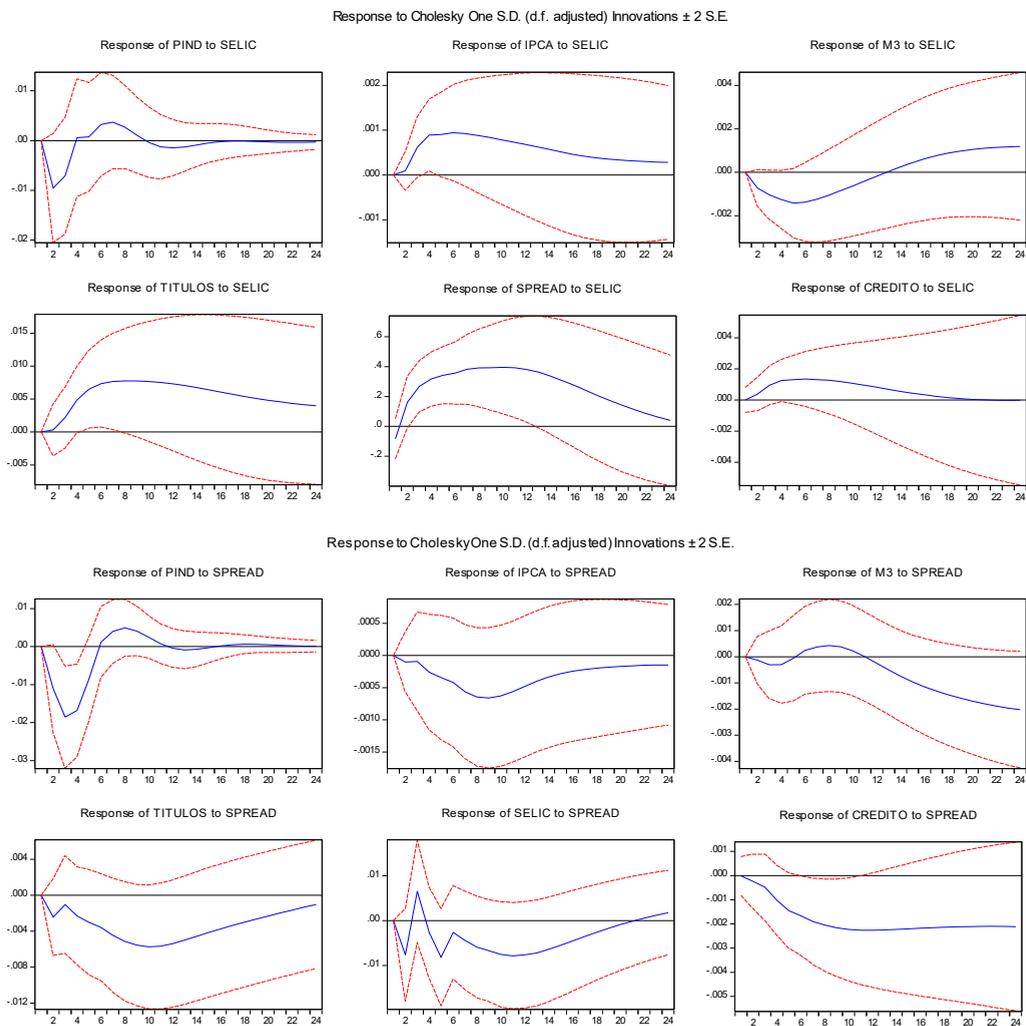
Para verificar a robustez dos resultados, foram testados modelos alternativos. Para o primeiro apenas, optou-se por uma ou duas defasagens, e os resultados das funções impulso-resposta foram quase idênticos. Uma segunda variação considerou o COMPULSORIO no lugar da SELIC. Neste modelo, quase todas as funções impulso-resposta tiveram efeito estatisticamente não diferente de zero, sugerindo a inutilidade da variável. Testaram-se ainda diferentes modelos com EIPCA, SWAP, CREDITOPF, CREDITOPJ, SPREADPF, SPREADPJ, TITULOSTOT E CAMBIOREAL, e os resultados não foram sistematicamente tão diferentes em termos de maior impacto das funções impulso-resposta. Apenas nos modelos com PIB, EIPCA, SWAP, SPREADPJ e CREDITOPJ – no lugar das respectivas séries – é que a variável SWAP tem o efeito esperado sobre PIB (-0,4% em dois meses e depois cessa) e IPCA (-7% em três meses e depois cessa).

■ 3.2 Modelo clássico reduzido

Para o modelo clássico na forma reduzida, o teste de defasagem ótima obteve uma defasagem para o critério SC. O teste LM identificou autocorrelação dos resíduos até a segunda defasagem. Optou-se por trabalhar com três defasagens. A ordenação das variáveis endógenas foi feita pela combinação dos estudos de Minella (2003) e Evangelista e Araújo (2018), sendo: PIND, IPCA, M3, TITULOS, SELIC, SPREAD, CREDITO. As funções impulso-resposta são mostradas na Figura 3 – na ordem de choques na SELIC, SPREAD e CREDITO, respectivamente, sobre as outras variáveis.

Figura 3

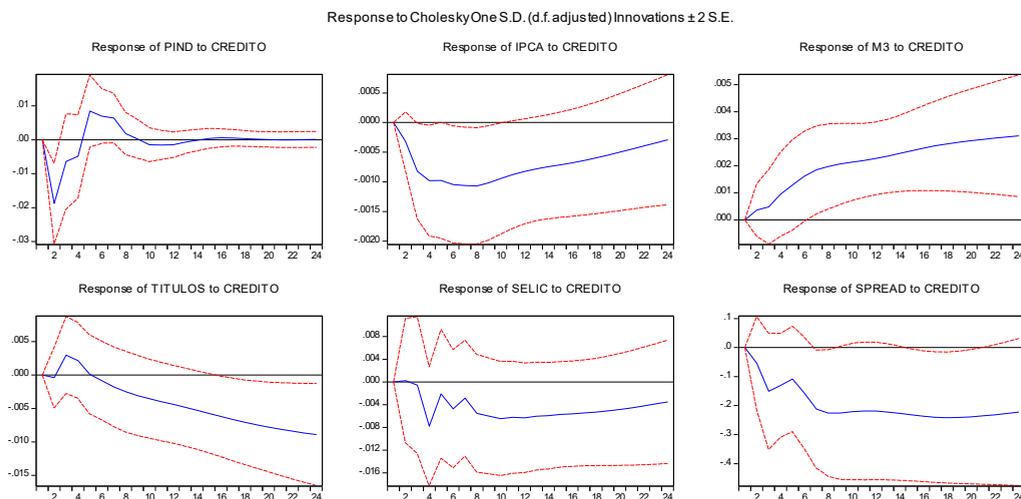
Funções impulso-resposta do modelo VAR clássico



(continua)

Figura 3

Funções impulso-resposta do modelo VAR clássico (conclusão)



Fonte: Elaborada pelos autores.

Nota. As linhas tracejadas indicam o intervalo de confiança de 95%. Eixo Y: indica o nível de resposta a um choque de um desvio padrão na SELIC. Eixo X: defasagem do efeito, em meses.

Os resultados indicam que a política monetária exógena, no período de 2011 a 2020, não afeta muito o produto, pois a linha de resposta é próxima de zero, e o intervalo de confiança de 95% permite concluir que o efeito não é estatisticamente diferente de zero. Seria até possível dizer que o efeito é um pouco negativo, com neutralidade no longo prazo.

A SELIC afeta positivamente o nível de preços e o crédito em até seis meses, por volta de 0,1%, portanto com sinal diferente do esperado. Na sequência, o efeito passa a não ser estatisticamente diferente de zero dado o intervalo de confiança. A SELIC tem praticamente quase nenhum efeito sobre M3 como nos modelos SVAR, e positivo sobre TITULOS de até 0,75% após seis meses, e não cessa, diferentemente do que vinha sendo apontado nos modelos SVAR, em que o efeito era negativo.

Quanto ao CREDITO, parece não influenciar muito nenhuma das variáveis, tanto em termos de escala do gráfico da variável resposta como pelo fato

de o intervalo de confiança de 95% compreender zero. A resposta é ligeiramente negativa para IPCA (-0,001%) e TITULOS (-0,005%) após seis meses, de forma permanente. A resposta do SPREAD é imediata e se estabiliza em aproximadamente -0,002%, valor próximo do modelo I-B.

O que se vê é que o efeito da SELIC sobre o SPREAD vai de 0,2% a quase 0,4% a partir do mês quatro até um ano e depois vai cessando. As variações do SPREAD parecem influenciar mais o produto, que chega a cair -2% em três meses, cessando após cinco meses. O crédito tem efeito negativo e demora cerca de seis meses para se estabilizar em -0,2%. Os preços não têm efeito estatisticamente diferente de zero, diferentemente do modelo SVAR I-B, que diminuía -0,1% até o mês nove.

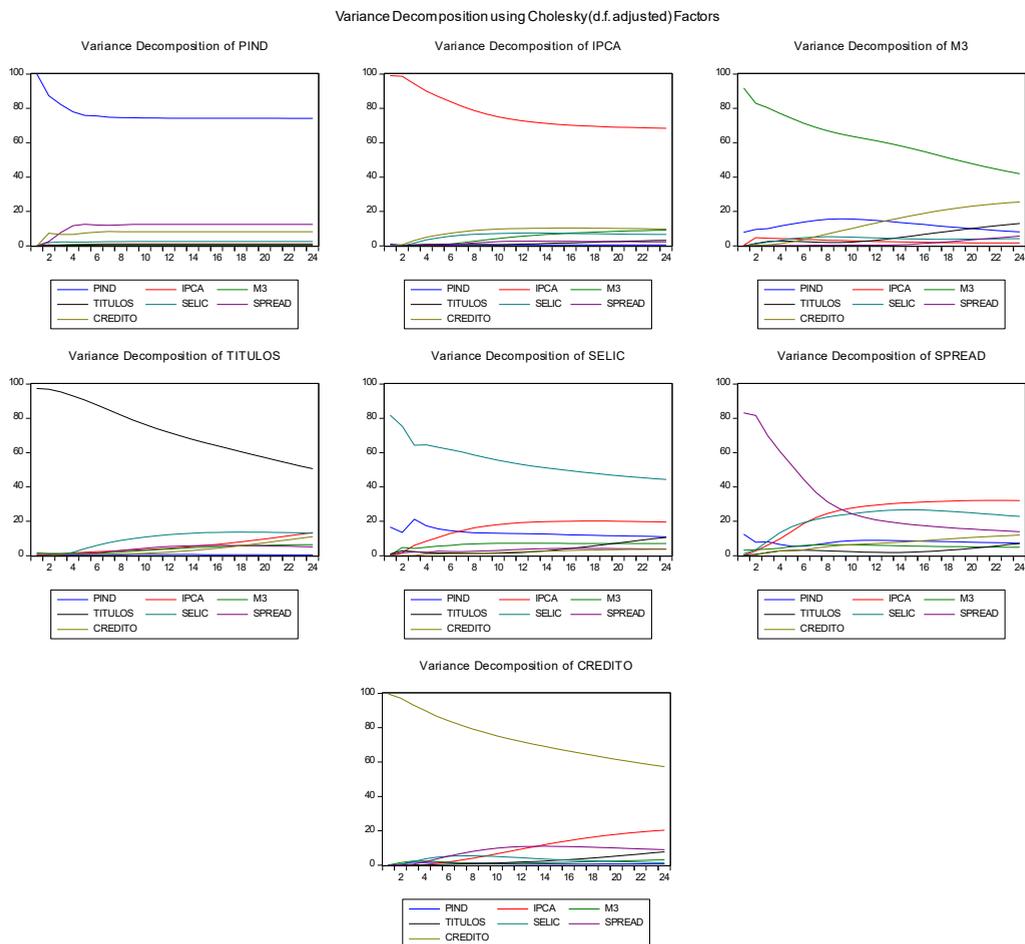
Para testar um efeito equivalente no VAR testado, de modo a verificar a importância das variáveis endógenas, recorre-se à decomposição da variância do seu erro de previsão, que mostra a proporção dos movimentos de uma variável decorrente de seus próprios choques em comparação com a resposta aos choques das outras variáveis no tempo. Os testes de decomposição da variância tomaram como estrutura a mesma ortogonalização dos erros de Cholesky anteriormente indicada. Os resultados são mostrados na Figura 4.

A resposta da SELIC às demais variáveis endógenas mostra o que se espera da função de reação do Banco Central e das expectativas. Inicialmente, a variável de maior influência na determinação da taxa de juros é a própria (80%), o que denota um aspecto autorregressivo importante e mostra que a política monetária vem seguindo uma ação gradualista. Dessa forma, a SELIC atinge sua tendência de longo prazo em torno de dois anos após o choque inicial de política monetária.

Também influenciam bastante a SELIC os elementos IPCA (até 20% após um ano) e PIND (20% a 10% com o passar do tempo), o que pode indicar a reação do Banco Central e das expectativas ante as mudanças nas principais variáveis econômicas. Pelas funções impulso-resposta, o que se via era pouca influência da SELIC nessas variáveis, mas, ao contrário, eram estas que influenciavam a SELIC. Isso pode ser visto na função impulso-resposta, na Figura 5, com efeito bastante positivo e cessando após dois anos.

Figura 4

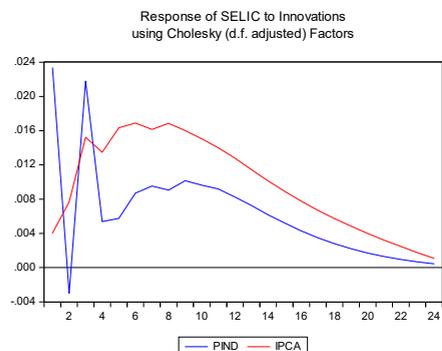
Decomposição da variância do modelo VAR clássico – variáveis endógenas



Fonte: Elaborada pelos autores.

Figura 5

Funções impulso-resposta da SELIC do modelo VAR clássico



Fonte: Elaborada pelos autores.

Voltando às decomposições da variância, destaca-se o seguinte: 1. a PIND e o IPCA apresentam a maior relevância para si próprios, em torno de 80% cada; 2. M3, TITULOS e CREDITO também têm predominância dos seus próprios choques nos seus erros de previsão, mas com o passar do tempo, cerca de um ano, as outras variáveis combinadas assumem importância para aproximadamente até 50% dos movimentos dinâmicos; 3. o SPREAD tem um comportamento bastante diferente, inicialmente sua autodeterminação é de 80%, mas ao longo do primeiro ano decresce sensivelmente e fica com apenas pouco mais de 20%, sendo ultrapassado pela taxa SELIC e IPCA, que ficam com algo em torno de 60% (sendo 30% para cada).

Para verificar a robustez dos resultados, foram testados modelos alternativos. Primeiro, optou-se apenas por uma ou duas defasagens, e os resultados das funções impulso-resposta foram quase idênticos. Testaram-se ainda diferentes modelos com EIPCA, SWAP, CREDITOPF, CREDITOPJ, SPREADPF, SPREADPJ, TITULOSTOT E CAMBIOREAL – no lugar das respectivas séries –, e os resultados não foram sistematicamente tão diferentes em termos de acréscimo de informação nas funções impulso-resposta. Todavia, a decomposição da variância do PIB sugere que, diferentemente da PIND, essa variável é mais influenciada por todas as outras (quase 60% no período após um ano).

3.3 Modelo bayesiano

Para o modelo bayesiano na forma reduzida, o teste de defasagem ótima obteve uma defasagem para o critério SC. O teste LM identificou autocorrelação dos resíduos até a segunda defasagem. Optou-se por trabalhar com três defasagens. A ordenação das variáveis endógenas foi feita pela combinação dos estudos de Minella (2003) e Evangelista e Araújo (2018), sendo: PIND, IPCA, M3, TITULOS, SELIC, SPREAD, CREDITO. Foi adotada *a priori* de Litterman/Minnesota, padrão do *software* EViews, que utiliza os hiperparâmetros $\mu_1=0$ $\lambda_1=0,01$ $\lambda_2=0,99$ e $\lambda_3=1$, uma distribuição normal para θ e uma matriz de covariância fixa Σ_ϵ .

De acordo com *a priori* de Litterman, são especificados hiperparâmetros usando os quatro escalares μ_1 , λ_1 , λ_2 e λ_3 . É provável que a média das *prioris* tenha a maioria ou todos os seus elementos definidos como zero para diminuir o risco de sobreajuste, o que implica que μ_1 deve ser próximo a zero. λ_1 é o aperto geral na variância (da primeira defasagem) e controla a importância relativa da amostra e das informações anteriores. Observar que, se λ_1 for pequeno, a informação prévia domina as informações da amostra. λ_2 representa o aperto relativo da variância de outras variáveis. A configuração $\lambda_2=0$ implicaria que o VAR se tornasse um vetor de modelos univariados. λ_3 representa o aperto relativo da variância das defasagens, e Kadiyala e Karlsson (1997) definem $\lambda_3=1$ (um caso especial, decaimento linear) para sua aplicação particular.

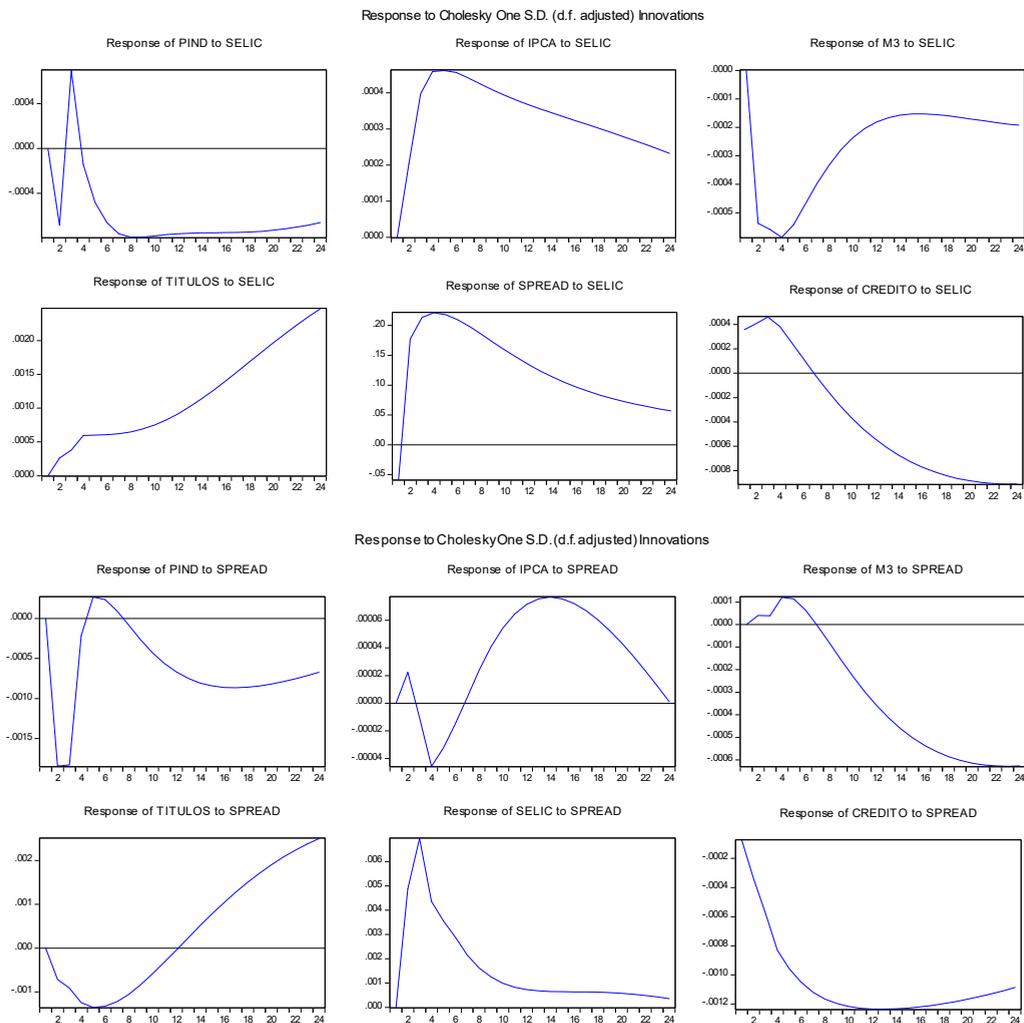
As funções impulso-resposta são mostradas na Figura 6 – na ordem de choques na SELIC, SPREAD e CREDITO, sobre as outras variáveis.

Os resultados indicam que a política monetária exógena, no período de 2011 a 2020, não afeta muito o produto e os preços, pois, embora não haja o intervalo de confiança de 95%, pode-se perceber que o efeito é inferior a 0,05%. Seria até possível dizer que o efeito é um pouco negativo (PIND) e um pouco positivo (IPCA), com neutralidade no longo prazo.

A SELIC afeta positivamente o crédito até quatro meses, por volta de 0,04%. Na sequência, o efeito passa a ser negativo, alcançando o máximo de -0,08% em dois anos. A SELIC tem praticamente quase nenhum efeito sobre M3 ao longo do período, com máximo de 0,055% em quatro meses e depois se estabilizando em -0,02%.

Figura 6

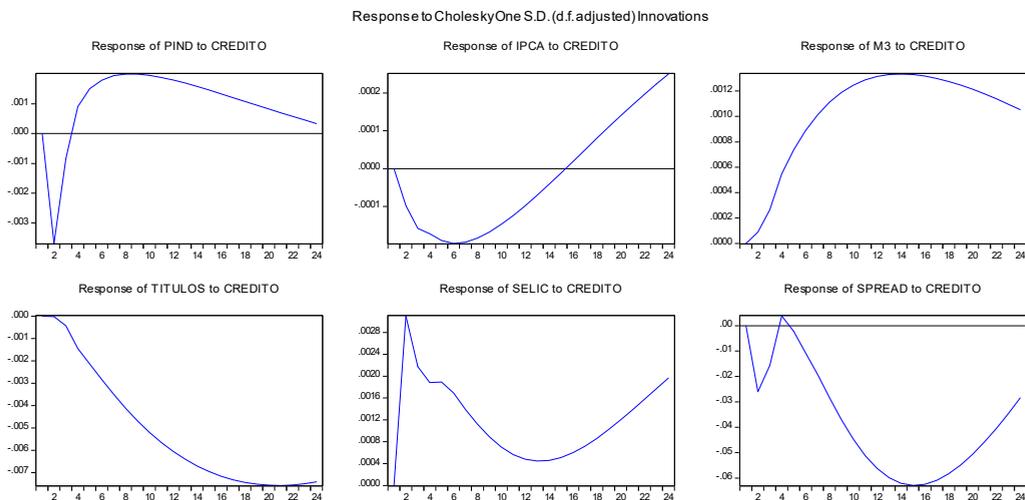
Funções impulso-resposta do modelo VAR bayesiano



(continua)

Figura 6

Funções impulso-resposta do modelo VAR bayesiano (conclusão)



Fonte: Elaborada pelos autores.

Nota. O software E-Views calcula o efeito médio, mas não disponibiliza o intervalo de confiança.

Os TITULOS têm resposta crescente de 0,05%, aumentando explosivamente acima de 2% ao longo dos dois anos da escala. Quanto ao CREDITO, parece ter quase nenhuma influência nas variáveis, como no modelo VAR clássico na forma reduzida. O impacto em geral é baixo em termos de valor, quase irrelevante. Por exemplo, para M3 e TITULOS, há inter-relação cada vez maior positiva (máximo 0,012%) e negativa (máximo -0,007%) quando se aproxima dos dois anos.

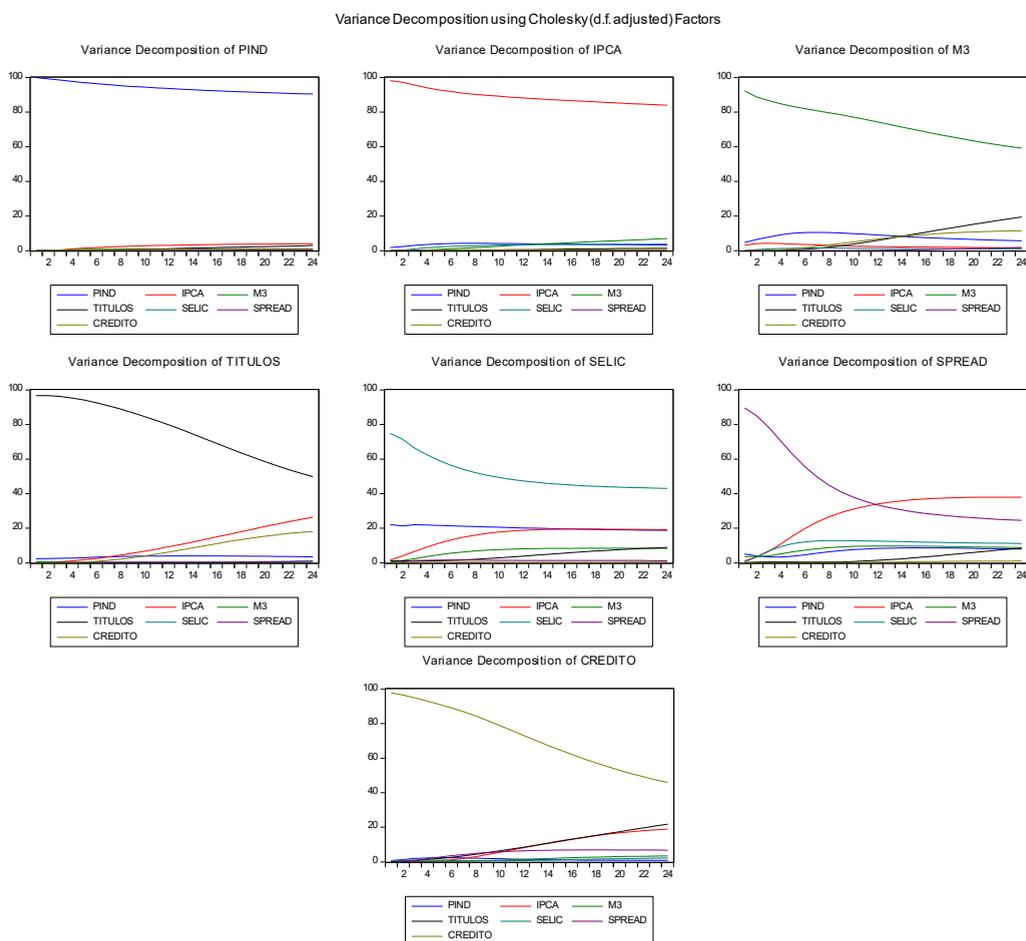
O que se vê é que o efeito da SELIC sobre o SPREAD é crescente até 0,2% no quarto mês e depois se estabiliza em 0,075%. As variações do SPREAD parecem influenciar mais o produto, que chega a cair -2% em dois meses, indo em direção a zero e depois se estabilizando em -0,06% após um ano. O CREDITO tem resposta imediata de -0,3% e depois se estabiliza por volta de -0,1%. Os preços não têm efeito significativo em escala de valor.

Para conferir um efeito equivalente no VAR testado, de modo a verificar a importância das variáveis endógenas, recorre-se à decomposição da variância

do seu erro de previsão, que mostra a proporção dos movimentos de uma variável decorrente de seus próprios choques em comparação com a resposta aos choques das outras variáveis no tempo. Os testes de decomposição da variância tomaram como estrutura a mesma ortogonalização dos erros de Cholesky anteriormente indicada. Os resultados são mostrados na Figura 7.

Figura 7

Decomposição da variância do modelo VAR bayesiano – variáveis endógenas



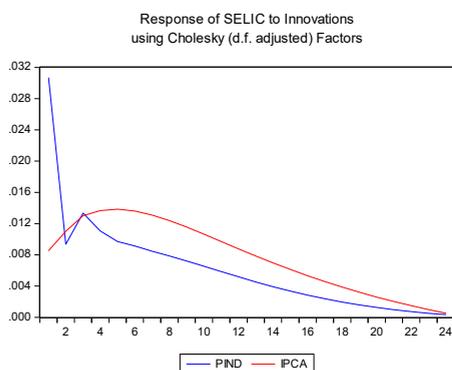
Fonte: Elaborada pelos autores.

Assim como no modelo clássico na forma reduzida, a resposta da SELIC às demais variáveis endógenas mostra o que se espera da função de reação do Banco Central e das expectativas. Inicialmente a variável de maior influência na determinação da taxa de juros é a própria (50%), o que denota um aspecto autorregressivo importante e mostra que a política monetária vem seguindo uma ação gradualista. Dessa forma, a SELIC atinge sua tendência de longo prazo em torno de dois anos após o choque inicial de política monetária.

Também influenciam bastante a SELIC os elementos IPCA (até 20% após um ano) e PIND (de 20% a 10% com o passar do tempo), o que pode indicar uma reação do Banco Central e das expectativas ante as mudanças nas principais variáveis econômicas. Pelas funções impulso-resposta, o que se via era pouca influência da SELIC nessas variáveis, mas, ao contrário, eram estas que influenciavam a SELIC. Isso pode ser visto na função impulso-resposta, na Figura 8, com efeito bastante positivo e cessando após dois anos.

Figura 8

Funções impulso-resposta da SELIC do modelo VAR bayesiano



Fonte: Elaborada pelos autores.

Voltando às decomposições da variância, destaca-se o seguinte: 1. a PIND e o IPCA apresentam a maior relevância para si próprios, em torno de 80% cada; 2. M3, TITULOS e CREDITO também têm predominância dos seus próprios choques nos seus erros de previsão, mas com o passar do tempo, cerca de um ano, as outras variáveis combinadas assumem importância para

aproximadamente até 40% dos movimentos dinâmicos (sendo 50% no caso do crédito); 3. o SPREAD tem um comportamento bastante diferente; inicialmente sua autodeterminação é de 90%, mas, ao longo do primeiro ano, decresce sensivelmente e fica em volta de 30%, sendo ultrapassado pelo IPCA, que fica com algo em torno de 40%.

Para verificar a robustez dos resultados, foram testados modelos alternativos. Testaram-se diferentes defasagens e modelos com COMPULSORIO, EIPCA, SWAP, CREDITOPF, CREDITOPJ, SPREADPF, SPREADPJ, TITULOSTOT E CAMBIOREAL – no lugar das respectivas séries –, e os resultados não apresentaram grande acréscimo de informação para interpretação.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este estudo teve como objetivo verificar algumas características importantes da política monetária e sua transmissão na última década da economia brasileira, entre elas as respostas dos choques das principais variáveis macroeconômicas e do mercado de crédito à política monetária exógena e não esperada. Para tanto, foi utilizada metodologia própria, com a estimação de modelos para captar a inter-relação da política monetária com as variáveis macroeconômicas (VAR clássico e bayesiano).

A estimação das funções impulso-resposta apresentou alguns fatos relevantes: 1. após o choque no *spread*, o produto se move rapidamente nos primeiros meses no sentido negativo, sugerindo que a taxa básica de juros Selic se alastra para o mercado de crédito; 2. pelas funções impulso-resposta, o que se via era pouca influência da Selic nas variáveis de produto e preços. Ao contrário, são estas que influenciam a taxa de juros, o que pode indicar reação do Banco Central e das expectativas ante as mudanças nas principais variáveis econômicas. Quanto ao crédito, parece que ele não influencia muito a maioria das variáveis.

Este *paper* buscou contribuir para o entendimento da transmissão da política monetária pela via do crédito no Brasil, em complemento aos trabalhos de Souza Sobrinho (2003), Denardin (2007), Denardin e Balbinotto (2008), Bezerra, Silva e Lima (2013) e Evangelista e Araújo (2018). Alguns resultados deste trabalho aumentam e outros diminuem as evidências de resultados encontrados pelos estudos anteriores. Além disso, procurou-se avançar em alguns pontos, com maior variedade de séries temporais e modelagens dinâmicas.

Os achados no estudo estão longe de esgotar a discussão sobre os efeitos e as inter-relações do canal do crédito da política monetária, e mais questões importantes podem ser levantadas. Alguns estudos chegam a abordar mais mecanismos de transmissão da política monetária, como Minella (2003), Céspedes et al. (2008) e Minella e Souza-Sobrinho (2009).

Uma recomendação de pesquisa fica para a exploração de microdados de instituições financeiras e de empresas, até para a tarefa árdua de tentar separar a oferta e a demanda por crédito. Quando se utilizam microdados, como fizeram Graminho e Bonomo (2002), Takeda et al. (2005) e Oliveira (2007), a riqueza de milhões de informações dos balanços patrimoniais pode permitir uma análise mais profunda do que está causando a diferença de efeito entre as unidades de análise.

MONETARY POLICY TRANSMISSION MECHANISM: CREDIT CHANNEL IN THE BRAZILIAN ECONOMY – A CLASSICAL AND BAYESIAN VAR APPROACH

Abstract

This article presents a new contribution to the economic literature, through the analysis of the impact of monetary shocks in the main macroeconomic variables and in the credit market, in Brazil, between 2011 and 2020. Three methodologies of VAR models are used, classical (in the structural and reduced form), and bayesian (in reduced form). The results indicate that after the positive shock in the bank spread, the product moves rapidly in the first months in the negative direction, suggesting that the basic interest rate spreads to the credit market. Through the impulse-response functions, what is perceived is the little influence of the Selic rate on product and price variables. On the contrary, they influence the interest rate, which may indicate a reaction from Central Bank and expectations to changes in the main economic variables. As for credit, it does not seem to influence most variables.

Keywords: monetary transmission mechanism; credit channel; classical VAR; Bayesian VAR; Central Bank.

Referências

- Abrita, M. B., Rondina Neto, A., Oliveira, L. de, & Araujo, E. C. de (2014). O crédito como mecanismo de transmissão da política monetária: Aspectos teóricos e evidências empíricas para o Brasil. *Nova Economia*, 24(2), 225–242. <http://dx.doi.org/10.1590/0103-6351/1752>
- Banco Central do Brasil (2010). *Relatório de Inflação do Banco Central do Brasil*, jun. 2010, p. 103. <https://www.bcb.gov.br/content/ri/relatorioinflacao/201006/RELINF201006-ri201006c6p.pdf>
- Bernanke, B., & Blinder, A. (1988). Credit, money and aggregate demand. *American Economic Review, Papers and Proceedings*, 78(2), 435–439.
- Bernanke, B., & Blinder, A. (1992). The Federal Funds rate and the channels of monetary transmission. *American Economic Review*, (82), 901–921.
- Bernanke, B., & Gertler, M. (1995). Inside the black box: The credit channel of monetary policy transmission. *Journal of Economics Perspectives*, 9(4), 27–48.
- Bernanke, B., & Mihov, I. (1998). Measuring monetary policy. *Quarterly Journal of Economics*, (103), 869–902.
- Bezerra, J. F., Silva, I. E. M., & Lima, R. C. (2013). Estudo empírico da operacionalidade do canal de crédito bancário no Nordeste e no Brasil. *Revista Econômica do Nordeste*, 44(4), 957–974.
- Catão, L., & Pagan, A. (2010). The credit channel and monetary transmission in Brazil and Chile: A structural VAR approach. [Working Paper, N° 579]. *Central Bank of Chile*.
- Cesa-Bianchi, A., & Sokol, A. (2017). Financial shocks, credit spreads and international credit channel [Working Paper N° 693]. *Bank of England*.
- Céspedes, B., Lima, E., & Maka, A. (2008). Monetary policy, inflation and the level of economic activity in Brazil after the Real Plan: Stylized facts from SVAR models. *Revista Brasileira de Economia*, 62(2), 123–160.
- Cevik, S., & Teksoz, K. (2012). *Lost in transmission? The effectiveness of monetary policy transmission channels in the GCC countries*. IMF Working Paper No. WP/12/191. International Monetary Fund.
- Dedola, L., & Lippi, F. (2005). The monetary transmission mechanism: evidence from the industries of five OECD countries. *European Economic Review*, 49(6), 1543–1569.
- De Mello, L., & Pisu, M. (2010). The bank lending channel of monetary transmission in Brazil: a VECM approach. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 50(1), 50–60.
- Denardin, A. A. (2007). *Assimetria de informação, intermediação financeira e o mecanismo de transmissão da política monetária: Evidências teóricas e empíricas para o canal do empréstimo bancário no Brasil (1995-2006)*. [Tese de doutorado não publicada]. Universidade Federal do Rio Grande do Sul.
- Denardin, A. A., & Balbinotto, G. N. (2008). O mecanismo de transmissão de política monetária: Evidências empíricas para o canal de empréstimo bancário no Brasil. *XI Encontro Regional de Economia – Anpec Sul*. Associação Nacional dos Centros de Pós-Graduação em Economia.

Enders, W. (2014). *Applied econometric time series* (4th ed.). John Wiley.

Evangelista, T. S., & Araújo, E. C. (2018). A eficácia do crédito como canal de transmissão da política monetária no Brasil: Estratégia de identificação da oferta e demanda de crédito. *Revista de Economia Contemporânea*, 22(2), 1–27.

Fama, E. (1985). What's different about banks? *Journal of Monetary Economics*, 15(1), 29–39.

Gertler, M., & Gilchrist, S. (1993). The role of credit market imperfections in monetary transmission mechanism: Arguments and evidence. *Scandinavian Journal of Economics*, 95(1), 43–64.

Geweke, J. (1988). Antithetic acceleration of Monte Carlo integration in Bayesian inference. *Journal of Econometrics*, 38(1-2), 73–89.

Graminho, F. M., & Bonomo, M. A. (2002). O canal de empréstimos bancários no Brasil: Uma evidência microeconômica. *XXX Encontro Nacional de Economia da Anpec*. Associação Nacional dos Centros de Pós-Graduação em Economia.

Kadiyala, K., & Karlsson, S. (1997). Numerical methods for estimation: Inference in Bayesian VAR-models. *Journal of Applied Econometrics*, 12, 99–132.

Lacerda, T. S. (2012). *Mecanismo de transmissão de política monetária: Uma análise do canal de crédito para a economia brasileira pós real*. [Dissertação de mestrado não publicada]. Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul.

Lima, E., Ferreira, L., & Honaiser, V. (2013). Projeção das receitas correntes do estado do Rio de Janeiro: Aplicações de modelos univariados e multivariados. *[Syn]thesis*, 6(2), 207–233.

Litterman, R. B. (1980). *A Bayesian procedure for forecasting with vector autoregressions* [Mimeo]. Massachusetts Institute of Technology.

Litterman, R. B. (1986). Forecasting with Bayesian vector autoregressions: Five years of experience. *Journal of Business & Economic Statistics*, 4, 25–38.

Minella, A. (2003). Monetary policy and inflation in Brazil (1975-2000): A VAR estimation. *Revista Brasileira de Economia*, 57(3), 605–635.

Minella, A., & Souza-Sobrinho, N. F. (2009). Monetary channels in Brazil through the lens of a semi-structural model. [Working Paper, N° 181]. Banco Central do Brasil.

Montes, G. C., & Machado, C. C. (2013). Credibility and the credit channel transmission of monetary policy: Theoretical model and econometric analysis for Brazil. *Journal of Economic Studies*, 40(4), 469–492.

Oliveira, N. F. (2007). Bank lending channel in Brazil: Evidence from the supply of bank loans and from the composition of external finance of corporations. *Anais do CEMLA – Meeting of Central Bank Legal Advisors*, Madri, Espanha, 8.

Safaei, J., & Cameron, M. E. (2003). Credit channel and credit shocks in Canadian macrodynamics: A structural VAR approach. *Applied Financial Economics*, 13(4), 267–277.

Schnorrenberger, R., & Meurer, R. (2013). Comportamento da função do Banco Central do Brasil: Uma análise para o período do sistema de metas de inflação. *Textos de Economia*, 16(2), 33–57.

Sims, C. (1992). Interpreting the macroeconomic time series facts: The effects of monetary policy. *European Economic Review*, 36(5), 975–1000.

Sims, C. A., Stock, J. H., & Watson, M. W. (1990). Inference in linear time series models with some unit roots. *Econometrica*, 58(1), 113–144.

Souza Sobrinho, N. F. (2003). *Uma avaliação do canal de crédito no Brasil*. Dissertação (Mestrado de Economia) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2003.

Sun, S., Gan, C., & Hu, B. (2010). Bank lending channel in China's monetary policy transmission mechanism: A VECM approach. *Investment Management and Financial Innovations*, 2(7), 59–71.

Takeda, T., Rocha, F., & Nakane, M. (2005). The reaction of bank lending to monetary policy in Brazil. *Revista Brasileira de Economia*, 59(1), 107–126.

Tamási, B., & Világi, B. (2011). Identification of credit supply shocks in a Bayesian SVAR model of the Hungarian economy. [Working Paper N° 2011/7]. *Magyar Nemzeti Bank*.

Taylor, J. B. (1995). The monetary transmission mechanism: An empirical framework. *Journal of Economic Perspectives*, 9(4), 11–26.

Toda, H. Y., & Yamamoto, T. (1995). Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. *Journal of Econometrics*, 66(-2), 225–250.

Tomazzia, E. C., & Meurer, R. (2009). O mecanismo de transmissão da política monetária no Brasil: Uma análise em VAR por setor industrial. *Economia Aplicada*, 13(4), 371–398.