

IMPACTOS DO CRÉDITO DIRECIONADO SOBRE A EFICÁCIA DA POLÍTICA MONETÁRIA BRASILEIRA: UMA ANÁLISE UTILIZANDO UM MODELO VAR E O PROCEDIMENTO DE TODA E YAMAMOTO (1995)

Marivia de Aguiar Nunes¹
Augusto Mussi Alvim²

RESUMO: O objetivo deste ensaio é realizar exercício capaz de avaliar se houve redução da eficácia da política monetária após o aumento da participação do saldo de crédito direcionado no saldo de crédito total da economia brasileira. Para tanto, após uma breve revisão da literatura e uma exposição da metodologia utilizada neste trabalho, são realizadas as estimações, as quais são operacionalizadas através de um modelo VAR e funções de impulso-resposta, seguindo o procedimento de Toda e Yamamoto (1995). Os principais resultados da pesquisa revelaram que, apesar da maioria das variáveis consideradas terem apresentado reação esperada à ação da autoridade monetária (isto é, a uma mudança nos juros), o mesmo não ocorre quando há uma mudança no crédito direcionado, o que corrobora com a hipótese principal desta pesquisa, qual seja, de que a partir de 2007 apenas o crédito livre se modifica quando há mudança na política monetária brasileira.

Palavras-chave: crédito direcionado; crédito; política monetária, taxa de juros; Banco Central.

ABSTRACT: The aim of this essay is to perform an exercise capable of evaluating whether there was a reduction in the effectiveness of the monetary policy after the increase in the share of the credit balance directed in the total credit balance of the Brazilian economy. For this, after a brief review of the literature and an exposition of the methodology used in this work, the estimations are performed, which are performed through a VAR model and impulse-response functions, following the procedure of Toda and Yamamoto (1995). The main results of the research revealed that, although most of the variables considered to have presented an expected reaction to the monetary authority's action (that is, to a change in interest rates), the same does not occur when there is a change in directed credit, which corroborates the main hypothesis of this research, that is, that from 2007 only free credit changes when there is a change in Brazilian monetary policy.

Keywords: directed credit; credit; monetary policy, interest rate; Central Bank.

Classificação JEL: E41, E50, E51, E52, E58.

1 INTRODUÇÃO

A estabilização da economia brasileira obtida após o Plano Real e, posteriormente, o Regime de Metas para a Inflação, levaram à adoção de políticas

¹ Doutoranda do Programa de Pós-Graduação em Economia da PUCRS.

² Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia da PUCRS.

macroeconômicas mais previsíveis e à reestruturação do Sistema Financeiro Nacional, particularmente no segmento bancário, dadas, por exemplo, as privatizações de uma série de bancos estaduais.

Este redesenho levou, a partir de 2003, a uma forte expansão das concessões de crédito, sobretudo do crédito livre concedido por instituições financeiras privadas, movimento que sofreu uma inflexão no ano de 2008, com o enxugamento de liquidez dos bancos privados resultante da crise internacional. Como a opção do governo à época foi adotar uma política contracíclica³ que garantisse uma elevada oferta de crédito mesmo diante de condições adversas em termos de liquidez, houve importante aumento da participação do crédito direcionado no saldo total de crédito, dinâmica que pode ser atribuída à elevação expressiva das operações do Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES) e, em menor medida, das concessões de financiamentos imobiliários (LUNDBERG, 2011)⁴. Nesse sentido, a participação do crédito direcionado no saldo total de crédito passou de 35,7% em março de 2007 para 50,1% em março de 2017, uma elevação de 14,4 pontos percentuais.

A respeito do BNDES, cabe ressaltar que as fontes de financiamento utilizadas para viabilizar suas operações são, basicamente, os recursos do Fundo de Amparo ao Trabalhador (FAT) e do Tesouro Nacional, sendo que os repasses provenientes da última instituição apresentaram elevação considerável a partir da crise de 2008⁵. Isso foi possível em razão do aumento da emissão (e posterior venda) de títulos da dívida federal, de modo que, para viabilizar a entrega dos recursos do BNDES, o governo federal aumentou seu endividamento, o que resultou no agravamento da já delicada situação das contas públicas do País.

Sobre os financiamentos imobiliários, a elevação observada após 2008 pode ser atribuída, em grande medida, à melhora do nível de renda, em função do mercado de trabalho até então aquecido, mas também à redução do custo de tais operações (em razão da queda das taxas de juros) e à facilitação das condições desta modalidade de crédito (dado o alongamento dos prazos de contração desta dívida, por exemplo), medidas que, à época, foram adotadas com o propósito de estimular o consumo das

³ Caracterizada pela elevação dos gastos públicos em períodos de baixo crescimento econômico ou redução de tais gastos em períodos de expansão da atividade.

⁴ A maior parte do crédito direcionado no Brasil é composto pelo crédito com recursos do BNDES, pelo crédito destinado ao financiamento imobiliário e pelo crédito rural. Em março de 2017, BNDES, imobiliário e rural respondiam por 93,5% do saldo de crédito direcionado do Brasil (BANCO CENTRAL DO BRASIL, 2017).

⁵ Segundo BNDES (2017), em 2016, 80,8% dos recursos do BNDES vieram do FAT (30,6%) e do Tesouro Nacional (50,2%).

famílias. Entretanto, a recessão interna iniciada em 2014, ao elevar de forma importante a taxa de desemprego, modificou este quadro, o que resultou, entre outros desenvolvimentos, no aperto das condições dos financiamentos de imóveis.

Adicionalmente, cabe lembrar que as taxas de juros das operações direcionadas são razoavelmente mais baixas do que as do crédito livre, que costumam acompanhar os movimentos da taxa básica de juros. Isso porque as operações com recursos direcionados contam com subsídios (pagos majoritariamente pelas taxas de juros das operações livres), elemento que, da mesma maneira que a emissão de títulos da dívida pública, repercute negativamente nas contas fiscais.

Nessas circunstâncias, tem-se que o principal instrumento de política monetária do Banco Central do Brasil (BC), a taxa básica de juros, não é capaz de influenciar significativamente o crédito direcionado, que, atualmente, representa aproximadamente 50% do total de crédito existente na economia, o que sugere uma redução da eficácia da política monetária doméstica, cujo poder de atuação se restringe à metade do crédito concedido no País.

Frente a esse contexto, o objetivo deste ensaio é avaliar se houve redução da eficácia da política monetária após o aumento da participação do saldo de crédito direcionado no saldo de crédito total da economia brasileira. Para tanto, após uma breve revisão da literatura e uma exposição da metodologia utilizada neste trabalho, são realizadas as estimações, as quais são operacionalizadas através de um modelo VAR e funções de impulso-resposta, seguindo o procedimento de Toda e Yamamoto (1995). Por fim, a última seção conta com as principais conclusões do estudo.

2 REVISÃO DA LITERATURA

As decisões de política monetária do BC se materializam através de mudanças na taxa de juros de curto prazo e exercem influência sobre o produto real da economia por meio canais de transmissão, entre eles o canal do crédito. Este canal de transmissão, conforme Bernanke e Gertler (1995), se divide em dois “subcanais”: o de empréstimo bancário e o do balanço, que ocorrem, respectivamente, devido ao deslocamento da oferta de crédito e à mudança da posição financeira dos devedores.

No caso do crédito direcionado, que será objeto deste estudo, o impacto da Selic nesta variável ocorre de modo indireto, através da desaceleração (ou expectativa de) da

atividade econômica e, por decorrência, do menor apetite por investimento, justamente porque a taxa de juros para o tomador final pouco se altera. Nesta situação, os juros básicos afetam menos a demanda privada doméstica do que o fariam na ausência do crédito direcionado (LIMA; BARBOSA, 2017).

Conforme Schwartzman (2011), “como as taxas do direcionado não se alteram em resposta à Selic, os movimentos desta última devem ser mais amplos face a choques, já que o canal de crédito se encontra parcialmente obstruído”. Em linha, de acordo com Lima e Barbosa (2017, p. 1),

Para um desejado efeito sobre a atividade, o BC tem que levar em conta o fato de que metade do crédito no país é pouco sensível ao juro básico da economia e, então, calibrar o juro em uma magnitude maior para que a metade sensível à taxa Selic cumpra o objetivo desejado. É nesse contexto que ações que visem reduzir essa dualidade do mercado de crédito são bem-vindas e contribuem para aumentar a potência da política monetária, tornando mais efetivo o combate à inflação pelo Banco Central.

Logo, quanto menor for a participação do crédito direcionado no crédito total, maior será o impacto de alterações da taxa básica de juros na demanda e, em sentido oposto, quanto maior for a participação do crédito direcionado no crédito total, menor será o efeito de mudanças nos juros sobre a demanda, em função da obstrução parcial do canal do crédito, um dos canais de transmissão da política monetária.

Nesse horizonte, uma das maneiras de aumentar a eficácia do crédito como canal de transmissão da política monetária brasileira é através da eliminação dos subsídios ao crédito direcionado, o que, de um lado, elevaria seu custo, mas, de outro, permitiria uma queda mais expressiva da taxa básica de juros, que é elevada para compensar as perdas com as taxas reduzidas praticadas no direcionado. Assim, o aumento da eficácia do crédito como canal de transmissão da política monetária pode se dar de duas formas: i) se o peso do direcionado cair significativamente; ou b) se as taxas de juros desta modalidade de crédito se aproximarem das taxas de juros de mercado (SCHWARTSMAN, 2011; BORGES, 2017).

À vista disso, conclui-se que há uma forte relação entre a magnitude do direcionamento do crédito na economia e a potência da política monetária. Nesse sentido, destaca-se que, caso sejam implementadas reformas no direcionamento do crédito, diante de um contexto de juros básicos em queda (elevação), é provável que a flexibilização (o aperto) das condições monetárias se revele mais efetiva para a

retomada do crescimento econômico (conter uma eventual expansão da atividade com potencial para aumentar consideravelmente o nível dos preços). Além disso, aumentam as chances de que o próximo ciclo de elevação (queda) dos juros, quando ocorrer, seja muito menos intenso (LIMA e BARBOSA, 2017).

Especificamente no caso da economia brasileira, alguns estudos atestaram a importância do canal do crédito como transmissor da política monetária. Souza Sobrinho (2003) apresentou evidências empíricas da importância do canal de empréstimos bancários no Brasil por meio de uma análise descritiva e de testes econométricos. Em termos de resultados, o autor, entre outros desenvolvimentos, confirma a relação entre os principais indicadores do mercado de crédito, a política monetária e a economia real. Em linha, o trabalho de Takeda *et al.* (2005) avaliou o canal de empréstimos bancários como transmissor da política monetária, utilizando dados mensais do balanço patrimonial de instituições bancárias comerciais brasileiras. Além dos juros de curto prazo, o estudo considerou outro instrumento de política monetária: os recolhimentos compulsórios sobre os depósitos de poupança à vista e a prazo. Os pesquisadores concluíram que o canal de empréstimos no Brasil não é influenciado somente pela taxa de juros, mas também pelos depósitos compulsórios, efeito que é mais significativo em instituições financeiras maiores. Além disso, Carneiro *et al.* (2009), a partir de dados agregados, identificaram a existência de um canal de transmissão da taxa de juros brasileira sobre a demanda por crédito em direção ao investimento das empresas.

Já Mello e Pisu (2010), ao buscarem evidências para a existência do canal de empréstimos como transmissor da política monetária no Brasil utilizando um Modelo Vetorial de Correções de Erros (VECM), encontraram uma relação negativa entre os Certificados de Depósitos Interbancários (CDI) e a oferta de empréstimos bancários para o período entre dezembro de 1995 a junho de 2008. Nesse sentido, os desequilíbrios de curto prazo na oferta de empréstimos seriam corrigidos por meio de mudanças no CDI, sugerindo que a política monetária desempenha um papel que restabelece o equilíbrio no mercado de crédito. Auel e Mendonça (2011), por sua vez, buscando entender o canal do crédito como transmissor da política monetária no Brasil, analisaram dados de 2002 a 2009 e, por meio da utilização de três conjuntos de modelos *Generalized Method of Moments* (GMM), concluíram que choques na taxa de juros são transmitidos de forma indireta para a economia, por meio do canal do crédito.

Os estudos acima mencionados, embora sejam de extrema relevância, trataram do crédito em geral, e não consideraram, ao menos de forma explícita, que os efeitos das ações de política monetária brasileira sobre o crédito livre e sobre o direcionado revelam-se, na prática, bastante distintos. Um dos trabalhos que procura preencher esta lacuna é o de Silva (2015), que avaliou a relação entre a política monetária e os recursos direcionados através de um modelo de Vetores Auto Regressivos (VAR) a fim de verificar se a expansão recente do crédito com recursos direcionados pode ter reduzido a eficácia da política monetária brasileira. O autor concluiu que, em um cenário no qual o crédito direcionado está presente de forma relevante na economia, a taxa Selic afeta menos a demanda doméstica do que afetaria caso houvesse apenas o crédito com recursos livres. Posteriormente, Bonomo e Martins (2016) analisaram o impacto do crédito direcionado e de bancos públicos no mecanismo de transmissão da política monetária, através de dados em painel que consideravam cerca de 300.000 firmas não-financeiras no período 2006-2012. Assim como Silva (2015), os pesquisadores concluíram que o canal do crédito perde eficácia na presença do crédito direcionado.

Assim, o aumento da participação do crédito direcionado na economia brasileira motiva o estudo dos impactos de potenciais alterações nas variáveis de crédito sobre as demais variáveis macroeconômicas, e também sobre a política monetária.

3 MÉTODO E DADOS

3.1 Considerações Iniciais

As dificuldades de se isolar os efeitos reais que exercem influência sobre a política monetária e de se identificar seus componentes exógenos, ou seja, aqueles que não são considerados na função de reação do BC⁶, são alguns dos principais obstáculos associados à realização de estudos de avaliação da política monetária.

No que diz respeito aos componentes exógenos da política monetária, Bernanke e Mihov (1998) salientam que existem duas abordagens para identificá-los: i) a análise de relatos, declarações e ações do BC, retornando, portanto, resultados mais qualitativos

⁶ A função de reação pode ser definida, de acordo com Taylor (2000), como a regra (ou fórmula) matemática utilizada pela autoridade monetária para determinar, do modo mais preciso possível, as circunstâncias nas quais seu instrumento de política monetária será modificado (este instrumento, no caso do RMI, é a taxa de juros).

do que quantitativos; e ii) a utilização, em modelos econométricos, das informações consideradas pelo BC na condução da política monetária. A segunda abordagem, além de ser amplamente utilizada em trabalhos aplicados, permite a desagregação dos componentes endógenos e exógenos da política monetária, assumindo, por conta disso, caráter quantitativo, motivo pelo qual será empregada neste estudo.

O modelo econométrico escolhido para ser estimado neste estudo, cujo objetivo é realizar exercício capaz de avaliar se houve redução da eficácia da política monetária após o aumento da participação do saldo de crédito direcionado no saldo de crédito total da economia brasileira, foi o de Vetores Autoregressivos (doravante denominado VAR), que não impõe uma estrutura rígida de causalidade entre as variáveis, sendo possível traçar relações entre todas elas, o que se revela bastante interessante para fins de estimação.

De modo geral, conforme Bueno (2011), o VAR assume a forma

$$AX_t = B_0 + \sum_{i=1}^p B_i X_{t-i} + B\varepsilon_t,$$

onde A é uma matriz $n \times n$ que define as restrições contemporâneas entre as variáveis que constituem o vetor $[n \times 1, X_t]$; X_t é o vetor das variáveis endógenas; B_0 é o vetor de constantes $n \times 1$; p é o número de defasagens; B_i são as matrizes $n \times n$; X_{t-i} é o vetor de valores defasados de X_t ; B é uma matriz diagonal $n \times n$ de desvios-padrão; e ε_t é o vetor $n \times 1$ de erros ou choques aleatórios do sistema, sendo que $\varepsilon_t \sim N(0, \Sigma)$ e $E(\varepsilon_t, \varepsilon_s) \neq 0$, sendo $t \neq s$, isto é, as perturbações são não correlacionadas entre si contemporânea ou temporalmente.

A equação acima expressa as relações entre as variáveis endógenas do modelo, as quais, na maioria das situações, são resultado de pressupostos estruturados pela teoria. Por conta disso, esta equação é chamada de estrutural. Os choques também são estruturais, tendo em vista que afetam individualmente cada uma das variáveis endógenas. Além disso, tais choques são considerados independentes, dado que as inter-relações entre um choque e outro são captadas de maneira indireta pela matriz A . Assim, os resíduos do VAR são resultado de uma combinação linear de choques exógenos não correlacionados contemporaneamente, não sendo possível identificar o choque exógeno de cada variável endógena do sistema.

Essa impossibilidade de identificar o choque leva à necessidade de se obter um método para tornar os resíduos não correlacionados contemporaneamente, que torne a

matriz Σ diagonal, o qual, neste trabalho, é a decomposição de Cholesky. Tal decomposição tem como resultado uma série de matrizes, sendo que uma delas é triangular inferior, demonstrando que a ordem das variáveis tem importância. O problema é que essa ordenação das equações no sistema a ser estimado não pode ser determinada por métodos estatísticos, sendo, portanto, realizada arbitrariamente pelo pesquisador. Operacionalmente, a ordenação significa que a primeira variável afeta todas as outras contemporaneamente, sem ser afetada pelas demais; a segunda é afetada apenas pela primeira, e afeta todas as outras, e assim sucessivamente, havendo, então, um sistema recursivo. Em termos práticos, o objetivo deste modelo é encontrar a trajetória da variável de interesse (que, neste caso, é a taxa básica de juros, ainda que outras variáveis também sejam analisadas) após um choque nos erros, isto é, um choque estrutural. Neste estudo, o foco é avaliar um choque no volume de crédito com recursos direcionados, mesmo que outras variáveis também sejam analisadas.

A respeito da avaliação da estacionariedade, da causalidade e da cointegração das variáveis utilizadas, adotou-se o tratamento sugerido por Toda e Yamamoto (1995). Para os pesquisadores, no caso do VAR, os pré-testes de raiz unitária e de cointegração, que são tradicionalmente realizados para a implementação do modelo, possuem baixo poder, reduzindo o grau de confiabilidade dos testes de não causalidade. Além disso, quanto à cointegração, os testes utilizados admitem diferentes especificações e, por conta disso, retornam resultados conflitantes (MARQUETTI; KOSHIYAMA; ALENCASTRO, 2009). Complementarmente, nos casos em que não há cointegração, é realizada a transformação das variáveis para a sua primeira diferença, o que resulta em perda de informação, desvantagem bastante discutida na literatura. Por conta disso, serão utilizadas, neste estudo, as variáveis em nível.

O procedimento desenvolvido por Toda e Yamamoto (1995) é empregado para testar a não causalidade de Granger, a qual pressupõe que as variáveis são estacionárias. Todavia, os testes de raiz unitária, capazes de verificar a estacionariedade das séries, a exemplo do teste Dickey Fuller Aumentado (ADF) e do Phillips Perron (PP), apresentam baixa assertividade no que diz respeito a testar a hipótese alternativa de estacionariedade e, por conta disso, não são indicados, particularmente no caso de amostras pequenas (TODA; YAMAMOTO, 1995, p. 226). Além disso, os testes de cointegração, a exemplo do teste de Johansen, também possuem limitações, dado que seus resultados são bastante sensíveis às especificações adotadas no modelo, o que tende a influenciar os resultados dos testes de causalidade, tornando-os mais imprecisos.

O método desenvolvido por Toda e Yamamoto (1995) não apresenta as limitações acima, e uma de suas principais vantagens reside no fato de que pode ser utilizado em séries cointegradas, não cointegradas ou em séries com diferentes ordens de integração, eliminando a necessidade de implementação de testes de raiz unitária. Além disso, este é um dos métodos mais indicados no caso de pesquisas que se utilizam de amostras relativamente pequenas (YAMADA; TODA, 1998). Este procedimento, em última análise, consiste na implementação de um teste de Wald a fim de se verificar as restrições dos parâmetros de um modelo VAR aumentado em níveis e estimado por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). De acordo com os achados de Toda e Yamamoto (1995), a aplicação do teste de Wald para verificar a restrição nos parâmetros de um VAR ($k + e_{max}$) aumentado em níveis segue uma distribuição assintótica Qui-quadrado (χ^2), independentemente de o sistema ser cointegrado. Neste caso, k é o número ótimo de defasagens do modelo, e e_{max} é a ordem máxima de integração das séries temporais. Com efeito, é implementado o Teste de Wald nos k primeiros parâmetros do modelo a fim de se verificar a validade da hipótese de não causalidade de Granger. Os outros parâmetros defasados não são testados, e servem apenas para assegurar a presença de uma distribuição assintótica χ^2 (MARQUETTI; KOSHIYAMA; ALENCASTRO, 2009, p. 376; YAMADA; TODA, 1998 apud MORRONE, 2014).

Pode-se dizer que o procedimento desenvolvido por Toda e Yamamoto (1995) apresenta seis etapas:

1. Verificar a ordem de integração das variáveis através de testes de raiz unitária e estacionariedade⁷;
2. Identificar a ordem máxima de integração entre as variáveis (e_{max});
3. Montar o VAR em nível e determinar seu número ótimo de defasagens (k) com base em critérios de informação⁸;
4. Checar a estabilidade do VAR, particularmente problemas de autocorrelação⁹;
5. Se o VAR for estável, adicionar a ele e_{max} defasagens, obtendo-se um VAR ($k + e_{max}$); e

⁷ A ordem máxima de integração das variáveis do sistema foi estimada utilizando-se o teste de Dickey Fuller Aumentado (ADF).

⁸ Assim como em Toda e Yamamoto (1995), este número será definido através do critério de informação de Schwarz. Cabe salientar que o critério de Akaike também poderia ser utilizado, mas sua aplicação, conforme Morrone (2014), tende a selecionar modelos pouco parcimoniosos.

⁹ Para verificar se há problemas de autocorrelação no modelo, será utilizado o teste de Johansen.

6. Após rodar o VAR ($k + e_{max}$), implementar o teste de Wald com k coeficientes e k graus de liberdade, com o propósito de se verificar a hipótese de não causalidade no sentido de Granger.

Apesar de se revelar bastante útil, cabe salientar que o procedimento de Toda e Yamamoto apresenta limitações, tendo em vista que, conforme salientam Mavrotas e Kelly (2001), pode apresentar distorções na presença de amostras pequenas, pois o teste aumentado de Wald, em um sistema com muitas defasagens, perderia algumas de suas qualidades. Por conta disso, Mavrotas e Kelly (2001) sugerem o emprego do método *bootstrap* nos resíduos a fim de aumentar o poder do teste e confirmar a robustez dos resultados encontrados.

No caso deste estudo, cabe dizer que o foco não está na análise dos coeficientes do VAR, uma vez que este modelo é, por natureza, super-parametrizado. Isso porque, utilizando-se o VAR, é possível calcular funções de impulso-resposta, as quais são o foco deste trabalho. Tais funções permitem que se identifique como uma variável responde a um impulso (ou choque) em outra, as quais, nesta pesquisa, serão representadas, respectivamente, pela taxa básica de juros e pelo volume de crédito direcionado. Ainda assim, outras funções de impulso-resposta são avaliadas.

3.2 Dados e modelagem

No que diz respeito à tempestividade, a amostra utilizada nas estimações se inicia em março de 2007, encerrando em março de 2017, período com uma política monetária constante em termos qualitativos, uma vez que, neste interregno, não houve mudança de regime de política monetária, vigorando o Regime de Metas para a Inflação (RMI). As variáveis utilizadas na estimação se encontram no quadro 1.

Quanto ao VAR, primeiramente, seguindo Tomazzia e Meurer (2009), modificando-se e retirando algumas das variáveis, foi estimado um Modelo Geral (MG), o qual considera, como variáveis endógenas, o principal instrumento de política monetária do BC (a taxa básica de juros, definida no quadro 1 como SELIC) e as informações a que a autoridade monetária reage, entre elas o produto (definida no quadro 1 como PIB), o nível de preços (definida no quadro 1 como IPCA), a taxa de câmbio (definida no quadro 1 como CAMBIO) e variáveis de crédito (definidas no quadro 1 como CL e CD). Este modelo segue a especificação de trabalhos realizados

para a economia americana, como Bernanke e Gertler (1995) e Christiano *et. al.* (1999). Adicionalmente, foi incluída a taxa de câmbio, em linha com estudos realizados para a economia brasileira - vide, por exemplo, Minella (2003) e Arquette e Jayme-Jr. (2003) - e para outras economias abertas – como o de Dedola e Lippi (2005). As variáveis de crédito, CL e CD, foram incluídas de modo a separar os efeitos de choques em tais variáveis. Assim, neste estudo, a principal contribuição metodológica está no fato de que, através das estimações, é possível verificar separadamente os efeitos dos choques do crédito livre e do crédito direcionado na política monetária brasileira.

A ordenação das variáveis utilizada na decomposição de Cholesky para a geração das funções de impulso-resposta foi: PIB, IPCA, SELIC, CL, CD e CAMBIO. Tal ordenação segue pressupostos teóricos semelhantes aos adotados em Minella (2003), Christiano *et. al.* (1999) e Dedola e Lippi (2005). Nestes estudos, o nível de produção não responde de modo contemporâneo às demais variáveis, uma vez que as decisões de produção e, conseqüentemente, seus efeitos na produção final, se dão com algum grau de defasagem, a qual é maior que a periodicidade das séries temporais utilizadas nesta pesquisa, que é mensal; a inflação pode ser influenciada contemporaneamente apenas pela produção, dado que o mercado de bens é dinâmico e, por decorrência, contém ajustes de preços decorrentes de alterações na oferta e na demanda com periodicidade inferior a um mês; a taxa de juros responde de forma contemporânea ao produto e à inflação, na medida em que a autoridade monetária dispõe de um conteúdo informacional relevante sobre o comportamento de tais variáveis, incorporando-as em suas decisões de política monetária; as variáveis de crédito, tidas como dinâmicas, isto é, que possuem resposta rápida, respondem a todas as outras variáveis anteriormente citadas; e a taxa de câmbio é a mais dinâmica do sistema, e responde a qualquer choque às demais variáveis contemporaneamente.

Quadro 1: Nome, descrição e fonte das variáveis utilizadas

VARIÁVEL	SIGLA	DESCRIÇÃO	FONTE
Instrumento de Política Monetária	SELIC	Taxa de juros - Selic acumulada no mês anualizada base 252 (% ao ano) – Código 4189	BCB (2017)
Indicador de atividade econômica	PIB	PIB mensal da Fundação Getúlio Vargas (FGV)	FGV (2017)
Taxa de câmbio	CAMBIO	Taxa de câmbio - Livre - Dólar americano (compra) - Fim de período – mensal (R\$/US\$) – Código 3695	BCB (2017)
Inflação doméstica	IPCA	Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo -	IBGE (2017)

		IPCA (número-índice com base 100=dez/93)	
Expectativa de inflação	EI	Expectativa do índice de inflação oficial (IPCA) – expectativa para o final do mês seguinte no início do mês corrente - mediana mensal (% ao mês)	BCB (2017)
Crédito livre	CL	Saldo total de crédito com recursos livres (R\$ milhões, com deflacionamento pelo IPCA) – Código 20542	BCB (2017)
Crédito direcionado	CD	Saldo total de crédito com recursos direcionados (R\$ milhões, com deflacionamento pelo IPCA) – Código 20593	BCB (2017)
Taxa de juros de longo prazo	SWAP	Taxa referencial - swaps - DI pré-fixada - 360 dias - fim de período (% ao ano)	IPEADATA (2017)
Risco-País	EMBI	EMBI+/ Risco-Brasil – fim de período (em pontos-base)	JP Morgan (2017)
Inflação externa	CPI	All Commodity Price Index, includes both Fuel and Non-Fuel Price Indices (número-índice com base 100 = 2005, modificado para logaritmo natural)	FMI (2017)
Taxa básica de juros internacional	FFR	Effective Federal Funds Rate (% ao ano)	Fed St. Louis (2017)

Fonte: Elaboração própria, com base em Tomazzia e Meurer (2009).

- Modelo de Economia Aberta (MEA): este modelo demonstra as principais relações existentes em uma economia aberta pequena, seguindo Cushman e Zha (1997). Além das variáveis consideradas no Modelo Geral (MG), é incluída, como variável endógena, o risco-País (definida no quadro 1 como EMBI), que expressa, de forma objetiva, o risco de crédito a que investidores estrangeiros estão submetidos quando investem no Brasil (BCB, 2009). Em termos de ordenação, esta variável foi colocada em último lugar. Como variáveis exógenas, por sua vez, foram acrescentadas ao Modelo Geral (MG) a inflação externa (definida no quadro 1 como CPI) e a taxa básica de juros norte-americana (definida no quadro 1 como FFR), as quais não são influenciadas pelas variáveis relativas à economia brasileira, mas, em sentido oposto, a influenciam. Conforme Tomazzia e Meurer (2009), a inflação externa, que pode ser considerada uma medida de choques externos de oferta, é uma informação importante para melhorar a estimação da função de reação do BC e, conseqüentemente, do choque exógeno de política monetária nos preços domésticos. Já a taxa básica de juros dos Estados Unidos indica o

custo de oportunidade do capital estrangeiro, sendo relevante pelo fato de considerar a relação entre a taxa de juros interna e a taxa de câmbio sob a paridade descoberta da taxa de juros (PDTJ); e

- Modelo com Expectativas (ME): nesta estimação, são consideradas, além das variáveis do Modelo Geral (MG), as expectativas para a taxa de juros e para a inflação oficial, sendo possível captar o efeito gerado pelo canal das expectativas enquanto transmissor da política monetária. Em termos práticos, foi utilizada a estrutura a termo da taxa de juros, definida no quadro 1 como SWAP. Esta variável foi ordenada logo após a taxa básica de juros, uma vez que é afetada contemporaneamente por esta. Já a variável relativa às expectativas para a inflação, definida no quadro 1 como EI, é inserida antes do nível de preços na ordenação, uma vez que representa a expectativa para o IPCA no início do mês corrente em relação à inflação ao final do mês seguinte.

4 RESULTADOS

4.1 Avaliação da estacionariedade das séries e definição da ordem máxima dos modelos VAR a serem estimados

Para se estimar os VAR, iniciou-se pela definição da ordem máxima de integração (e_{max}) de todas as variáveis a serem utilizadas nos modelos, através da implementação do teste de Dickey Fuller Aumentado (ADF). A ordem máxima de integração do sistema foi 2, da variável CL, o que pode se inferir através das informações do quadro 2. O teste também retornou variáveis com ordem de integração 0 (IPCA e FFR), mas boa parte das variáveis apresentou integração de ordem 1.

Quadro 2 – Resultados dos testes de raiz unitária das variáveis utilizadas nas estimações

Série	Valor estimado	Estatística de teste	p-valor assintótico	Ordem de integração
SELIC	-0,564112	-3,41737	0,04902	I(1) com constante e tendência
PIB	-0,847139	-8,81691	5,286e-011	I(1) com constante e tendência
CAMBIO	-1,13621	-4,56652	0,001123	I(1) com constante e tendência
IPCA	-0,952215	-5,7357	4,919e-006	I(0) com constante e tendência
EI	-1,06412	-3,74415	0,01952	I(1) com constante e tendência

CL	-2,704	-2,7109	0,006513	I(2) sem constante e sem tendência
CD	0,00529432	-2,69572	0,006816	I(0) sem constante e sem tendência
SWAP	-0,552598	-4,09619	4,347e-005	I(1) sem constante e sem tendência
EMBI	-0,861925	-9,03673	7,304e-032	I(1) sem constante e sem tendência
CPI	-0,469754	-5,76351	1,359e-008	I(1) sem constante e sem tendência
FFR	-0,0426097	-4,92772	1,055e-006	I(0) sem constante e sem tendência

Fonte: Elaboração própria.

O próximo passo foi a montagem dos VAR em nível e a determinação de seu número ótimo de defasagens (k) com base em critérios de informação, através da análise do critério de Schwarz. Em termos de resultados, este critério indicou que, para os três modelos VAR estimados nesta pesquisa, a ordem de defasagem 1 é a mais adequada, de modo que $VAR(k) = VAR(1)$.

4.2 Checagem da estabilidade dos modelos e avaliação da causalidade no sentido de Granger

Após os passos descritos na sessão anterior, verificou-se a estabilidade dos modelos VAR(1), particularmente problemas de autocorrelação, utilizando-se o teste de Johansen. O teste de Johansen para cada um dos três modelos retornou os resultados descritos no quadro 3.

Quadro 3 – Resultados dos testes de Johansen para os modelos estimados*

Modelo	Ordem	Autovalor	Teste traço	p-valor	Teste Lmax	p-valor
MG *6 variáveis e 5 vetores de cointegração	0	0,67185	306,46	[0,0000]	122,57	[0,0000]
	1	0,56269	183,89	[0,0000]	90,983	[0,0000]
	2	0,34628	92,904	[0,0000]	46,758	[0,0000]
	3	0,20238	46,146	[0,0002]	24,874	[0,0121]
	4	0,10667	21,272	[0,0051]	12,408	[0,0958]
	5	0,077427	8,8647	[0,0029]	8,8647	[0,0029]
MEA *7 variáveis e 6 vetores de cointegração	0	0,63813	297,53	[0,0000]	111,81	[0,0000]
	1	0,50499	185,72	[0,0000]	77,349	[0,0000]
	2	0,32187	108,37	[0,0000]	42,726	[0,0020]
	3	0,23853	65,646	[0,0003]	29,976	[0,0208]
	4	0,1417	35,67	[0,0086]	16,808	[0,1881]
	5	0,09325	18,862	[0,0135]	10,768	[0,1687]
	6	0,070939	8,0939	[0,0044]	8,0939	[0,0044]
ME 8 variáveis e	0	0,80531	512,09	[0,0000]	180	[0,0000]
	1	0,676	332,09	[0,0000]	123,97	[0,0000]

7 vetores de cointegração	2	0,54643	208,12	[0,0000]	86,968	[0,0000]
	3	0,42503	121,15	[0,0000]	60,878	[0,0000]
	4	0,22025	60,273	[0,0018]	27,365	[0,0503]
	5	0,1423	32,908	[0,0204]	16,885	[0,1841]
	6	0,088334	16,023	[0,0400]	10,173	[0,2046]
	7	0,05179	5,8497	[0,0156]	5,8497	[0,0156]

Fonte: Elaboração própria.

Como nenhum dos modelos VAR(1) apresentou problemas de autocorrelação, adicionou-se a eles duas defasagens (obtidas quando foi verificada a ordem máxima de integração do sistema), obtendo-se, com isso, modelos VAR(3), seguindo o procedimento indicado por Toda e Yamamoto (1995). Por fim, implementou-se o teste de Wald com o propósito de se verificar a hipótese de não causalidade no sentido de Granger. Os resultados deste teste encontram-se no quadro 4.

O quadro 4 demonstra que os testes de Wald apontaram tanto causalidades já bastante conhecidas na literatura econômica (com destaque para $EI \leftrightarrow IPCA$, por exemplo) quanto causalidades menos estudadas.

Quadro 4 – Causalidades estabelecidas com base nos testes de Wald para os VAR(3) estimados*

Modelo	Causalidade							
MG	SELIC	PIB	CAMBIO	IPCA	CL	CD		
	IPCA → SELIC CL → SELIC	CAMBIO ↔ PIB SELIC → PIB CD → PIB	SELIC → CAMBIO PIB ↔ CAMBIO CL ↔ CAMBIO CD ↔ CAMBIO	SELIC ← IPCA	PIB → CL CAMBIO ↔ CL IPCA → CL	CAMBIO ↔ CD IPCA → CD		
MEA	SELIC	PIB	CAMBIO	IPCA	CL	CD	EMBI	
	IPCA → SELIC CL → SELIC	CD → PIB EMBI → PIB	SELIC → CAMBIO PIB → CAMBIO CL ↔ CAMBIO CD ↔ CAMBIO	SELIC ← IPCA	CAMBIO ↔ CL IPCA → CL CD → CL	CAMBIO ↔ CD IPCA → CD	SELIC → EMBI CL → EMBI	
ME	SELIC	PIB	CAMBIO	IPCA	CL	CD	EI	SWAP
	IPCA → SELIC CL → SELIC	CAMBIO ↔ PIB CD → PIB	SELIC → CAMBIO PIB ↔ CAMBIO	EI ↔ IPCA	CAMBIO ↔ CL IPCA → CL	CAMBIO ↔ CD	CAMBIO → EI IPCA ↔ EI	SELIC ↔ SWAP PIB →

	SWAP ←→ SELIC	CL → PIB	CL ←→ CAMBIO CD ←→ CAMBIO		CD → CL			SWAP CAMBIO → SWAP CD → SWAP
--	---------------------	----------	------------------------------------	--	---------	--	--	--

Fonte: Elaboração própria.

*Nota: as causalidades hachuradas são bidirecionais.

Nesta pesquisa, o foco será analisar as relações de causalidade que envolvem SELIC e CD, variáveis que estão associadas ao objetivo deste estudo, qual seja, realizar exercício capaz de avaliar se houve redução da eficácia da política monetária após o aumento da participação do saldo de crédito direcionado no saldo de crédito total da economia brasileira. Com base nisso, pode-se inferir que as relações de causalidade mais importantes neste trabalho são as que envolvem CD. Na próxima sessão, que contará com as funções de impulso-resposta que envolvem SELIC e CD, realizar-se-á tal análise.

4.3 Análise das causalidades e das funções de impulso-resposta que envolvem SELIC e CD

Conforme citado na seção anterior, nesta seção são apresentadas as análises das funções de impulso-resposta que envolvem SELIC e CD. Em termos de interpretação, cada um dos gráficos das funções de impulso-resposta indica a resposta de uma variável, em percentual (exceto no caso da variável SELIC, que deve ser lida em pontos percentuais), a um choque de um desvio-padrão em outra variável. Cabe ressaltar que todas as funções de impulso-resposta foram obtidas considerando i) a ordenação de Cholesky descrita na metodologia desta pesquisa; e ii) um horizonte de previsão de 24 meses.

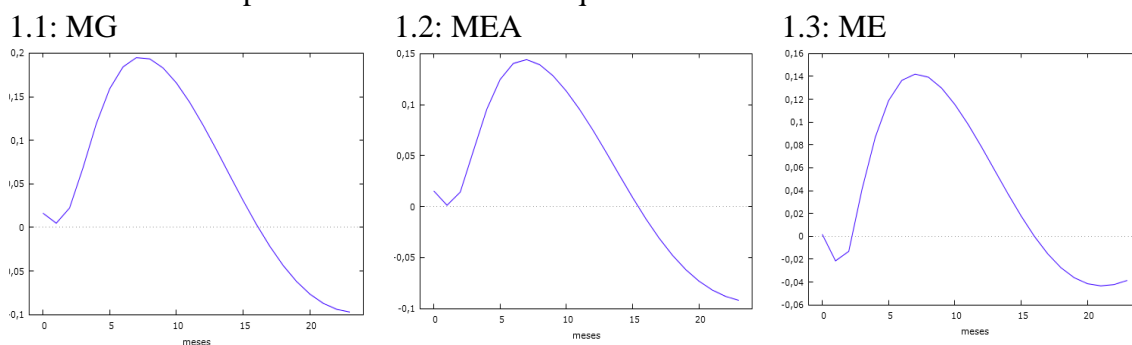
4.3.1 Funções de impulso-resposta que envolvem SELIC

De acordo com o quadro 4, no que diz respeito às variáveis que causam SELIC, verifica-se que IPCA e CL causam SELIC nos três modelos estimados. Além disso, SWAP causa SELIC no ME. Ressalta-se que serão avaliadas apenas as funções de impulso-resposta relevantes para este estudo, quais sejam, a resposta de SELIC a um

choque em: i) IPCA; i) CL. Cabe ressaltar que, de acordo com os testes de Wald implementados, a causalidade entre SELIC e CD não se revelou significativa em nenhum dos sentidos, o que corrobora com a hipótese principal desta pesquisa, qual seja, que a partir de 2007 apenas CL é influenciado pela política monetária.

Através da observação do gráfico 1, pode-se inferir que, em todos os modelos estimados, aproximadamente no período 7 a resposta de SELIC a um choque em IPCA é máxima. Entretanto, tal resposta varia em termos de magnitude em cada um dos modelos, sendo que a mais intensa encontra-se no MG (0,20 pontos percentuais). No MEA e no ME, por sua vez, a magnitude das respostas máximas de SELIC a um choque em IPCA foram bastante semelhantes (0,15 e 0,16 pontos percentuais, respectivamente).

Gráfico 1 - Resposta de SELIC a um choque em IPCA nos três modelos estimados



Fonte: Elaboração própria.

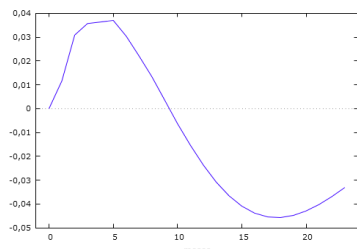
A partir do período 8, a resposta de SELIC a um choque em IPCA cai de maneira gradativa, tornando-se nula aproximadamente entre os períodos 15 e 16. Com efeito, estes resultados demonstram que a autoridade monetária, ao deparar-se com um choque no nível de preços, costuma promover ciclos de ajuste (ainda que tais ciclos sejam pautados pela suavização no que diz respeito às decisões de política monetária) em sua taxa de juros, o que corrobora com a hipótese de que o componente inercial ainda se faz presente na inflação brasileira.

Quanto à resposta de SELIC a um choque em CL, conforme apresenta o gráfico 2, verificou-se que as funções de impulso-resposta com formatos distintos, sendo que o MG é o que apresenta a função de impulso-resposta mais diferentes quando comparados os três modelos. Todavia, em termos de magnitude, não há variações relevantes, dado que a resposta máxima varia de 0,05 a 0,08 pontos percentuais negativos, quando considerados todos os modelos. Observa-se, no MG, após uma elevação da resposta, que se estende aproximadamente até o período 5, uma redução até tal resposta tornar-se

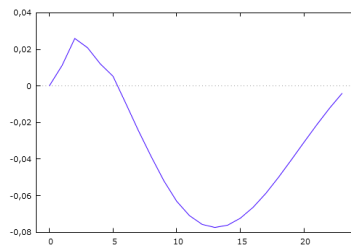
nula, o que ocorre aproximadamente no período 9. Posteriormente, esta redução se intensifica, tornando-se negativa e atingindo seu máximo aproximadamente no período 17.

Gráfico 2 - Resposta de SELIC a um choque em CL em todos os modelos estimados

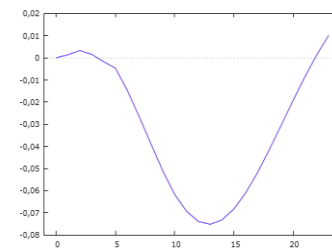
2.1: MG



2.2: MEA



2.3: ME



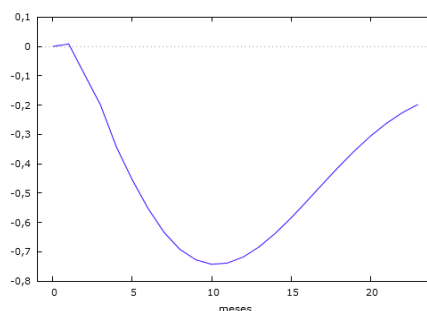
Fonte: Elaboração própria.

Já no MEA, a resposta se eleva até aproximadamente o período 3, momento a partir do qual passa a exibir redução, tornando-se nula aproximadamente no período 6 e atingindo seu máximo aproximadamente no período 13. No ME, por sua vez, a resposta se torna nula aproximadamente no período 4, movimento que se intensifica até atingir o máximo aproximadamente no período 13. Cabe salientar que tal resposta predominantemente negativa de SELIC a um choque em CL verificada nos modelos sugere que autoridade monetária nem sempre atua no sentido de conter uma forte expansão de CL e, conseqüentemente, evitar episódios inflacionários.

Quanto às variáveis causadas por SELIC, por sua vez, tem-se que SELIC causa: i) PIB no MG; ii) EMBI no MEA; e iii) SWAP no ME. Verifica-se, com isso, que a relação de causalidade entre SELIC e SWAP é bidirecional. Novamente, cabe dizer que serão avaliadas apenas as funções de impulso-resposta relevantes para esta pesquisa, neste caso, i) a resposta de PIB a um choque em SELIC; e ii) a resposta de EMBI a um choque em SELIC.

Através da observação do gráfico 3, que se refere ao MG, pode-se inferir que, aproximadamente no período 10, a resposta de PIB a um choque em SELIC é máxima (de aproximadamente -0,75%).

Gráfico 3 - Resposta de PIB a um choque em SELIC no MG

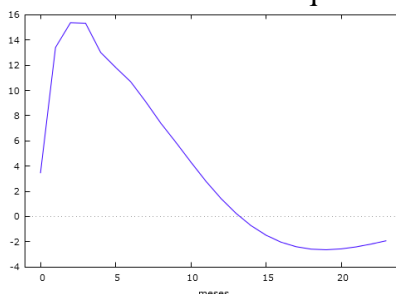


Fonte: Elaboração própria.

Tais resultados demonstram que, nos períodos iniciais, elevações da taxa de juros pela autoridade monetária tendem a apresentar efeito mais contracionista na atividade econômica, o qual acaba por se dissipar ao longo do tempo.

A respeito da resposta de EMBI a um choque em SELIC, considerando o MEA, o gráfico 4 revela que, após exibir elevação aproximadamente até o período 3 (cerca de 15%), a resposta de EMBI a um choque em SELIC passa a cair, tornando-se nula aproximadamente no período 13. Posteriormente, a resposta passa a cair de modo consideravelmente mais lento, atingindo seu mínimo aproximadamente no período 18 (cerca de -3%).

Gráfico 4 - Resposta de EMBI a um choque em SELIC no MEA



Fonte: Elaboração própria.

Com efeito, estes resultados demonstram que, inicialmente, alterações na taxa de juros exercem influência negativa sobre o Risco-País, a qual se reduz ao longo do tempo, até acomodar-se. Ao longo do tempo, tais modificações nos juros passam a repercutir em redução do Risco-País. Neste caso, pode-se supor que, quando este efeito positivo ocorre, possivelmente os agentes econômicos já assumiram que o BC tomou sua decisão corretamente, isto é, que um aumento de juros se fazia realmente necessário frente à conjuntura do momento.

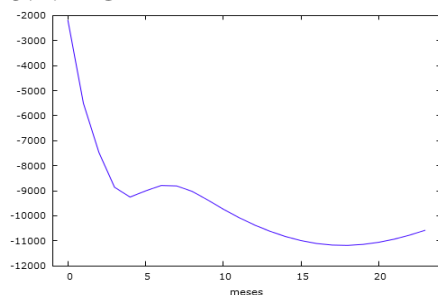
4.3.2 Funções de impulso-resposta que envolvem CD

Através da observação do quadro 4, percebe-se que, quanto às variáveis que causam CD, CAMBIO causa CD nos três modelos estimados. Além disso, IPCA causa CD no MG e no MEA. Novamente, ressalta-se que serão avaliadas apenas as funções de impulso-resposta relevantes para este estudo, isto é, a resposta de CD a um choque em IPCA. Novamente, vale lembrar que, de acordo com os testes de Wald implementados, a causalidade entre CD e SELIC não se revelou significativa em nenhum dos sentidos, o que corrobora com a hipótese principal desta pesquisa, qual seja, que a partir de 2007 apenas CL é influenciado pela política monetária.

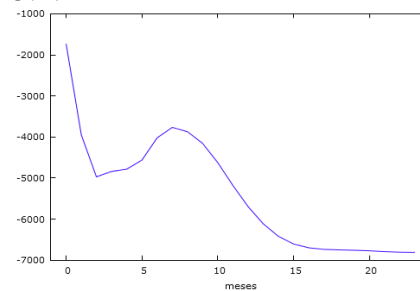
Através da observação do gráfico 5, pode-se inferir que, no MG, a resposta de CD a um choque em IPCA cai de forma expressiva até aproximadamente o período 4, momento a partir do qual passa por leve aumento. Depois disso, a resposta cai e oscila menos intensamente até o final do horizonte de previsão.

Gráfico 5 - Resposta de CD a um choque em IPCA no MG e no MEA

5.1: MG



5.2: MEA



Fonte: Elaboração própria.

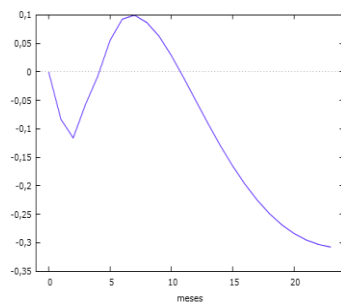
No MEA, por sua vez, a resposta de CD a um choque em IPCA cai de forma expressiva até aproximadamente o período 2, momento a partir do qual passa por leve aumento aproximadamente até o período 6. Depois disso, a resposta cai até aproximadamente o período 15, oscilando menos intensamente até o final do horizonte de previsão. Estes resultados demonstram que, inicialmente, o crédito livre se reduz quando a inflação aumenta. Em seguida, o crédito livre passa a apresentar elevação e, posteriormente, relativa estabilização.

Quanto às variáveis causadas por CD, por sua vez, tem-se que CD causa: i) PIB nos três modelos estimados; ii) CAMBIO nos três modelos estimados (como CÂMBIO também causa CD, esta relação é bidirecional); iii) CL no MEA (relação que já foi avaliada na seção 4.3.2) e no ME; e iv) SWAP no ME. Cabe dizer novamente que serão

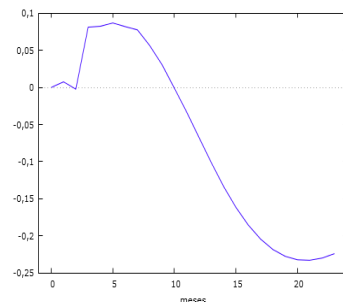
avaliadas apenas as funções de impulso-resposta relevantes para esta pesquisa: a resposta de PIB a um choque em CD.

Gráfico 6 - Resposta de PIB a um choque em CD nos três modelos estimados

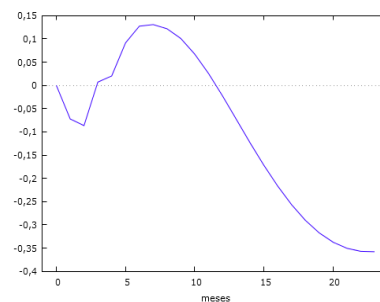
6.1: MG



6.2: MEA



6.3: ME



Fonte: Elaboração própria.

Através da observação dos gráficos, pode-se inferir que, em todos os modelos estimados, aproximadamente entre os períodos 7 e 8, a resposta de PIB a um choque em CD se eleva. Aproximadamente partir deste ponto, tal resposta passa a recuar, atingindo seu nível máximo de queda nas cercanias do período 20. Tais resultados demonstram que o efeito de um aumento do crédito direcionado resulta predominante em redução do PIB, dado que o efeito positivo ocorre apenas nos períodos iniciais do horizonte de previsão, pondo em xeque a eficácia do crédito direcionado para a evolução da atividade econômica brasileira.

5 CONCLUSÕES

Através da análise da literatura econômica, constata-se que as decisões de política monetária do BC se materializam através de mudanças na taxa de juros de curto prazo. Tais mudanças exercem influência sobre o produto real da economia por meio de canais de transmissão, entre eles o do crédito.

Com efeito, observou-se uma importante transformação na economia brasileira ao longo da última década: o aumento da participação do crédito com recursos direcionados no saldo total de crédito da economia, que passou de 35,7% em março de 2007 para 50,1% em março de 2017. Este movimento pode ser atribuído particularmente à elevação expressiva das operações do BNDES e das concessões de financiamentos imobiliários.

Cabe salientar que as taxas de juros das operações de crédito com recursos direcionados são razoavelmente mais baixas do que as do crédito livre, que costumam acompanhar os movimentos dos juros básicos. Nessas circunstâncias, o principal instrumento de política monetária do Banco Central do Brasil, a taxa básica de juros,

não é capaz de influenciar significativamente o crédito direcionado, que, atualmente, representa aproximadamente 50% do total de crédito existente na economia, o que sugere uma redução da eficácia da política monetária doméstica, cujo poder de atuação se restringe ao crédito livre, que responde por metade do crédito concedido no País.

Frente a esse contexto, o objetivo deste ensaio foi realizar exercício capaz de avaliar se houve redução da eficácia da política monetária após o aumento da participação do saldo de crédito direcionado no saldo de crédito total da economia brasileira. Para tanto, após uma breve revisão da literatura e uma exposição da metodologia utilizada neste trabalho, foram realizadas as estimações, as quais foram operacionalizadas através de um modelo VAR e funções de impulso-resposta, seguindo o procedimento de Toda e Yamamoto (1995).

Com efeito, as dificuldades de se isolar os efeitos reais que exercem influência sobre a política monetária e de se identificar seus componentes exógenos, ou seja, aqueles que não são considerados na função de reação do BC, são alguns dos principais obstáculos associados à realização de estudos de avaliação da política monetária. Nesse sentido, quanto à identificação da influência do crédito sobre a política monetária, a opção, neste estudo, foi utilizar um modelo econométrico para tal, dado que, nesta situação, é possível obter a desagregação de seus componentes endógenos e exógenos. O modelo escolhido para ser utilizado neste estudo foi o de Vetores Autoregressivos (VAR), o qual não impõe uma estrutura rígida de causalidade entre as variáveis, sendo possível traçar relações entre todas elas, o que se revela bastante interessante para fins de estimação. Aqui, caba salientar que o foco deste estudo não está na análise dos coeficientes do VAR, mas sim nas funções de impulso-resposta resultantes de sua estimação, as quais permitem que se identifique como uma variável responde a um impulso (ou choque) em outra. No caso desta pesquisa, o principal objetivo é verificar como a taxa básica de juros responde a um choque no volume de crédito direcionado.

A respeito da avaliação da estacionariedade, da causalidade e da cointegração das variáveis utilizadas, adotou-se o procedimento de Toda e Yamamoto (1995). Uma de suas principais vantagens reside no fato de que pode ser utilizado em séries cointegradas, não cointegradas ou em séries com diferentes ordens de integração, eliminando a necessidade de implementação de testes de raiz unitária.

No que diz respeito à tempestividade, a amostra utilizada nas estimações se iniciou em março de 2007, encerrando em maio de 2017, período com uma política monetária constante em termos qualitativos, uma vez que, neste interregno, não houve

mudança de regime de política monetária, vigorando o RMI. Em termos de modelagem, por sua vez, foram estimados três modelos: i) um Modelo Geral (MG), o qual considerou como variáveis endógenas a taxa básica de juros, o produto, o nível de preços, a taxa de câmbio e variáveis de crédito livre e direcionado; ii) um Modelo de Economia Aberta (MEA), o qual levou em conta, além das variáveis do MG, o Risco-País como variável endógena, e a inflação externa e a taxa básica de juros norte-americana como variáveis exógenas; e iii) um Modelo com Expectativas (ME), que considerou, além das variáveis do MG, as expectativas para a taxa de juros e para a inflação oficial, ambas endógenas.

Com relação aos resultados, partiu-se da identificação das relações de causalidade mais importantes para o atingimento do objetivo da pesquisa, isto é, as que envolvem SELIC e CD. Em um segundo momento, realizou-se a análise das funções de impulso-resposta que envolvem tais variáveis. Em termos de interpretação, cada um dos gráficos das funções de impulso-resposta indica a resposta de uma variável, em percentual (exceto no caso da variável SELIC, que deve ser lida em pontos percentuais), a um choque de um desvio-padrão em outra variável.

No que diz respeito às variáveis que causam SELIC, verificou-se que IPCA e CL causam SELIC nos três modelos estimados. Constata-se, no caso do IPCA, que a autoridade monetária, ao deparar-se com um choque no nível de preços, costuma promover ciclos de ajuste (ainda que tais ciclos sejam pautados pela suavização no que diz respeito às decisões de política monetária) em sua taxa de juros, o que corrobora com a hipótese de que o componente inercial ainda se faz presente na inflação brasileira. No caso de CL, a resposta predominantemente negativa de SELIC a um choque em CL sugere que autoridade monetária nem sempre atua no sentido de conter uma forte expansão de CL e, conseqüentemente, evitar episódios inflacionários.

Quanto às variáveis causadas por SELIC, destaque para PIB e EMBI. No caso do PIB, observou-se que elevações da taxa de juros pela autoridade monetária tendem a apresentar efeito mais contracionista na atividade econômica, o qual acaba por se dissipar ao longo do tempo. A respeito da resposta de EMBI a um choque em SELIC, os resultados demonstraram que, inicialmente, alterações na taxa de juros exercem influência negativa sobre o Risco-País, a qual se reduz ao longo do tempo, até acomodar-se. Ao longo do tempo, tais modificações nos juros passam a repercutir em redução do Risco-País. Neste caso, pode-se supor que, quando este efeito positivo ocorre, possivelmente os agentes econômicos já assumiram que o BC tomou sua decisão

corretamente, isto é, que um aumento de juros se fazia realmente necessário frente à conjuntura do momento.

A respeito das variáveis que causam CD, observou-se que a resposta de CD a um choque em IPCA cai de forma expressiva nos períodos iniciais em todos os modelos estimados, sendo que, depois disso, essa resposta cai e oscila menos intensamente até o final do horizonte de previsão, revelando que, inicialmente, o crédito livre se reduz quando a inflação aumenta. Em seguida, o crédito livre passa a apresentar elevação e, posteriormente, relativa estabilização. Quanto às variáveis causadas por CD, destaca-se o PIB, sendo que, em todos os modelos estimados, o efeito de um aumento do crédito direcionado resulta predominante em redução do PIB, dado que o efeito positivo ocorre apenas nos períodos iniciais do horizonte de previsão, pondo em xeque a eficácia do crédito direcionado para a evolução da atividade econômica brasileira.

Por fim, cabe ressaltar que, de acordo com os testes de Wald implementados, a causalidade entre SELIC e CD não se revelou significativa em nenhum dos sentidos, sendo que apenas CL é influenciado pela política monetária.

Nesse horizonte, os principais resultados da pesquisa revelaram que, apesar da maioria das variáveis consideradas terem apresentado reação esperada à ação da autoridade monetária (isto é, a uma mudança nos juros), o mesmo não ocorre quando há uma mudança no crédito direcionado, o que corrobora com a hipótese principal desta pesquisa, qual seja, de que a partir de 2007 apenas o crédito livre se modifica quando há mudança na política monetária brasileira.

REFERÊNCIAS

Arquette, L.; Jayme-Jr, F (2003). **Política monetária, preços e produto no Brasil (1994-2002): Uma aplicação de vetores auto-regressivos**. In XXXI Encontro Nacional de Economia da ANPEC.

AUEL, M. C.; MENDONÇA, H. F. Macroeconomic relevance of credit channels: Evidence from an emerging economy under inflation targeting. **Economic Modelling**, 28(3), 965-979, 2011.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Sistema Gerenciador de Séries Temporais**. Disponível em < <https://www.bcb.gov.br/conteudo/home-ptbr/FAQs/FAQ%209-Risco%20Pa%C3%ADs.pdf>>. Acesso em 12 de maio de 2017.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Série Perguntas Mais Frequentes: Risco-País.** Disponível em <<https://www.bcb.gov.br/conteudo/home-ptbr/FAQs/FAQ%2009-Risco%20Pa%C3%ADs.pdf>> Acesso em 24 de outubro de 2017.

BANCO NACIONAL DE DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO E SOCIAL. **Fontes de recursos.** Disponível em <http://www.bndes.gov.br/wps/portal/site/home/transparencia/fontes-de-recursos/fontes-recursos!/ut/p/z0/fY7JDoIwGISfxQNH8ldEE4NawRi4sFgL00pBerSQltc3l7QEG8eZ8k3AwRSIIrdZcmc1IpdO30iMxrPo9U23KN4c0BjhKfRGh-X0QQFIeyA_C90hMAki6QEUjNX-VIVGtJCKyesbwRvjdW2b8lz0xAMhPfR00GaqVxYKpV10rX888dDlb4JDznDIK2ZEYpL5qEvjeaCDsDB-y3UF5K9Hnj0Bi3LVM8!>>. Acesso em 13 de maio de 2017.

Bernanke, B.; Gertler, M (1995). Inside the black box: the credit channel of monetary policy transmission. **Journal of Economic Perspectives**, 9, 27-48.

Bernanke, B.; Mihov, I (1998). Measuring monetary policy. **Quarterly Journal of Economics**, 103, 869-902.

BONOMO, M.; BRITO, R.; MARTINS, B. Macroeconomic and Financial Consequences of the After Crisis Government-Driven Credit Expansion in Brazil. **BCB Working Paper Series n. 378**, p. 1-42, december, 2014.

BONOMO, M.; MARTINS, B. The Impact of Government-Driven Loans in the Monetary Transmission Mechanism: what can we learn from firm-level data? Banco Central do Brasil, **Texto para discussão nº 419**, 2016.

BORGES, B. L. Como reduzir o juro estrutural no Brasil: o caminho das pedras. **Blog do Instituto Brasileiro de Economia (IBRE)**, março de 2017. Disponível em <<http://blogdoibre.fgv.br/posts/como-reduzir-o-juro-estrutural-no-brasil-o-caminho-das-pedras>>. Acesso em 4 de maio de 2017.

BUENO, R. L. S. **Econometria de séries temporais**. São Paulo: Cengage Learning, 2011.

Carneiro, D. D.; Salles, F. M.; Wu, T. H (2006). Juros, câmbio e as imperfeições do canal do crédito. *Economia Aplicada*, 10, 7-23.

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, 123-160.

Christiano, L. J; Eichenbaum, M.; Evans, C (1999). Monetary policy shocks: what have we learned and to what end? In **Handbook of Macroeconomics**. Elsevier Science, North Holland.

Cushman, D. O.; Zha, T (1997). Identifying monetary policy in a small open economy under flexible exchange rates. **Journal of Monetary Economics**, 39, 433-448.

Dedola, L.; Lippi, F (2005). The monetary transmission mechanism: evidence from the industries of five OECD countries. **European Economic Review**, 49, 1543-1569.

Enders, W (2004). **Applied econometric time series**, Hoboken.

Freixas, X.; Rochet, J (1999). **Microeconomics of banking**. MIT Press.

Graminho, F. M.; Bonomo, M. A (2002). **O canal de empréstimos bancários no Brasil: uma evidência microeconômica**. In XXX Encontro Nacional de Economia da ANPEC.

LIMA, D. C.; BARBOSA, F. H. **Direcionamento de crédito e eficiência da política monetária no Brasil**. Destaque Depec – Bradesco, ano XIV, n. 170, 8 de fevereiro de 2017.

LUNDBERG, E. L. Bancos Oficiais e Crédito Direcionado – o que diferencia o mercado de crédito brasileiro? Banco Central do Brasil, **Trabalho para discussão nº 258**, p. 1-39, novembro de 2011.

MARQUETTI, A. A.; KOSHIYAMA, D.; ALENCASTRO, D. O aumento da lucratividade expande a acumulação de capital? Uma análise de causalidade de Granger para países da OCDE. **Revista de Economia Contemporânea (REC)**, Rio de Janeiro, v. 13, n. 3, p. 367-390, 2009.

MAVROTAS, G.; KELLY, R. Old wine in new bottles: testing causality between savings and growth. **The Manchester School**, Manchester, v. 69, supp., p. 97- -105, 2001.

MELLO, L.; PISU, M. The bank lending channel of monetary transmission in Brazil: A VECM approach. **The Quarterly Review of Economics and Finance**, 50(1), p. 50-60, 2010.

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

MORAIS, I. A. C.; HINGEL, R. R. (Org.). **A crise econômica internacional e os impactos no Rio Grande do Sul**. Viamão: Entremeios, 2009.

MORRONE, H. As exportações estimulam a produtividade? Uma análise de causalidade de Granger para a manufatura gaúcha. **Indicadores Econômicos FEE**, Porto Alegre, v. 42, n. 2, p. 45-56, 2014.

NUNES, A. F. N. **Três ensaios sobre intermediação financeira em modelos DSGE aplicados ao Brasil**. Tese de Doutorado em Economia – Universidade Federal do Rio Grande do Sul – UFRGS. Porto Alegre: 2015.

ROSAS, R. Brasil está em recessão desde 2º trimestre de 2014, nota comitê da FGV. **Jornal Valor Econômico**, 04 de agosto de 2015. Disponível em: <<http://www.valor.com.br/brasil/4163592/brasil-esta-em-recessao-desde-2-trimestre-de-2014-nota-comite-da-fgv>>. Acesso em 13 de maio de 2017.

SCHWARTSMAN, A. Sobre Jabutis e Jabuticabas. **Jornal Valor Econômico**, 07 de julho de 2011.

SILVA, A. M. L. **Crédito Direcionado e Política Monetária: Uma Aplicação do Modelo de Vetores Auto Regressivos**. Trabalho de Conclusão de Cursos em Economia – Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro. Rio de Janeiro: 2015.

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

SOUZA SOBRINHO, N. Uma avaliação do canal de crédito no Brasil. **Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social**, 2003.

TAKEDA, T.; ROCHA, F.; NAKANE, M. I. The reaction of bank lending to monetary policy in Brazil. **Revista Brasileira de Economia**, 59(1), p. 107-126, 2005.

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

Tomazzia, E. C.; Meurer, R. O mecanismo de transmissão da política monetária no Brasil: uma análise em VAR por setor industrial. **Economia Aplicada**, v. 13, n. 4, 2009, pp. 371-398.

YAMADA, H.; TODA, H. Inference in Possibly Integrated Vector Autorregressive Models: Some Finite Sample Evidence. **Journal of Econometrics**, n. 86, p. 55-95, 1998.