

Atividade econômica e crédito: uma aplicação VAR/VEC sobre recursos livres e direcionados

Economic activity and credit: a VAR / VEC application on free and specific resources

Emanuelle Nava Smaniotto*

UNISINOS, Brasil
emanuellens@unisinos.br

Tiago Wickstrom Alves*

UNISINOS, Brasil
twa@unisinos.br

Marcos Tadeu Caputi Lélis*

UNISINOS, Brasil
mlelis@unisinos.br

Resumo. Esta pesquisa objetiva analisar a relação entre atividade econômica e o crédito, analisando o impacto sofrido pelo crédito – dividido em recursos livres e direcionados – através de um choque na política monetária. Para tanto, apresenta um histórico sobre tais recursos, bem como implicações teóricas e estudos empíricos acerca dos instrumentos da política monetária atual. Como procedimento metodológico, se utilizou do modelo de vetores auto regressivos (VAR) e o modelo de correção de erros (VEC). Com essa metodologia foi possível comprovar que um aumento no nível de atividade econômica afeta, de formas distintas, os montantes de recursos livres e direcionados; uma vez que os recursos livres geraram uma resposta mais aderente a teoria econômica. Os resultados também confirmam o impacto negativo sofrido pelos recursos direcionados, frente a um choque nas taxas SELIC e TJLP. Por fim, o estudo possui um elevado grau de estabilidade, em que se inovou ao dividir o crédito para realização das funções impulso resposta.

Palavras-Chave. Crédito. Recursos Direcionados. Recursos Livres. Política Monetária.

Abstract. This research aims to analyze the relationship between economic activity and credit, analyzing the impact of credit - divided into free and directed resources - through a monetary policy shock. To do so, it presents a history of such resources, as well as theoretical implications and empirical studies about current monetary policy instruments. As a methodological procedure, we use the auto regression vector model (VAR) and the error correction model (VEC). With this methodology it was possible to prove that an increase into economic activity level affects, in different ways, the amounts of free and directed resources; since free resources generated a more cohesive response to economic theory. The results also confirm the negative impact suffered by the directed resources, against a shock in the SELIC and TJLP rates. Finally, the study has a high degree of stability, in which it was innovated by dividing the credit to perform the impulse response functions.

Keywords. Credit. Directed Resources. Free Resources. Monetary Policy.

* Universidade do Vale do Rio dos Sinos. Av. Dr. Nilo Peçanha, 1600, Boa Vista, 91330-002, Porto Alegre, RS, Brasil.

Introdução

A partir dos estudos iniciais de Bernanke e Blinder (1992) e Sims (1980, 1986, 1992), a utilização dos modelos VAR permaneceu presente em uma extensa literatura quanto a mensuração dos efeitos dos choques de política monetária em variáveis macroeconômicas. Segundo Silva Filho, Silva e Frascaroli (2006), a motivação por trás da grande aceitação do VAR em estudos macroeconômicos, além do significativo poder de previsão, são suas propriedades estatísticas e mudança do foco de análise do modelo estimado. Pois, através dessa metodologia, se tornou mais confiável a observação de mudanças na atividade econômica causadas por choques na condução da política monetária.

Considerando que o canal de crédito é um dos instrumentos de transmissão da política monetária, o entendimento dos efeitos desta política em relação ao nível de crédito no país é relevante do ponto de vista positivo, uma vez que contribui para a compreensão da atividade econômica do país (e vice-versa). Desta forma, se pergunta: qual a relação entre a atividade econômica e o montante dos recursos livres e direcionados?

Com o objetivo de responder a essa questão, fundamentou-se o estudo nas teorias econômicas que tratam da política monetária, bem como no embasamento empírico sobre movimentos e oscilações da mesma, além de uma abordagem histórica sobre o crédito no Brasil – diferenciando a trajetória dos recursos livres e direcionados. Para tanto, os dados estimados foram coletados a partir de 2003, em virtude da disponibilidade de informações acerca dos montantes de recursos livres e direcionados. Além disso, o período analisado ganha destaque por iniciar após 1999¹ em virtude da mudança da política

monetária: abandono da taxa de câmbio administrada e adoção do sistema de metas para a inflação, permitindo a flutuação da taxa de câmbio e o controle da inflação mediante instrumentos monetários. Desta forma, o período utilizado na análise compreende os anos de 2003 a 2015, caracterizado por uma política monetária mais bem definida. Os anos analisados podem ser agrupados em ciclos: i. 2003 a 2007 com o ciclo de crescimento da economia brasileira; ii. 2008 a 2009 com a crise do *subprime*; e iii. 2010 a 2015 com o ciclo de recuperação vivenciado no país. O último ciclo pode ser impactado por medidas expansionistas de políticas fiscal e monetária, editadas para conter os efeitos negativos da crise internacional sobre o nível de atividade econômica (VASCONCELOS; DIVINO, 2013).

Como métodos estimativos, se utilizaram o modelo de vetores auto regressivos (VAR) e o modelo de correção de erros (VEC), tomando como base as análises relacionadas com as funções impulso-resposta e causalidade de Granger para analisar o objetivo proposto neste estudo; conforme verificado nas seções 3 e 4. Por fim, seguem as considerações finais, em que as evidências são contrastadas com literatura recente.

Revisão teórica

De modo a sustentar o objetivo deste estudo, buscamos estabelecer uma base conceitual sobre política monetária e trabalhos que tratam do tema desta pesquisa. Ainda, é realizada uma revisão teórica acerca da concessão do crédito no Brasil, mais especificamente em recursos livres e direcionados.

Política monetária: implicações teóricas e estudos empíricos

Segundo Taylor (1995) os principais mecanismos de transmissão da política monetária são: i. canal de crédito; ii. canal

seu amadurecimento pós-1999, tanto pelo câmbio flexível como pelo regime de metas de inflação.

¹ Autores como Mercadante (1998), Rigolon e Giambiagi (1999), Carneiro (1999, 2000), Bevilaqua e Garcia (2000), Bogdansk e Tombini (2000), Fachada (2001) e Pinheiro, Giambiagi e Moreira (2001), Silva Filho, Silva e Frascaroli (2006) concordam com a mudança na economia pós-Plano Real e, sobretudo,

de valor dos ativos; iii. canal de câmbio; iv. canal das taxas de juros; e v. canal de expectativas inflacionárias. O canal de crédito transmite os impulsos da política monetária em direção à economia real através de alterações no preço do crédito. Este movimento ocorre em razão da alteração na taxa básica de juros poder ser rapidamente transmitida às taxas de juros praticadas no mercado. (BARBOZA, 2015). As operações de crédito no Brasil estão divididas em dois segmentos: i. crédito livre; e ii. crédito direcionado. Desta forma, a singularidade do mercado financeiro brasileiro está na significância que a parcela de crédito direcionado possui frente ao montante total de crédito.

Caçador, Monte e Moreira (2014) pontuam três como os principais blocos para compreensão da política monetária em relação aos modelos contemporâneos. O primeiro bloco se resume na dinâmica de produção, ou seja, as flutuações do PIB em relação ao produto são explicadas através da política monetária e choques da demanda (BALL, 1999; SVESSON, 1997). Em relação ao exemplificado, subentende-se que a dinâmica da economia não possui correlação com a política monetária (ressaltando a hipótese da neutralidade da moeda no longo prazo). Já o segundo bloco trata da taxa de inflação através da Curva de Philips dinâmica e estocástica, sendo determinada por seus valores passados e dinâmica defasada do *gap* do produto. Sendo assim, alterações do nível de preços em relação à meta de inflação são determinadas pelo componente de inércia inflacionária, desvios da produção e variações de preços. Na perspectiva do segundo bloco, então, a política monetária é ótima quando é consistente com uma trajetória de equilíbrio produtivo. Por fim, o terceiro bloco trata da regra de política monetária, em que as decisões de taxa básica de juros dependem da dinâmica esperada da atividade econômica e da inflação. Em relação ao último bloco, conclui-se que o banco central deve ajustar a taxa real de juros de curto prazo com o intuito básico de promover a estabilidade inflacionária no longo prazo.

De modo a estimar os movimentos macroeconômicos através de mudanças na política monetária, são empregadas estimativas com modelos de autorregressão. Sims (1980) escreve um artigo seminal para a macroeconometria, ao introduzir a modelagem VAR (BERTANHA; HADDAD, 2006). A partir de então, diversos estudos passam a utilizar esse instrumental, para as mais variadas estimações dentro da área de estudo de política monetária e variáveis macroeconômicas.

Minela (2003) estima a relação macroeconômica entre PIB, inflação, taxa de juros e quantidade de moeda, a partir de três períodos distintos: i. 1975 a 1985; ii. 1985 a 1994; e iii. 1994 a 2000. Dentre as conclusões, está o efeito da política monetária sobre o PIB, sem reduções significativas sobre a inflação. Ao contrário de Fernandes e Toro (2005), que observaram, a partir de uma aplicação VECM e um choque contracionista, um pequeno efeito sobre a inflação.

Já Mendonça, Medrano e Sachsida (2010) realizam a estimação pelo procedimento agnóstico do SVAR incluindo a variável crédito, já que se trata de um importante canal de transmissão da política monetária. O canal de crédito não é independente e isolado, e sim um meio de amplificar a propagação de uma mudança da taxa de juros, por exemplo (BERNANKE; GERTLER, 1995). Dentre os principais resultados encontrados pelos autores, considerando uma estimação de 24 e 36 meses, estão: i. probabilidade de queda do PIB, após o choque, de 65%; e ii. probabilidade de queda do IPCA, durante os seis primeiros meses do choque, de 35%.

Caçador, Monte e Moreira (2014) realizam um estudo regionalizado sobre o impacto da política monetária no estado do Espírito Santo. Dentre as conclusões elencadas pelos autores, estão: i. choques na taxa de juros afetam o nível de atividade em maior proporção do que um choque nas taxas de câmbio; ii. impulsos na taxa de juros provocam mais oscilações negativas nas variáveis de comércio exterior do que a taxa de câmbio; e iii. inovações na taxa de

câmbio afetam mais negativamente o crédito, tanto no Espírito Santo quanto no Brasil, do que impulsos na taxa de juros.

Recursos livres e direcionados: histórico do mercado de crédito brasileiro

O impacto negativo no crescimento econômico do país, em razão da escassez no crédito, é nítido na história do Brasil. Contudo, nos anos 2000, se iniciou uma robusta recuperação na concessão de empréstimos. Luporini e Alves (2008) afirmam que o ritmo de crescimento de uma economia depende de sua disponibilidade de recursos para investimento, bem como dos seus custos.

Considerando a importância do crédito e o propósito deste estudo, é importante conceituar a diferença entre recursos livres e direcionados, conforme normatizado pelo Banco Central. Recursos livres compreendem todas as operações não direcionadas no mercado de crédito, por exemplo: desconto de duplicatas, desconto de cheques, capital de giro, cartão de crédito, conta garantida, cheque especial, aquisição de veículos, arrendamento mercantil, vendor, comprar, financiamento de importações, financiamento de exportações, aquisição de outros bens e financiamento imobiliários. Recursos direcionados se resumem às modalidades incentivadas pelo governo, compreendendo as linhas: BNDES capital de giro, BNDES financiamento de investimentos, BNDES financiamento agroindustrial, crédito rural e financiamento imobiliário.

O país apresentou durante décadas, baixos níveis da razão crédito/PIB quando comparado a outros países em desenvolvimento. Com o início do Plano Real e o fim das pressões inflacionárias, Camargo (2009) afirma ter se criado uma expectativa no Brasil de mudança neste quadro. Contudo, uma série de fatores impediu a evolução do crédito do país. Pode-se citar, como exemplo, as crises internacionais: i. México (1995); ii. Ásia (1997); iii. Rússia (1999); e iv. Argentina

(2001), que demonstraram a vulnerabilidade do Brasil a choques externos (ANDRADE 2008). Em paralelo, acontecimentos internos também dificultaram a evolução econômica: i. crise cambial (1999); ii. crise energética (2001); e iii. eleições (2002). De forma geral, o período 1995-2002 foi marcado pela instabilidade econômica, altas taxas de juros, expansão da razão dívida pública/PIB, redução das reservas internacionais e baixo crescimento econômico (CAMARGO, 2009; MELLO; GARCIA, 2012; GUTIERRE; MADEIRA, 2014).

A partir dos anos 2000, houve uma grande expansão do crédito no Brasil. No início da década, o crédito ofertado no país correspondia apenas a 25% do PIB, no entanto, no final da década este valor chegou a 45% (GUTIERRE; MADEIRA, 2014). Uma explicação possível para este fenômeno é verificada por Mello e Garcia (2012) e Camargo (2007), em que diversas melhorias institucionais aliviaram obstáculos informacionais, permitindo tal fenômeno. Segundo os autores, algumas se destacaram, como: i. reforma do crédito consignado; ii. lei de falências reformada; iii. lei da alienação fiduciária; iv. manutenção dos níveis de inadimplência para as novas concessões de crédito; v. ampliação nos prazos de amortização das operações; e vi. segmentação de clientes. Além desta significativa expansão, o mercado de crédito se destacou pela forte presença do Estado e pela prática de altas taxas de juros, em especial para o crédito ao consumidor (LUDENBERG, 2011; MELLO; GARCIA, 2012; GUTIERRE; MADEIRA, 2014).

O crédito, de forma geral, apresenta taxas de crescimento elevadas. O crédito total do Sistema Financeiro Nacional aumentou de R\$ 1.233.988 milhões em 2008 para R\$ 3.218.438 milhões em 2015. A Tabela 1 mostra a evolução dos volumes concedidos, deflacionados pelo IPCA, conforme a origem dos recursos: livres e direcionados.

Tabela 1. Volume Crédito em Carteira (R\$ milhões).**Table 1.** Loan Portfolio Volume (R\$ million).

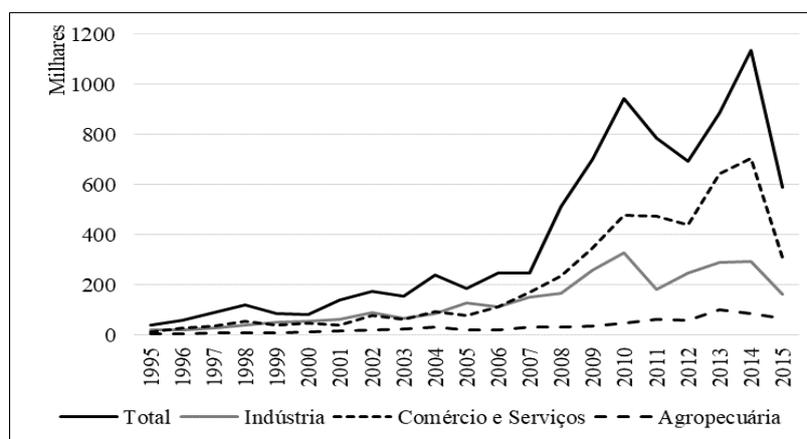
Ano	Total	Recursos Livres	Recursos Direcionados
2000	R\$ 326.826,00	R\$ 188.142,00	R\$ 138.684,00
2001	R\$ 336.376,00	R\$ 220.886,00	R\$ 115.490,00
2002	R\$ 384.396,00	R\$ 240.209,00	R\$ 144.187,00
2003	R\$ 418.259,00	R\$ 255.642,00	R\$ 162.617,00
2004	R\$ 498.722,00	R\$ 317.917,00	R\$ 180.805,00
2005	R\$ 607.023,00	R\$ 403.707,00	R\$ 203.316,00
2006	R\$ 732.589,00	R\$ 498.331,00	R\$ 234.258,00
2007	R\$ 943.921,00	R\$ 627.514,00	R\$ 316.407,00
2008	R\$ 1.233.988,00	R\$ 833.190,00	R\$ 400.798,00
2009	R\$ 1.420.516,00	R\$ 902.959,00	R\$ 517.557,00
2010	R\$ 1.712.708,00	R\$ 1.055.664,00	R\$ 657.044,00
2011	R\$ 2.033.953,00	R\$ 1.229.709,00	R\$ 804.244,00
2012	R\$ 2.368.338,00	R\$ 1.396.377,00	R\$ 971.961,00
2013	R\$ 2.711.371,00	R\$ 1.506.243,00	R\$ 1.205.128,00
2014	R\$ 3.017.456,00	R\$ 1.576.209,00	R\$ 1.441.247,00
2015	R\$ 3.218.438,00	R\$ 1.636.177,00	R\$ 1.582.261,00

Fonte. Banco Central/Séries Temporais.

A crise no mercado imobiliário norte-americano, em 2008, impactou o Brasil e logo se propagou pelo mercado bancário. Neste período, os bancos públicos reverteram o cenário de queda na concessão de empréstimos. Em função da crise econômica nos Estados Unidos e a perspectiva de queda na atividade produtiva do país, o crédito privado desacelerou consideravelmente. O Banco Central, de modo a potencializar o mercado

monetário pós-crise, estimulou a liquidez reduzindo alíquotas do depósito compulsório, incitando a oferta de crédito em todo o setor bancário e redução dos juros de referência. Diante da crise do *subprime*, o BNDES acelerou desembolsos e aprovações de projetos, com o objetivo de minimizar a escassez do crédito (COUTINHO, 2011). Na Figura 1, é visível a expansão do crédito por meio do BNDES a partir de 2008:

Figura 1. Desembolsos do BNDES (R\$ mil).
Figure 1. BNDES disbursements (R \$ thousand).



Fonte. Banco Central/Séries Temporais.

Nota: (1) o montante de 2015 está contabilizado até o mês de outubro, em virtude de atualização da base no site do Banco Central.

Em 2009, os desembolsos do BNDES permaneceram concentrados nos setores industrial e de infraestrutura², respondendo por 81,40% do total concedido. Entre setembro de 2008 e dezembro de 2009 o crescimento médio das operações de crédito no país foi de 22,30%; sendo as contribuições do BNDES, bancos públicos e bancos privados, respectivamente: 37%, 36% e 27% (FERRAZ; BASTOS, 2013).

Juntamente com o crescimento do crédito, o consumo continuou seu crescimento presente desde os anos 2000. A partir de 2012, o crédito desacelerou e, novamente, os bancos públicos voltaram a expandir suas carteiras, elevando sua participação no mercado (MENDES; CARVALHO, 2013).

O crédito habitacional apresentou uma expansão em 2008, totalizando R\$ 134 bilhões em 2015. O crescimento foi ocasionado pelos financiamentos concedidos por instituições públicas e privadas às pessoas físicas, representando um total de R\$ 108 bilhões. Lundberg (2011) ressalta que essa rubrica apresenta apenas os financiamentos concedidos para pessoa física e cooperativas habitacionais, não contemplando operações habitacionais realizadas por pessoas jurídicas – incluídas como créditos à indústria.

Já o crédito rural é recurso obrigatório dos bancos comerciais, sendo calculado mediante percentual aplicado sobre os depósitos à vista e caderneta de poupança. São diversas as linhas existentes, de modo a garantir os recursos necessários à atividade produtiva no país. O total de financiamentos agropecuários em 2015 atingiu R\$ 131 bilhões.

O saldo das operações na modalidade de crédito imobiliário, segundo Araújo, Ferrari Filho e Bueno (2016), elevou-se consideravelmente: em dezembro de 2007, representava R\$ 48,90 bilhões, ao passo que em dezembro de 2014, chegou a R\$ 338,06 bilhões. Ou seja, uma variação real de 591,31% em apenas sete anos. A partir deste

ajuste, as relações crédito imobiliário/crédito total e crédito imobiliário/PIB, que representavam 5,15% e 1,87% em 2007, respectivamente, apresentaram um crescimento para 16,63% e 9,79% em 2014.

Diante do exposto, percebe-se a importância do crédito para fomentar a capacidade produtiva da economia. Melo e Silva (2009) elencam diversos autores que defendem a teoria, afirmando que países com sistemas financeiros mais desenvolvidos tendem a crescer mais rápido³.

As variáveis macroeconômicas também devem ser analisadas, uma vez que podem influenciar diretamente a oferta de crédito do país. As taxas de juros, por exemplo, formam uma das variáveis macroeconômicas de maior importância para o bom funcionamento da economia; possuindo, desta forma, um papel fundamental na determinação do nível de atividade, do emprego, da taxa de câmbio e de outras variáveis econômicas (GARCIA; DIDIER, 2003; MENDONÇA NETO; OLIVEIRA NETO; SILVA, 2014).

Através da aplicação de um modelo espacial (VEC), Melo (2010) conclui que a há uma forte relação entre a disponibilidade de crédito total e o PIB; ou seja, ao induzir o consumo e investimento, pode-se impulsionar o PIB, e vice-versa. Enquanto a indução do crescimento econômico através do crédito ao setor público se mostra inviável, a indução através do crédito ao setor privado mostra-se sustentável (LEVINE 2002; BOYREAU-DEBRAY, 2003; BECK; KUNT, 2005). O autor, por meio de uma análise complementar, sustenta a hipótese de que, à medida em que o hiato do produto aumenta, o índice de inflação se reduz.

Nakane e Takeda (2002) dão continuidade às pesquisas com variáveis macroeconômicas, concluindo – através da

² No setor industrial, destaque para os segmentos de química/petroquímica, alimentos e bebidas, e material de transportes. Já no setor de infraestrutura, destaque para os segmentos de transportes e energia elétrica.

³ King e Levine (1993), Greenwood e Jovanovic (1990), Gross (2001), Demircuc-Kunt e Levine (2008), Diego (2003), Habibullah e Eng (2006), Arellano e Bover (1995), Blundell e Bond (1998), Calderon e Liu (2003), Fase e Abma (2003), Christopoulos e Tsionas (2004), Swiston (2008).

aplicação de um modelo VAR – que choques na taxa Selic afetam negativamente os créditos livres a partir do quarto período (SOUZA; OREIO; SOUZA, 2013). Ao utilizar - também - um modelo VAR, Souza, Oreio e Souza (2013) demonstram que o uso no canal de crédito eleva a magnitude do impacto da taxa de juros na produção; sendo o período de resposta ao aumento da taxa de juros, mais rápido.

Por fim, Melo e Silva (2008) desenvolvem uma pesquisa, através da utilização de um modelo VAR, a fim de analisar os choques de liquidez e impactos da política monetária possíveis na economia brasileira. Diante de um choque de liquidez, via taxa Selic, os setores que apresentaram maior queda no PIB foram: construção, setor financeiro e comércio (o setor industrial apresentou impacto intermediário). De forma geral, a expansão de crédito proporcionou maior liquidez no mercado. Como conclusão, os autores defendem a importância do monitoramento da taxa de crescimento da liquidez no mercado, com o objetivo de manter um crescimento regular na economia do Brasil.

Metodologia e análise de dados

Amostra e fonte de dados

A escolha do conjunto de variáveis selecionadas para o modelo utilizado teve como base estudos anteriores referentes à política monetária no Brasil, que utilizavam modelos com vetores autorregressivos⁴.

Dentre as variáveis utilizadas, compreendidas entre o período de 2003 a 2015, estão: i. índice de atividade (IBC); ii. taxa de juros (SELIC); iii. taxa de juros de longo prazo (TJLP); iv. índice de preços ao consumidor (IPCA); v. crédito em recursos livres (LCR_L); e vi. crédito em recursos direcionados (LCR_D). Algumas das variáveis citadas, como IPCA e taxa SELIC, são aplicadas de forma semelhante em

outros trabalhos que tratam do impacto da política monetária no Brasil mediante aplicação do método VAR. As variáveis podem ser detalhadas da seguinte maneira:

1. IBC: índice de atividade econômica (fonte: BCB);
2. SELIC: taxa de juros nominal (fonte: BCB);
3. TJLP: taxa de juros de longo prazo (fonte: BCB);
4. IPCA: índice de preços ao consumidor ampliado (fonte: IBGE);
5. LCR_L: montante de crédito concedido como recurso livre (fonte: BCB); e
6. LCR_D: montante de crédito concedido como recurso direcionado (fonte: BCB).

Em relação ao tratamento sazonal das séries, destaca-se que foi realizado o ajuste sazonal através do método X12-ARIMA, além da deflação com base no índice de inflação (IPCA).

Modelo de vetores autorregressivos (VAR) e com correção de erros (VEC)

Os modelos VAR são amplamente utilizados para analisar relações entre as variáveis e impactos causados por mudanças em termos aleatórios. Idealizada por Sims (1980), a metodologia de vetores autorregressivos se expandiu diante da possibilidade de trabalhar com séries macroeconômicas, através de um sistema de equações lineares multivariadas. Os modelos de vetores autorregressivos são sistemas com variáveis endógenas, em que estas são explicadas pelos efeitos defasados causados por todas as variáveis incluídas no modelo (PEREIRA; WAGNER, 2012). De acordo com Sims (1980), se há uma simultaneidade real entre um conjunto de variáveis, todas devem ser tratadas de forma igualitária, não devendo haver qualquer distinção (em um primeiro momento) entre as variáveis endógenas e exógenas.

Segundo Gujarati (2006), dentre as críticas correspondentes aos modelos VAR,

⁴ Minella (2003), Céspedes (2005), Céspedes, Lima e Maka (2008), Mendonça, Medrano e Sachsida (2010), Mendonça, Medrano e Sachsida (2011), Bessaria, Nobrega, Galdino e Araujo (2014), Silva, Besarria e Carvalho (2014) e Lélis, Bredow e Cunha (2015).

está a difícil interpretação teórica, o que geralmente é solucionada através da avaliação da função impulso-resposta. As elasticidades de impulso permitem a análise do comportamento das variáveis em resposta a choques individuais em qualquer um dos componentes do sistema da equação. Sejam dois processos estocásticos y_t e z_t representados como:

$$y_t = a_{10} + a_{11}y_{t-1} + a_{12}z_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (1)$$

$$z_t = a_{20} + a_{21}y_{t-1} + a_{22}z_{t-1} + \varepsilon_{2t} \quad (2)$$

Em que $e_{1t} \sim I(0)$, $e_{2t} \sim I(0)$ e $Cov(e_{1t}, e_{2t}) = 0$. Pode-se assumir que y_t e z_t seguem uma representação matricial:

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{10} \\ a_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{1,11} & a_{1,12} \\ a_{1,21} & a_{1,22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{2,11} & a_{2,12} \\ a_{2,21} & a_{2,22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-2} \\ z_{t-2} \end{bmatrix} + \dots + \begin{bmatrix} a_{p,11} & a_{p,12} \\ a_{p,21} & a_{p,22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-p} \\ z_{t-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \quad (3)$$

Em sua forma reduzida, o modelo VAR pode ser escrito da seguinte maneira:

$$x_t = A_0 + A_1x_{t-1} + \dots + A_px_{t-p} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Em que x_t é um vetor ($k \times 1$), a matriz A_i é fixa e v é um vetor de interceptos ($k \times 1$), permitindo que o intercepto não tenha média zero. Após a verificação das condições de estabilidade e testes de estacionariedade é necessária a realização do teste de cointegração, para verificar a possibilidade da existência de relações de longo prazo entre as variáveis, caso se revelem não estacionárias (PEREIRA; WAGNER, 2012).

Uma aplicação alternativa aos modelos autorregressivos clássicos, conforme descrito anteriormente, está na aplicação de modelos integrados por variáveis não estacionárias. Um modelo VAR que envolva as equações de cointegração é denominado de VAR com correção de erros (VEC). Uma das vantagens da estimação VAR/VEC é a inclusão de diferenças e níveis na formulação no modelo, permitindo uma investigação tanto dos efeitos de curto prazo, como dos de longo prazo. Para Gujarati (2006), no curto prazo é comum ocorrerem desvios das variáveis em relação a posição de equilíbrio do sistema; contudo, no modelo VEC, estes choques são corrigidos e os desvios são dissipados, ocasionando uma estabilidade no sistema. Biage, Correa e Neder (2008) afirmam que o conceito de cointegração estabelece que existe, no mínimo, uma relação de equilíbrio entre variáveis

cointegradas, de modo que essas tendências de equilíbrio no longo prazo devem estar relacionadas de tal forma que as variáveis não possam se mover no longo prazo, independentemente uma da outra.

Enders (2010) apresenta uma função dos vetores de correção de erro entre duas variáveis $I(1)$, exposta através de operações matriciais, conforme segue:

$$\Delta y_t = a_y(y_{t-1} - \beta z_{t-1}) + \varepsilon_{yt} \quad (5)$$

$$\Delta z_t = a_z(y_{t-1} - \beta z_{t-1}) + \varepsilon_{zt} \quad (6)$$

Em que a_y representa $-A_{12}A_{21}/(1-A_{22})$, β diz respeito a $(1-A_{22})/A_{21}$, a_z se refere a A_{21} e ε_{yt} e ε_{zt} são resíduos das equações. Em ambas equações, as duas variáveis y_t e z_t são $I(1)$, porém a combinação linear delas ($y_t - \beta z_t$) é $I(0)$ e o vetor que normaliza a função é dado por β . Representando a velocidade de ajustamento das variáveis y_t e z_t estão os parâmetros a_y e a_z . Desta forma, o modelo de correção de erros implica, rigorosamente, em uma relação de cointegração entre os vetores das variáveis. Enders (2010) destaca a possibilidade de inclusão de n variáveis no modelo, implicando em prováveis $n-1$ vetores de correção cointegrados. Segundo Harris (1995), o modelo VEC pode ser formalizado através da seguinte expressão:

$$\Delta y_t = \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta y_{t-k+1} + \Pi y_{t-k} + \varepsilon_t \quad (7)$$

Em que $\Gamma_i = -(I - A_1 - \dots - A_i)$, ($i = 1, \dots, k - 1$) e $\Pi = -(I - A_1 - \dots - A_k)$. A equação (7) contém as duas relações estimadas através do modelo VEC, tanto de curto como de

longo prazo, representadas por Π e Γ . Em suma, a relação de curto prazo da equação anterior é formada pelos vetores autorregressivos das variáveis, que captam o comportamento da variável do modelo em resposta aos seus choques – fora da relação de equilíbrio de longo prazo. Enquanto isso, a relação de longo prazo é formada pelo vetor de cointegração (β') e de correção de erros (α), dada pela expressão Πy_{t-k} que forma a equação de cointegração do modelo. Nela, os desvios de curto prazo das variáveis são dissipados e o modelo tende a estabilidade de longo prazo.

Dentre as aplicações destes modelos estão a análise de causalidade de Granger e a análise da função impulso-resposta (MUNIZ; TABAK, 2012). Através do teste de causalidade de Granger, pode-se analisar a relação entre variáveis, por exemplo: se duas variáveis, X e Y, são cointegradas e cada uma é individualmente I(1), isto é, integrada de ordem 1 (cada uma é individualmente não estacionária), X deve causar Y por Granger ou Y deve causar X por Granger (GUJARATI, 2006). O teste bivariado de causalidade de Granger busca investigar se os valores defasados de uma variável podem causar valores em outra variável, e vice-versa, a partir das especificações conforme as seguintes funções:

$$y_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i x_{t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_j x_{t-j} + \varepsilon_{1t} \quad (8)$$

$$x_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i x_{t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_j x_{t-j} + \varepsilon_{2t} \quad (9)$$

Enquanto a equação (8) defende que a variável y seja relacionada com seus valores defasados e os valores defasados de x , o oposto ocorre para a equação (9), uma vez que a hipótese de causalidade seria de y para x . Gujarati (2006) destaca que este teste também supõe que os termos de erro sejam não correlacionados e que as variáveis sejam estacionárias.

Já as funções impulso-resposta (FIR) representam o comportamento de uma variável em relação ao choque inesperado ocorrido no termo de erro da equação determinante de outra variável. Sendo assim, a FIR demonstra a propagação dos choques inesperados ocorridos sobre uma variável, tanto em relação aos seus próprios valores, como em relação aos valores das demais.

Resultados

Após definidas as séries de dados, foi necessário definir o número de defasagens a ser aplicado no modelo econométrico vetorial. Neste caso, optou-se por trabalhar com 6 defasagens, conforme as informações reportadas na Tabela 2.

Tabela 2. Critério de informação de Akaike e Schwarz, Teste de Auto Correlação Residual Multiplicador de Lagrange e Teste de Heterocedasticidade de White.

Table 2. Akaike and Schwarz information criteria, Lagrange Multiplier Residual Self Correlation Test and White Heteroscedasticity Test.

Ordem	2		3		4		5		6	
	AIC	SBC								
	-14.5905	-12.8078	-15.3493	-12.8427	-15.3610	-12.1240	-15.6428	-11.6687	-16.2442	-11.5266
Teste de Heterocedasticidade – White										
	Chi-sq	p-valor								
	727.4392	0.0000	950.2831	0.0002	1138.621	0.0290	1316.762	0.3816	1561.095	0.4447
Teste de Autocorrelação Residual LM										
Ordem	LM	p-valor								
1ª	105.5798	0.0000	56.58796	0.0158	84.3797	0.0000	97.7143	0.0000	40.4398	0.2806
2ª	72.3198	0.0003	82.9984	0.0000	75.8683	0.0001	40.9188	0.2634	30.3863	0.7323
3ª	110.8360	0.0000	74.9509	0.0001	62.5992	0.0039	58.4270	0.0104	59.8131	0.0076
4ª	67.2118	0.0012	57.5894	0.0126	41.6190	0.2394	41.2177	0.2529	56.7175	0.0153
5ª	80.0283	0.0000	60.5291	0.0064	76.5888	0.0001	60.1545	0.0070	52.6637	0.0360
6ª	74.6934	0.0002	56.1150	0.0175	83.6911	0.0000	52.2057	0.0395	38.8209	0.3437
7ª	67.4606	0.0011	59.1669	0.0088	59.9038	0.0074	55.9900	0.0180	48.6399	0.0777

Fonte. Eviews 8.0.

Ao se fixar um nível de significância de 10%, foi possível verificar que os resíduos

estimados estão de acordo com as duas hipóteses básicas: i. ausência de correlação;

e ii. ausência de heterocedasticidade. Ao se compararem os modelos de 6 e 7 defasagens, as estatísticas de Akaike (AIC) e Schwarz (SBC) apontam um melhor ajuste para o primeiro modelo.

Em relação a confirmação estatística de que se trata um modelo VAR/VEC, a Tabela 3 apresenta os resultados do teste de cointegração de Johansen. Considerando a

estatística de traço, a um nível de significância de 5%, é possível estabelecer 4 equações integradas. Já a um nível de significância de 10%, atinge-se o total de 6 equações cointegradas. Enquanto isto, a estatística de máximo autovalor resulta em um total de 3 equações cointegradas, tanto em 5% como em 10% de significância.

Tabela 3. Teste de Cointegração de Johansen.

Table 3. Johansen Cointegration Test.

Nº de Equações Cointegradas	Estatística Traço	p-valor	Estatística Máximo Autovalor	p-valor
Nenhuma	175.1537	0.0000	76.7872	0.0000
≤ 1	98.3664	0.0001	36.6953	0.0224
≤ 2	61.6710	0.0015	30.1521	0.0229
≤ 3	31.5189	0.0314	17.1643	0.1644
≤ 4	14.3546	0.0737	8.9694	0.2887
≤ 5	5.3851	0.0203	5.3851	0.0203

Fonte. Eviews 8.0.

A medida em que se aumenta a quantidade de equações cointegradas, o sistema de equações estimado torna-se mais estável; ou seja, o sistema estimado é estacionário em um conjunto de possíveis equações (DICKEY; JANSEN; THORTON, 2007; LELIS; BREDOW; CUNHA, 2015). Desta forma, é possível afirmar que o VAR/VEC estimado neste estudo apresenta um elevado grau de estabilidade.

Buscar as relações de causalidade nas séries empregadas é a maneira mais adequada para interpretar de forma consistente os resultados do VAR/VEC. A Tabela 4 expressa os principais resultados do teste de causalidade de Granger (curto

prazo). Como o objetivo deste trabalho é explicar os movimentos dos recursos livres e direcionados, a Tabela 4 apresenta os resultados envolvendo as respectivas variáveis.

Os resultados encontrados demonstram que os recursos livres e direcionados não são completamente autônomos ao nível de atividade econômica; como é possível perceber na causalidade, pelo sentido de Granger, entre LCR_D e LCR_L e a série IBC. A variável IBC, representando uma indicação da atividade econômica causa, no sentido de Granger, as flutuações tanto nos recursos livres como nos recursos direcionados.

Tabela 4. Teste de Causalidade de Granger.

Table 4. Granger Causality Test.

Hipótese Nula	Estatística-F	p-valor
Δ LCR_D não causa Δ IBC	1.48181	0.1889
Δ IBC não causa Δ LCR_D	1.94600	0.077
Δ LCR_L não causa Δ IBC	2.80663	0.0132
Δ IBC não causa Δ LCR_L	5.40942	0.0000
Δ LCR_L não causa Δ LCR_D	0.81768	0.5580
Δ LCR_D não causa Δ LCR_L	1.84130	0.0955
Δ SELIC não causa Δ LCR_D	2.05541	0.0625
Δ LCR_D não causa Δ SELIC	0.87144	0.5177
Δ TJLP não causa Δ SELIC	3.68354	0.0020
Δ SELIC não causa Δ TJPL	1.35694	0.2365

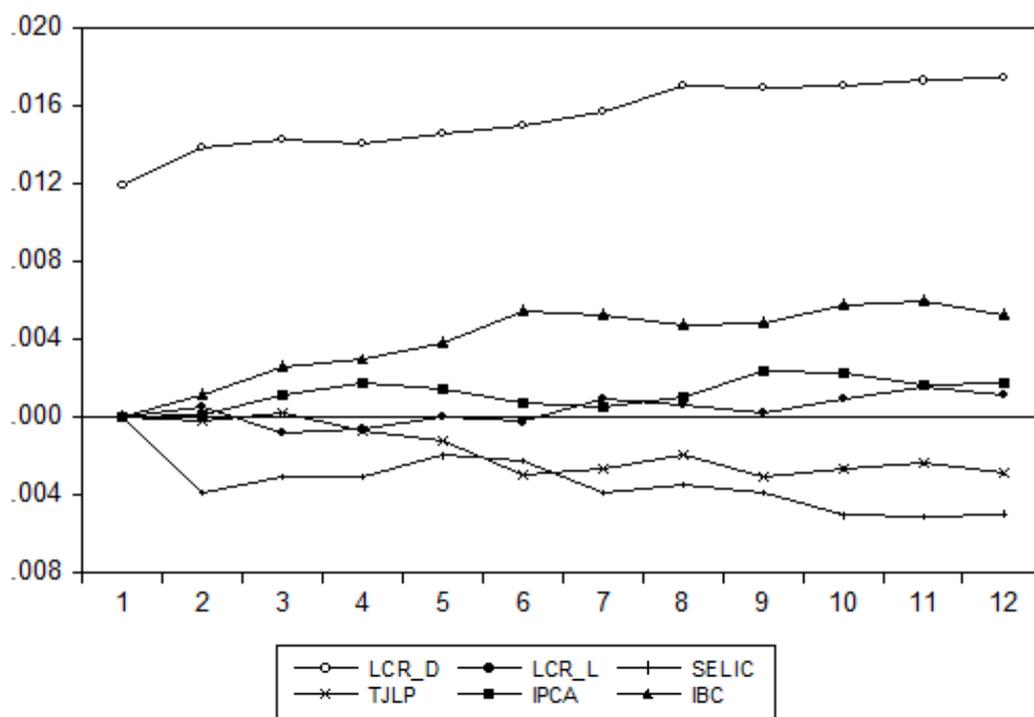
Fonte. Eviews 8.0.

Em suma, a um nível de significância de 10%, as variáveis IBC e SELIC causam no sentido de Granger alterações em LCR_D. Por outro lado, mantendo-se o nível de significância a 10%, as variáveis IBC e LCR_D causam no sentido de Granger as alterações nas inversões em LCR_L. Ao mesmo tempo, nota-se a causalidade das variáveis LCR_L e TJLP em, respectivamente, IBC e SELIC.

Com base nos resultados encontrados no teste de causalidade de Granger, foram realizados os testes de impulso-resposta, estimados a partir do impulso generalizado. Os resultados do teste de impulso-resposta, formatados com base no impulso generalizado, independem de como as equações das variáveis endógenas estão ordenadas no interior do modelo VAR/VEC (LELIS; BREDOW; CUNHA, 2015).

É possível perceber que os efeitos dos choques no IBC sobre os recursos direcionados vão ao encontro das constatações do teste de causalidade de Granger. Deste modo, uma elevação no nível de atividade da economia causa, no sentido de Granger, uma alteração positiva (ou seja, impulso crescente) e não transitória no montante de recursos direcionados. Destaca-se também o impacto positivo com os recursos livres, ou seja, uma melhora no montante concedido em recursos livres gera um aumento nas concessões de recursos direcionados, enquanto que, como esperado pela teoria, choques na SELIC e na TJLP afetam negativamente os recursos direcionados em todo o período estimado. Essa dinâmica está associada à resposta negativa dos tomadores frente a uma alta nas taxas balizadoras das operações de crédito disponíveis no sistema financeiro nacional.

Figura 2. Função Impulso-Resposta sobre Variável Recursos Direcionados.
Figure 2. Function Pulse-Response Over Variable Targeted Resources.



Fonte: Eviews 8.0.

Em um segundo momento, foram estimados os impulso-resposta sobre a variável LCR_L, ilustrados na Figura 3. Destaca-se, conforme esperado diante do

teste de causalidade de Granger, a resposta positiva e ascendente do montante de recursos livres, frente um choque na variável IBC. Ou seja, uma elevação no

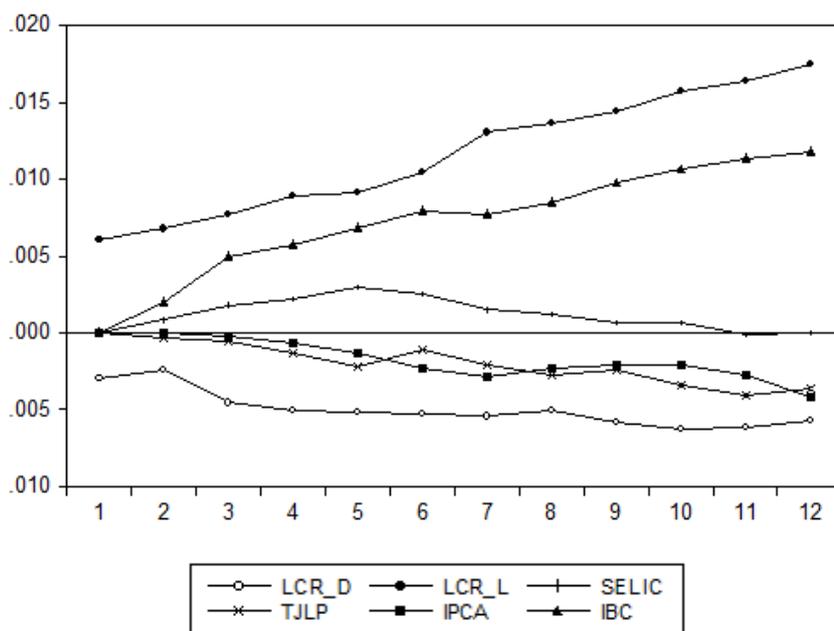
nível de atividade da economia causa, no sentido de Granger, uma alteração positiva e ascendente no montante de recursos livres. Ao contrário do ocorrido anteriormente (resposta positiva de LCR_D frente a um choque em LCR_L), os recursos livres não responderam da mesma forma frente um choque nos recursos direcionados; destacando-se sua pluralidade quanto a linhas de crédito, o que pode influenciar nesta análise.

Já o comportamento do montante de recursos livres, um choque na TJLP não apresenta uma conclusão significativa, uma vez que a taxa balizadora destes recursos é a SELIC. Por fim, um choque na taxa SELIC

implica em uma resposta positiva dos recursos livres em um primeiro momento, com uma queda a partir do sétimo período. O movimento inicial possui uma relação com a teórica econômica caso os agentes esperem que o aumento de juros vá elevar os juros mais do que proporcionalmente no futuro. Desta forma, os agentes correm ao crédito de imediato, buscando taxas ainda menores. À medida que as taxas de varejo subam, os agentes mudam seu comportamento tomando um menor volume de crédito. De uma forma geral, esse movimento pode ser interpretado como um comportamento antecipador do agente.

Figura 3. Função Impulso Resposta sobre Variável Recursos Livres.

Figure 3. Function Boost Response on Free Resources Variable.



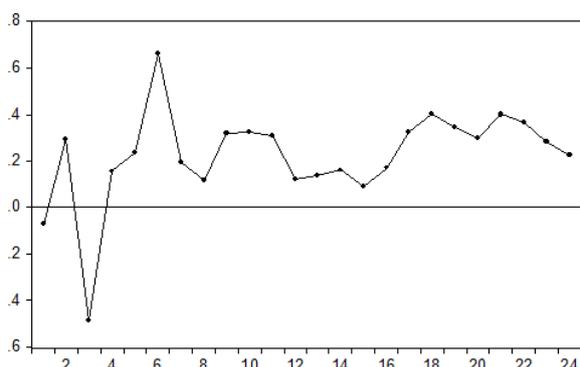
Fonte: Eviews 8.0.

A Figura 4 representa a função impulso-resposta de um impulso na variável IBC com respostas em dois componentes, LCR_D e LCR_L, complementando os resultados anteriores. Esta análise permite identificar como se comportariam ambos tipos de recursos, que resumem o crédito geral da economia, após a elevação do nível de atividade econômica. Percebe-se que um aquecimento na economia aumenta tanto a concessão de recursos livres, como a

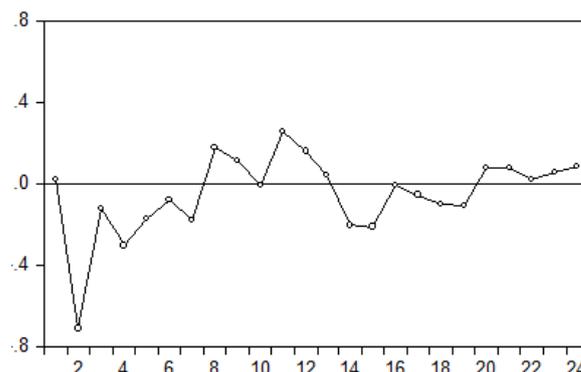
concessão de recursos direcionados – com destaque para o padrão ascendente, após robustas quebras, dos recursos direcionados. Os recursos livres, por sua vez, demonstram uma maior estabilidade de resposta, com trajetória positiva. Este fenômeno pode estar associado ao fato de a concessão de crédito, sem subsídios, depender de diversos fatores e englobar linhas diversificadas de empréstimo e financiamento.

Figura 4. Função Impulso Resposta sobre Variável IBC.

Figure 4. Function Impulse Response on IBC Variable.



Fonte: Eviews 8.0.



Em síntese, ao se confrontarem os resultados das Figuras 2, 3 e 4 indica-se a possibilidade da existência de uma relação consistente entre recursos livres e direcionados e a atividade da economia; com destaque para os resultados encontrados em relação aos recursos direcionados, aliados ao seu histórico de concessão dos últimos anos. É necessária uma análise mais detalhada, para verificar o porquê do padrão instável de resposta dos recursos direcionados frente a algumas variáveis.

Conclusão

Este estudo teve como objetivo verificar a relação entre atividade econômica e os montantes de recursos livres e direcionados, através de uma simulação de movimento em variáveis macroeconômicas. A partir dos exercícios propostos nesta pesquisa foi possível verificar que o nível de atividade da economia ocasiona, no sentido de Granger, causalidade nos montantes de recursos livres e direcionados. E, ainda, o montante de recursos direcionados causa alterações nas inversões perante o montante de recursos livres.

Acerca dos efeitos dos choques de impulso-resposta sobre os montantes de recursos livres e direcionados, foi verificado que um aumento na taxa de juros trouxe efeitos de comportamento antecipador dos agentes. Em relação aos recursos direcionados, eles sofreram um

impacto negativo frente ao choque na TJLP e SELIC, resultado que corrobora o esperado, uma vez que se tratam de taxas balizadoras para a precificação das operações desta modalidade.

Diante do exposto, pode-se inferir a respeito da análise entre nível de atividade da economia e montante de recursos livres e direcionados: i. o aumento nos níveis de atividade econômica afetou de forma instável os recursos direcionados, apresentando uma resposta positiva a longo prazo; e ii. o aumento nos níveis de atividade econômica afetou positivamente – após o terceiro período – o montante de recursos livres, demonstrando uma maior aderência com a teoria econômica.

Referências

- ANDRADE, M. P. M. A. 2008. **Uma análise no comportamento do crédito no Brasil no período: 1995-2007.** Dissertação de Mestrado. Rio de Janeiro: FGV.
- ARQUETE, L.; JAYME JÚNIOR, F. 2003. Política monetária, preços e produto no Brasil (1994-2002): uma aplicação de vetores auto-regressivos. In: Encontro Nacional de Economia, XXXI. **Anais...** ANPEC.
- BACHA, E. L. 2011. Além da Tríade: Como Reduzir os Juros? In: **Novos dilemas de política econômica: Ensaio em homenagem a Dionísio Dias Carneiro.** Org.: Bacha e de Bolle; Rio de Janeiro: LTC.

- BARBOZA, R. 2015. M. Taxa de juros e mecanismos de transmissão da política monetária no Brasil. **Revista de Economia Política**, 35(1(138)): 133-155, janeiro-março. <https://doi.org/10.1590/0101-31572015v35n01a08>
- BERNANKE, B.; BLINDER, A. 1992. The Federal Funds rate and the channels of monetary transmission. **American Economic Review**, 82:901-921, setembro.
- BERNANKE, B.; GERTLER, M. 1999. Monetary Policy and Asset Volatility. Federal Reserve Bank of Kansas City. **Economic Review**, 84(4):17-52.
- BERTANHA, M.; HADDAD, E. 2006. **Impactos regionais da política monetária: uma abordagem econométrica utilizando SVAR espacial**. Núcleo de Economia Regional e Urbana da Universidade de São Paulo. <https://doi.org/10.1590/s0034-71402008000100001>
- BESARRIA, C. N.; PAES, N. L. S.; ALVES, M. E. 2014. **Como o Banco Central tem reagido aos choques (bolhas) nos preços das habitações brasileiras?** Uma análise por meio do modelo dinâmico estocástico de equilíbrio geral (DSGE). Recife. <https://doi.org/10.1590/0103-6351/2678>
- BESSARIA, C. N.; NOBREGA, W. C. L.; GALDINO, J. D. B.; ARAUJO, E. F. M. 2015. Interação entre a política monetária e os preços das habitações: evidências para o caso brasileiro. In: Encontro Nacional de Economia, XLIII. **Anais...** ANPEC. <https://doi.org/10.22456/2176-5456.63200>
- BEVILAQUA, A. S.; GARCIA, M. G. P. 2000. **Debt management in Brazil: evaluation of the Real Plan and challenges ahead**. Rio de Janeiro: PUC-RIO. Departamento de Economia.
- BIAGE, M.; CORREA, V. P.; NEDER, H. D. 2008. Risco País, Fluxos de Capitais e Determinação da Taxa de Juros no Brasil: Uma Análise de Impactos por Meio da Metodologia VEC. **Revista EconomiA**, janeiro/abril. <https://doi.org/10.1590/s0103-63512008000200005>
- CAMARGO, P. O. 2009. **A evolução recente do setor bancário no Brasil**. São Paulo: Editora UNESP; São Paulo: Cultura Acadêmica. <https://doi.org/10.7476/9788579830396>
- CAMARGO, S. 2007. Bancos têm acionistas felizes e clientes insatisfeitos. **UOL**, novembro.
- CARNEIRO, D. D. 1999. Crescimento econômico e instabilidade no Brasil. Rio de Janeiro: PUC-RIO. Departamento de Economia. **Texto para Discussão**, 410.
- CARNEIRO, D. D. 2000. **Inflation targeting in Brazil: what difference does a year make?** Rio de Janeiro: PUC-RIO. Departamento de Economia, **Texto para Discussão**, 429.
- CASE, K. E.; QUIGLEY, J. M.; SHILLER, R. J. 2005. Comparing wealth effects: the stock market versus the housing market. **Advances in Macroeconomics**, 5(1): 1-32. <https://doi.org/10.2202/1534-6013.1235>
- CÉSPEDES, B. 2005. Measuring monetary policy stance in Brazil. Ipea, **Working Paper**.
- CÉSPEDES, B.; LIMA, E.; MAKKA, 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, abril-junho. <https://doi.org/10.1590/s0034-71402008000200001>
- DICKEY, D. A.; JANSEN, D. W.; THORNTON, D. L. 2007. A primer on cointegration with an application to money and income. In: RAO, B. B. **Cointegration for the applied economist**. New York, Palgrave Macmillan, 2ª edição. https://doi.org/10.1007/978-1-349-23529-2_2
- FACHADA, P. 2001. Inflation targeting in Brazil: Reviewing Two Years of Monetary Policy 1999/00. Brasília: BACEN, **Working papers**, 25. <https://doi.org/10.2139/ssrn.303404>
- FERNANDES, M.; TORO, J. 2005. O mecanismo de transmissão monetária na

- economia brasileira pós-Plano Real. **Revista Brasileira de Economia**, 59(1):5-32, janeiro-março. <https://doi.org/10.1590/s0034-71402005000100001>
- FERRAZ, F. C.; BASTOS C. P. M. 2013. **Crise financeira global: impactos na economia brasileira, política econômica e resultados**. Dissertação de Mestrado. UFRJ.
- FIORÊNCIO, A.; LIMA, E. C.; MOREIRA, A. 1998. Os impactos das políticas monetária e cambial no Brasil pós-Plano Real. In: IPEA. **A economia brasileira em perspectiva**. Ipea, p. 27-56.
- GIAMBIAGI, F. 2002. Restrições ao crescimento da economia brasileira: uma visão de longo prazo. **Texto para discussão**, Rio de Janeiro: BNDES-GEANE, 94.
- GIAMBIAGI, F.; CARVALHO, J. C. 2002. As metas de inflação: sugestões para um regime permanente. **Revista de Economia Política**, 22 (3.87), jul.-set. <https://doi.org/10.5380/ret.v3i4.29138>
- GIULIODORI, M. 2004. Monetary Policy Shocks and the Role of House Prices Across European Countries. **DNB Working Paper**, nov.
- GUJARATI, D. 2006. **Econometria básica**. Rio de Janeiro: Elsevier/Campus.
- GUTIERRE, L. M.; MADEIRA, G. A. 2014. **Um estudo da evolução recente de crédito e poupança no Brasil a partir de um modelo estrutural**. Dissertação de Mestrado, USP. <https://doi.org/10.11606/d.12.2014.tde-11032015-143729>
- LELIS, M. T. C.; BREDOW, S. M. S.; CUNHA, A. M. 2015. Determinantes macroeconômicos dos investimentos no Brasil: um estudo para o período 1996-2012. **Revista de Economia Contemporânea**, 19(2):203-234. <https://doi.org/10.1590/198055271922>
- LIMA, E. C.; MAKKA, A.; MENDONÇA, M. 2007. Monetary policy regimes in Brazil. **Social Science Research Network**.
- LUNDBERG, E. L. 2011. Bancos Oficiais e Crédito Direcionado – O que diferencia o mercado de crédito brasileiro? **Trabalhos para Discussão**, Banco Central do Brasil, Brasília, 258. <https://doi.org/10.17771/pucrio.acad.6992>
- LUPORINI, V.; ALVES, J. D. 2008. Determinantes do investimento privado no Brasil: uma análise de painel setorial. In: Encontro Nacional de Economia, XXXVI, Salvador. **Anais... ANPEC**.
- MECADANTE, A. 1998. **O Brasil pós-Real: a política econômica em debate**. São Paulo: UNICAMP.
- MELLO, J. M. P. D.; GARCIA M. G. 2012. Bye, bye financial repression, hello financial deepening: the anatomy of a financial boom. **The Quartely Review of Economics and Finance**, 52(2):135-153, 2012. <https://doi.org/10.1016/j.qref.2011.12.009>
- MENDES, M. V. A.; CARVALHO C. V. 2013. **A inadimplência e o ciclo de crédito no Brasil: uma análise com dados em painel**. Monografia, PUC-RIO. <https://doi.org/10.26512/2015.06.d.18892>
- MENDONÇA, M. J. C.; MEDRANO, L. A.; SACHSIDA, A. 2010. Efeitos da política monetária na economia brasileira: resultados de um procedimento de identificação agnóstica. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, 40(3):367-394.
- MENDONÇA, M. J.; MEDRANO, L. A.; SACHSIDA, A. 2011. Avaliando o efeito de um choque de política monetária sobre o mercado imobiliário. **Texto para discussão IPEA**, Brasília, 1631.
- MINELLA, A. 2003. Monetary policy and inflation in Brazil (1975-2000): a VAR estimation. **Revista Brasileira de Economia**, 57(3):605-635. <https://doi.org/10.1590/s0034-71402003000300005>
- MUNIZ, F. J.; TABAK, B. M. 2012. Determinantes da taxa de juros no Brasil: uma abordagem não-linear. Brasília: **Revista Economia e Desenvolvimento**, 11(2).
- PEREIRA, A. P. M.; WAGNER, E. M. 2012. Racionamento de crédito no Brasil: um estudo de causalidade. In: Encontro de Economia Catarinense, VI. **Anais... APEC**.

- PINHEIRO, A. C.; GIAMBIAGI, F.; MOREIRA, M. M. 2001. O Brasil na década de 90: uma transição bem sucedida? **Texto para Discussão BNDES**, Rio de Janeiro, 91.
- RABANAL, P.; SCHWARTZ, G. 2001. Testing the effectiveness of the overnight interest rate as a monetary policy instrument Brazil: selected issues and statistical appendix. **IMF Country Report**, 1(10).
- RIGOLON, F. J. Z.; GIAMBIAGI, F. 1999. **A economia brasileira: panorama geral**. BNDES.
- SILVA FILHO, O. C.; SILVA, L. C.; FRASCAROLI, B. F. 2006. Política monetária e mudanças macroeconômicas no Brasil: uma abordagem MS-VAR. **Fórum BNB**.
- SILVA, M. E.; BESARRIA, C. N.; CARVALHO, D. B. 2014. Efeitos dos choques fiscais e monetários sobre o mercado imobiliário brasileiro. In: Encontro Brasileiro de Econometria, VI. **Anais...** SBE. <https://doi.org/10.1590/s0034-71402013000200002>
- SIMS, C. 1980. Macroeconomics and reality. **Econometrica**, 48(1):1-48.
- SIMS, C. 1986. Are forecasting models usable for policy analysis? **Quarterly Review of Federal Reserve Bank of Minneapolis**, 2-16, winter.
- SIMS, C. 1992. Interpreting the macroeconomic time series facts: the effects of monetary policy. **European Economic Review**, 36(5):975-1000. [https://doi.org/10.1016/0014-2921\(92\)90041-t](https://doi.org/10.1016/0014-2921(92)90041-t)
- TAYLOR, J. B. 1995. The monetary transmission mechanism: an empirical framework. **Journal of Economic Perspectives**, 9(4):11-26.
- TOMAZZIA, E. C.; MEURER, R. 2009. Transmissão da política monetária: análise de quebras estruturais na economia brasileira recente por modelos VAR, SVAR e MS-VAR. **Revista Economia Aplicada**, 13(14). <https://doi.org/10.1590/s1413-80502009000400002>
- UHLIG, H. 2005. What are the effects of monetary policy on output? Results from an agnostic identification procedure. **Journal of Monetary Economics**, 52(2):381-419. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2004.05.007>
- VASCONCELOS, B. F. B.; DIVINO, J. A. 2013. O desempenho recente da política monetária brasileira sob a ótica da modelagem DSGE. **Revista Economia Aplicada**, 17(2).

Submetido: 8/2/2018

Aceito: 27/3/2019

Os Editores agradecem a Henrique Bidarte Massuquetti pelo apoio editorial.