

Oferta de crédito rural livre

Modelo VAR¹

Guilherme André Peleglini Rocha²
Vitor Augusto Ozaki³
Daniel Lima Miquelluti⁴

Resumo – Cerca de 80% dos recursos tomados pelos produtores rurais são da modalidade regulada, mas, há interesse, do lado do governo, de aumentar a participação do mercado livre na concessão de recursos para o setor agropecuário. Nesse contexto, o principal objetivo deste trabalho foi entender quais são as variáveis que exercem influência direta na oferta de crédito rural a juros livres no Brasil. Para isso, estimou-se um modelo VAR, com as seguintes variáveis: crédito rural livre; IBC-BR; IGP-DI; inadimplência; taxa de juros livre; e taxa de juros regulada. Os resultados mostram que as taxas de juros reguladas exercem impacto negativo na oferta de crédito rural livre. A inadimplência e a inflação corroboram os resultados encontrados na literatura, enquanto a atividade econômica não exerceu impacto.

Palavras-chave: política agrícola, política creditícia, política rural.

Free rural credit offer: VAR model

Abstract – About 80% of the financial resources borrowed by agricultural producers are regulated. However, the Brazilian government is interested in the increase of the participation of the free market on the offering of credit to the agricultural sector. In this context, the main objective of this work was to understand which variables exert a direct influence on the offer of rural credit at free interest rates in Brazil. To do so, a VAR model was estimated with the following variables: free rural credit; IBC-BR; IGP-DI; default; free interest rate; regulated interest rate. The results showed that the regulated interest rates have a negative impact on the supply of free rural credit. Default and inflation corroborate the results found in the literature, while the economic activity had no impact.

Keywords: agricultural policy, credit policy, rural policy.

Introdução

Desde o início da década de 1990, o governo brasileiro tenta estimular o aumento da participação do setor privado no mercado de crédito rural. A ideia é que o Estado atue como agente regulador e não mais como gerador dos

recursos, como acontecia nas décadas de 1970 e 1980 (Cardoso, 2018). Com isso, diversos instrumentos de financiamento privados surgiram nesse período.

Em 1994, foi criada a Cédula de Produto Rural (CPR) na modalidade física (Brasil, 1994).

¹ Original recebido em 2/1/2022 e aprovado em 18/3/2022.

² Universidade de São Paulo. E-mail: guilhermerocha_7@hotmail.com

³ Universidade de São Paulo. E-mail: vitorozaki@hotmail.com

⁴ Universidade de São Paulo. E-mail: danielmiquelluti@yahoo.com.br

Já em 2004, pela lei 11.076 (Brasil, 2004), foram criados cinco títulos de financiamento: Certificado de Depósito Agropecuário e Warrant Agropecuário (CDA/WA); Letra de Crédito do Agronegócio (LCA); Certificado de Recebíveis do Agronegócio (CRA); e Certificado de Direitos Creditórios do Agronegócio (CDCA).

Além disso, a participação dos bancos privados no repasse do crédito rural cresceu significativamente. Em 1995, o valor dos empréstimos dos bancos privados representava 12,3% do total de crédito bancário agropecuário, contra 87,7% dos bancos públicos (Silva & Lapo, 2012). Já em 2019, os números eram 45% e 55%, respectivamente (Bacen, 2020).

Mesmo com a crescente participação dos agentes privados no setor, os recursos tomados pelos produtores rurais são majoritariamente regulados pelo governo. No Plano Agrícola e Pecuário (PAP) 2018/2019, foram disponibilizados R\$ 191,1 bilhões para o crédito rural, R\$ 153,7 bilhões (80%) dos quais a juros controlados e R\$ 37,4 bilhões (20%) a juros livres (Brasil, 2018).

O objetivo principal deste trabalho foi entender se, ao mesmo tempo que o governo ajudou os produtores rurais no acesso ao crédito, pela política de equalização da taxa de juros, ele atrapalhou o desenvolvimento do mercado do crédito rural a juros livres.

Em outras palavras, almeja-se responder: as taxas de juros reguladas do crédito rural exercem alguma influência negativa sobre a oferta do crédito rural a juros livres? De maneira complementar, busca-se avaliar econometricamente a influência de variáveis determinantes para a oferta de crédito⁵: atividade econômica do Brasil (IBC-BR); inadimplência; e inflação.

Este estudo pode auxiliar os formuladores de políticas públicas a entenderem os pontos a serem analisados mais minuciosamente para

fazer crescer a oferta de crédito rural a juros livres no País. Para isso, fez-se uma análise, para o período de março de 2011 a outubro de 2019, como emprego da metodologia econométrica de vetores autorregressivos (VAR). O método para a identificação correta da oferta do crédito rural livre é baseado no método proposto por Walsh & Wilcox (1995).

Referencial teórico

Relação de substitutibilidade entre o crédito rural livre e o crédito rural regulado

A curva de oferta, amplamente estudada em microeconomia, informa a quantidade de mercadoria que os produtores estão dispostos a vender a determinado preço. Já a curva de demanda ilustra quanto os consumidores desejam comprar à medida que muda o preço unitário. Além da relação preço/quantidade, outros fatores podem influenciar as curvas de oferta e demanda de um determinado bem: custos de produção; renda; bens substitutos; e bens complementares, por exemplo (Pindyck & Rubinfeld, 2013).

No caso específico do crédito, define-se preço como a taxa de juros vigente e a quantidade como o montante monetário transacionado. Para o caso do crédito rural, supõe-se aqui que as modalidades livre e regulada se comportam de maneira semelhante a dois bens substitutos (concorrentes)⁶. Os dois tipos de crédito são utilizados para as mesmas finalidades, distinguindo-se apenas pelos prazos, preços e condições.

Pode-se presumir que o consumidor sempre vai optar pelo bem mais barato (considerando que não exista assimetria de informação). O produtor rural só não vai usar a modalidade de crédito regulado, que possui as menores

⁵ Variáveis selecionadas na literatura tradicional de crédito (Fucidji & Prince, 2009; Tabak et al., 2010; Guo & Stepanyan, 2011; Imran & Nishat, 2013; Telles, 2017).

⁶ Além do crédito rural livre e regulado, o crédito rural não oficial e os recursos tomados no mercado financeiro fazem parte da relação de substituição entre os bens.

taxas de juros, caso não consiga ter acesso a esse benefício, algumas vezes pela burocracia excessiva.

De acordo com o Manual de Crédito Rural (MCR) (Bacen, 2022d), muitos documentos podem ser exigidos do produtor rural: idoneidade; orçamento, plano ou projeto; oportunidade, suficiência e adequação dos recursos; observância de cronograma de utilização e de reembolso; fiscalização pelo financiador.

Estabelecida a relação de substitutibilidade, espera-se que o aumento do preço de um bem (crédito rural regulado) produza crescimento da quantidade demandada do outro (crédito rural livre). Esse movimento pode ser representado por meio do deslocamento da curva de demanda para a direita (Figura 1), oriundo da relação de equilíbrio entre oferta e demanda do segundo bem (crédito rural livre).

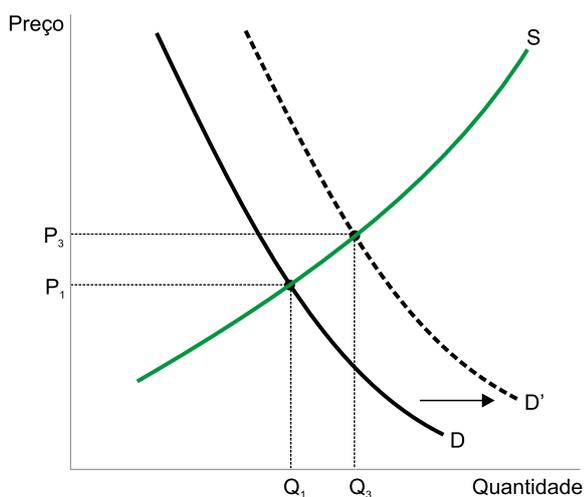


Figura 1. Deslocamento da curva de demanda ocasionado pelo aumento do preço de um bem substituto.

Fonte: Pyndyck & Rubinfeld (2013).

Depois do deslocamento da curva de demanda, o mercado se equilibra com uma maior quantidade ofertada do bem, passando de Q_1 para Q_3 , e com um maior preço (P_3). Além dessa relação, a política monetária vigente pode afetar

a quantidade de crédito disponível. Na literatura, a teoria que defende essa conexão é denominada canal de crédito, explorada a seguir.

Teoria do canal de crédito

A visão tradicional do mecanismo de transmissão de política monetária, por meio da taxa de juros, é vista como ensinamento padrão em macroeconomia. A visão keynesiana pode ser descrita pela seguinte relação: uma política monetária expansionista leva a uma queda da taxa de juros real por consequência de uma diminuição do custo do capital. Desse modo, os gastos com investimento aumentam, levando a uma elevação da demanda agregada e, portanto, do produto (Mishkin, 1995; Sato, 2013).

Essa visão tradicional ainda é adotada pelos formuladores de política monetária para influenciar o custo de capital e, conseqüentemente, afetar as decisões de gastos das famílias e investimentos das empresas. Porém, alguns autores argumentam que essa visão é incompleta, já que esse modelo não consegue explicar satisfatoriamente a magnitude, o *timing* e a composição dos efeitos de choques de política monetária na economia (Bernanke & Gertler, 1995; Sato, 2013).

Essa insatisfação em relação à teoria tradicional levou diversos economistas a estudarem imperfeições e a trajetória do mercado de crédito para explicar os efeitos da política monetária. Surge então a teoria do canal de crédito, que amplifica a propagação dos impactos de variações das taxas de juros. Esse canal complementa a visão tradicional de política monetária e não deve ser visto como alternativa à visão convencional (Sato, 2013).

De acordo com essa teoria, a política monetária não afeta apenas a taxa de juros, mas também o Prêmio de Financiamento Externo (*spread*)⁷. Colabora para explicar, de uma maneira mais satisfatória, a interação entre alterações

⁷ Esse prêmio consiste na diferença entre os custos dos recursos captados externamente (emissão de títulos) e os custos dos recursos gerados internamente (retenção de lucros) (Evangelista & Araújo, 2018).

das taxas de juros e variáveis reais da economia. A sua magnitude representa as imperfeições do mercado que surgem da relação presente entre a expectativa de retorno dos emprestadores e os custos de capital com que se deparam os tomadores de empréstimo (Evangelista & Araújo, 2018).

Desse modo, uma alteração na política monetária que aumente ou diminua a taxa de juros de *open market* tende a variar o prêmio de financiamento externo para a mesma direção. O impacto direto da taxa de juros sobre o custo dos empréstimos e, conseqüentemente, sobre os gastos reais e a atividade real é potencializado por alterações no prêmio de financiamento externo (Bernanke & Gertler, 1995; Evangelista & Araújo, 2018).

Bernanke & Gertler (1995) apresentam dois meios de relação entre as ações do Banco Central e o prêmio de financiamento externo: por meio do balanço das empresas (*balance sheet*) e por meio dos empréstimos bancários (*banking lending channel*). Souza Sobrinho (2003, p.12) afirma que o primeiro

[...] é uma explicação mais geral para o canal de crédito, pois supõe que todas as fontes externas de financiamento (incluindo o empréstimo bancário) são substitutas imperfeitas para os fundos internos da firma (geração de caixa e lucros retidos).

Para o autor, o segundo

[...] é um caso particular do *broad credit channel*, pois enfatiza as implicações de apenas uma fonte de financiamento externo (a oferta de crédito bancário) para a transmissão de política monetária.

Sato (2013) afirma que, caso aconteça queda da oferta de crédito, espera-se que o prêmio aumente (custos para encontrar um novo emprestador e estabelecer relação, por exemplo) e a atividade econômica desacelere. Para a autora, a questão controversa nesse canal é se a política monetária consegue afetar significativamente a oferta de crédito por parte dos bancos. Portanto,

para que isso aconteça, é preciso admitir que os bancos não conseguem substituir facilmente sua fonte de financiamento quando a taxa referencial é elevada.

Para que o canal de crédito exista, duas condições são necessárias: em primeiro lugar, algumas firmas devem ser dependentes do crédito bancário e, assim, não conseguem facilmente encontrar outra forma de financiamento; em segundo, as ações de política monetária devem ter efeitos diretos sobre a oferta de crédito (Sato, 2013).

Satisfeitas essas condições, o canal pode ser sintetizado da seguinte forma: em uma política monetária contracionista ($M\downarrow$), com aumento das taxas de juros ($i\uparrow$) capaz de provocar redução nos depósitos bancários, aumentariam os problemas de seleção adversa e risco moral ($SA\uparrow$ & $RM\uparrow$), o que aprofundaria o grau de assimetria de informação do mercado e, como consequência, reduziriam os empréstimos bancários ($Eb\downarrow$). Esse processo provoca aumento do prêmio de financiamento externo, que comprometeria os gastos em consumo ($C\downarrow$) e investimento ($I\downarrow$), gerando uma redução da demanda agregada e, como consequência, a queda do produto da economia ($Y\downarrow$) (Evangelista & Araújo, 2018). Esquemáticamente:

$M\downarrow \rightarrow i\uparrow \rightarrow SA\uparrow \text{ \& \ } RM\uparrow \rightarrow Eb\downarrow \rightarrow C\downarrow \text{ e } I\downarrow \rightarrow Y\downarrow$

Estabelecida a relação das variáveis macroeconômicas com a disponibilidade de crédito, é preciso entender qual é a melhor maneira de identificar a oferta desse bem. Walsh & Wilcox (1995) usaram choques na taxa de juros de mercado como *proxy* para identificar a oferta de empréstimos. Esta pesquisa se valerá da mesma estratégia, já que esse procedimento de identificação da oferta de crédito é a principal contribuição dos autores para a literatura do canal de crédito.

Evangelista & Araújo (2018) explicam resumidamente a ideia:

[...] em uma situação de aperto monetário, caso os bancos não consigam recursos alternativos para manter os níveis de crédito no mes-

mo nível que antes do choque, eles terão que reduzir a oferta de crédito, como já discutido. Dessa forma, um aumento da Selic irá aumentar a taxa de juros de mercado, pois os bancos irão querer compensar a perda de rentabilidade causada pela redução da diferença entre as duas taxas. Assim, a elevação da taxa de juros de mercado irá refletir um choque negativo de oferta de crédito (Evangelista & Araújo, 2018, p.12).

Segundo os autores, o argumento de que a taxa de juros de mercado reflete a oferta de crédito é válido para o caso brasileiro, quando se observa a influência da inflação no mercado de crédito no País:

No período de alta inflação, entre o início dos anos 1980 até meados da década de 1990, o volume de crédito concedido era baixo, pois as taxas de juros do mercado eram altas para compensar a perda de receita do emprestador no período. Já nos anos 2000, a estabilidade dos preços alcançada por meio do Plano Real permitiu ao setor bancário reduzir as taxas de juros, proporcionando uma maior oferta de crédito em relação à década anterior (Evangelista & Araújo, 2018, p.12).

Revisão de literatura

Os estudos empíricos, para entender quais são as variáveis que exercem influência sobre a disponibilidade de crédito, começaram com Kahyap et al. (1993), que verificaram os efeitos de uma política monetária restritiva com base na composição de financiamento externo das firmas. Concluíram que a oferta de crédito é reduzida a partir de uma política monetária contractionista e, como consequência, também os investimentos e a demanda agregada.

Souza Sobrinho (2003) apresentou evidências empíricas para o *bank lending channel* no Brasil no pós-Plano Real. Por meio de análise da função impulso-resposta, concluiu que os ban-

cos reduzem a oferta de crédito e aumentam o *spread* em resposta a um arrocho monetário, o que afeta negativamente a atividade econômica.

Takeda (2003), que avaliou os efeitos da política monetária sobre a oferta de crédito, aponta a existência de uma correlação positiva entre a oferta de crédito e o PIB industrial e uma correlação negativa entre a oferta de crédito e a taxa de inflação do IPCA.

Blum & Nakane (2005) analisaram o impacto do requerimento de capital na oferta de crédito e concluíram que o Índice de Brasília⁸ está positivamente correlacionado com essa variável, ou seja, bancos mais capitalizados e com menos custos de regulação ofertam mais crédito, *ceteris paribus*.

Fucidji & Prince (2009) mostraram evidências empíricas do comportamento do crédito bancário. Os principais resultados apontam para uma correlação inversa entre operações de crédito e aplicações em títulos públicos e uma correlação positiva entre grau de alavancagem e PIB a preços constantes, de um lado, e operações de crédito, de outro.

Tabak et al. (2010) mostraram que durante os períodos de afrouxamento/aperto da política monetária, os bancos aumentam/diminuem seus empréstimos. Esse estudo traz evidências empíricas para a existência do *bank lending channel*.

Guo & Stepanyan (2011) examinaram mudanças no crédito bancário em uma ampla gama de economias emergentes. Os resultados mostraram que financiamentos nacionais e estrangeiros, crescimento econômico, saúde financeira dos bancos⁹ e uma política monetária expansionista contribuem para o crescimento do crédito. Já uma alta taxa de inflação aumenta o crédito nominal e prejudica o crescimento real do crédito.

Ianaze (2011) analisou se as características específicas dos bancos (liquidez e tamanho) in-

⁸ Mede a saúde financeira de uma instituição com uma relação entre capital próprio e de terceiros.

⁹ Percentual de inadimplência das instituições financeiras.

fluenciavam a qualidade do crédito de suas carteiras em momentos de aperto monetário. Além disso, o estudo usou dados mais recentes para atualizar o trabalho de Takeda (2003). O autor conclui que: o aumento da taxa Selic causa redução da oferta de crédito total; variações positivas nas taxas de inflação causam redução da oferta de crédito; e o volume de crédito de baixa qualidade é reduzido em momentos de apertos monetários.

Mendonça & Sachsida (2013), que estimaram o sistema de oferta e demanda de crédito bancário no Brasil, observaram os sinais esperados para a inadimplência, a taxa de captação e a inflação nas funções de oferta de crédito para os segmentos de crédito pessoa física (PF) e pessoa jurídica (PJ).

Imran & Nishat (2013) identificaram empiricamente os fatores que explicam o crédito bancário às empresas em diferentes ambientes financeiros. Os resultados indicam que o passivo externo, os depósitos domésticos, o crescimento econômico, a taxa de câmbio, as condições monetárias, a saúde financeira e a liquidez dos bancos estão significativamente associados ao crédito bancário.

Telles (2017) identificou os determinantes da oferta de crédito privado no Brasil em 2010–2017 e concluiu que o grau de alavancagem dos bancos, o montante de depósitos à vista, o Produto Interno Bruto (PIB) e a taxa de câmbio têm impacto positivo sobre a oferta de crédito privado.

Base de dados

Com base na literatura, foram escolhidas cinco variáveis para esta pesquisa (além do próprio crédito rural livre). A base de dados consiste em séries temporais com frequência mensal, de março de 2011 a outubro de 2019 (104 observações). Esse intervalo é consequência da disponibilidade dos dados, ou seja, o maior período para o qual estão disponíveis todas as variáveis:

- IBC-BR – 24363 – Índice de atividade econômica do Banco Central (Bacen, 2022c).

- INFLAÇÃO – IGP-DI (Ipea, 2022).
- JUROS-MERCADO – 25494 – Taxa média mensal de juros das operações de crédito com recursos direcionados – Pessoas Físicas – Crédito rural com taxas de mercado (Bacen, 2022e).
- JUROS-REGULADOS – 25495 – Taxa média mensal de juros das operações de crédito com recursos direcionados – Pessoas Físicas – Crédito rural com taxas reguladas (Bacen, 2022f).
- INADIMPLÊNCIA – 21146 – Inadimplência da carteira de crédito com recursos direcionados – Pessoas Físicas – Crédito rural com taxas de mercado (Bacen, 2022b).
- CRÉDITO-RURAL-LIVRE – 20699 – Concessão de crédito com recursos direcionados – Pessoas Físicas – Crédito rural com taxas de mercado (Bacen, 2022a).

Quanto ao tratamento das séries, pode-se destacar:

- 1) A série CRÉDITO-RURAL-LIVRE representa o montante monetário em termos reais. O valor foi corrigido com base em outubro de 2019 pelo IGP-DI.
- 2) As séries JUROS-MERCADO e JUROS-REGULADOS representam valores reais, descontada a inflação (IGP-DI) do período.
- 3) As séries IBC-BR, INFLAÇÃO, INADIMPLÊNCIA e CRÉDITO-RURAL-LIVRE foram ajustadas sazonalmente pelo pacote X-13ARIMA-SEATS, no *software* R (Sax, 2016).

A ordenação das variáveis foi feita com base nos estudos de Walsh & Wilcox (1995), Souza Sobrinho (2003), Sato (2013) e Evangelista & Araújo (2018). O arranjo segue a seguinte ordem: IBC-BR; IGP-DI; INADIMPLÊNCIA; JUROS-REGULADOS; JUROS-MERCADO; CRÉDITO-RURAL-LIVRE.

O IBC-BR é a variável mais exógena do sistema, não sofrendo influência contemporânea das

demais. A variável IGP-DI sofre efeitos contemporâneos apenas do IBC-BR. A INADIMPLÊNCIA é afetada de maneira contemporânea pelas variáveis IBC-BR e IGP-DI. A variável JUROS-REGULADOS sofre os efeitos contemporâneos das variáveis IBC-BR, IGP-DI e INADIMPLÊNCIA. A variável JUROS-MERCADO é afetada de maneira contemporânea por IBC-BR, IGP-DI, INADIMPLÊNCIA e JUROS-REGULADOS. Por último, o CRÉDITO-RURAL-LIVRE é a variável mais endógena do sistema, sofrendo efeitos contemporâneos de todas as outras.

Metodologia

Empregou-se aqui a metodologia de vetores autorregressivos (VAR), que é um sistema de equações que determina as inter-relações entre as variáveis do modelo, e não as estimativas dos parâmetros em si (Caldarelli, 2010). Com esse modelo, é possível gerar os seguintes resultados: funções impulso-resposta; decomposição da variância; e causalidade de Granger.

Segundo Bueno (2012), são necessárias as seguintes pressuposições para se estimar um modelo VAR: as variáveis devem ser estacionárias e os erros devem ter comportamento de ruído branco. Para o autor, pode-se expressar um modelo autorregressivo de ordem p por um vetor n de variáveis endógenas, X_t , que estão conectadas entre si por meio de uma matriz A , conforme a equação

$$AX_t = B_0 + \sum_{i=1}^p B_i X_{t-i} + B \epsilon_t \quad (1)$$

em que A é uma matriz $n \times n$ que define as restrições contemporâneas entre as variáveis que constituem o vetor $n \times 1$, X_t ; B_0 é um vetor de constantes $n \times 1$; B_i são matrizes $n \times n$; B é uma matriz diagonal $n \times n$ de desvios padrão; e ϵ_t é um vetor $n \times 1$ de perturbações aleatórias não correlacionadas entre si contemporânea ou temporalmente.

A equação 1 expressa a forma estrutural do modelo VAR, mas necessita-se da forma reduzida para estimar o modelo, por conta da endogeneidade das variáveis (Bueno, 2012). Multiplicando a equação por A^{-1} ,

$$X_t = A^{-1} B_0 + \sum_{i=1}^p A^{-1} B_i X_{t-i} + A^{-1} B \epsilon_t \quad (2)$$

ou, agrupando os termos,

$$X_t = A_0 + \sum_{i=1}^p A_1 X_{t-i} + \epsilon_t \quad (3)$$

A equação 3 representa a forma reduzida do modelo VAR¹⁰, em que $A_0 = A^{-1} B_0$, $A_1 = A^{-1} B_i$ e $\epsilon_t = A^{-1} B \epsilon_t$. Desse modo, estimou-se o modelo a partir da ordenação de Cholesky. Esse método de ordenação implica que os choques que afetam a primeira variável também afetam de maneira contemporânea as demais, mas os choques sobre as demais variáveis não afetam a primeira. Os choques na segunda variável afetam as variáveis a partir da terceira, mas a segunda variável não é afetada pelos choques dessas variáveis. E assim por diante (Souza Sobrinho, 2003).

Com base na advertência publicada por Cavalcanti (2010), não se empregou aqui o teste de causalidade de Granger para identificar a ordenação das variáveis. O autor afirma que

[...] o conceito de causalidade de Granger não guarda necessariamente nenhuma relação com a ocorrência (ou não) de efeitos contemporâneos de uma variável sobre outra (Cavalcanti, 2010, p.253).

Por esse motivo, um modelo VAR que possui uma ordenação das variáveis baseada nos testes de causalidade de Granger apresenta uma ordenação causal contemporânea desacertada.

Além disso, os coeficientes do modelo VAR não serão diretamente interpretados, já que a existência de multicolinearidade os torna, em muitos casos, não significativos estatisticamente

¹⁰ Também conhecida como forma padrão.

(Evangelista & Araújo, 2018). As análises serão feitas com base nas funções impulso-resposta e na decomposição da variância dos erros.

De acordo com Mayorga et al. (2007, p.684-685),

Uma função impulso-resposta delinea o comportamento das séries incluídas no modelo VAR em resposta a choques ou mudanças provocadas por variáveis residuais.

Além disso, segundo Ishii (2009), a função impulso-resposta é escrita a partir de uma representação média móvel em que as variáveis do modelo são expressas em termos dos valores correntes e passados das perturbações aleatórias (ϵ_i). Pode-se representar a média móvel por

$$X_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} A^i + \epsilon_{t-i} \quad (4)$$

em que μ representa a média das variáveis escolhidas para o modelo. Nesta pesquisa, o horizonte de tempo escolhido para as funções foi de 48 meses, pois isso facilita a comparação dos momentos em que os choques se dissipam. O intervalo de confiança é de 95%.

A análise da decomposição de variância, por sua vez, permite verificar qual é a participação relativa de determinada variável na explicação da variância de outra variável do modelo (Vieira & Cardoso, 2007). Em outras palavras, a decomposição da variância exibe a evolução do comportamento dinâmico apresentado pelas variáveis do sistema econômico ao longo

do tempo. Ela permite separar a variância dos erros de previsão para cada variável em componentes que podem ser atribuídas a ela própria e às demais variáveis endógenas. Esse processo é determinado de forma isolada, apresentando em termos percentuais o efeito que um choque não antecipado sobre determinada variável tem sobre ela própria e as demais variáveis do sistema (Margarido et al., 2004).

Por fim, foram feitos os testes usuais de diagnósticos dos resíduos, cuja finalidade é confirmar a confiabilidade dos resultados: autocorrelação (Portmanteau); heterocedasticidade (White); e normalidade (Jarque-Bera).

Resultados

Análise dos dados e testes estatísticos

A Tabela 1 mostra as estatísticas descritivas das variáveis desta pesquisa.

O primeiro passo para aplicar a metodologia proposta, é verificar se as séries são estacionárias. A Tabela 2 mostra os resultados do teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF). Foram reportados todos os resultados do teste para as séries em nível e, no caso das séries diferenciadas, os resultados são reportados até que a hipótese nula seja rejeitada.

As séries INFLAÇÃO, JUROS-MERCADO e JUROS-REGULADOS são estacionárias em nível por rejeitarem a hipótese nula ao nível de significância de 1% em M3, com ten-

Tabela 1. Estatísticas descritivas.

Variável	Unidade	Média	Desvio padrão	Mínimo	Máximo
IBC-BR	Número índice	140,38	4,64	131,67	153,04
INFLAÇÃO	% ao mês	0,465	0,59	-1,196	1,832
JUROS-MERCADO	% ao mês (média)	0,618	0,62	-1,002	2,299
JUROS-REGULADOS	% ao mês (média)	0,051	0,62	-1,257	1,954
INADIMPLÊNCIA	% ao mês	2,784	1,18	1,439	6,584
CRÉDITO-RURAL-LIVRE	R\$ milhão ⁽¹⁾	456,15	585,74	55,349	3.330,189

⁽¹⁾ A preços do último mês.

Tabela 2. Resultados do teste de raiz unitária (ADF).

Variável	Defasagens	tau3	Φ_3	tau2	Φ_1	tau1	Defasagens	tau3
Nível							Diferença	
IBC-BR	1	-1,4 ^{ns}	1,1 ^{ns}	-1,16 ^{ns}	0,6 ^{ns}	-0,1 ^{ns}	1	-9,9***
INFLAÇÃO	1	-5,2***	14,0***	-5,2***	13,8***	-3,6***	-	-
JUROS-MERCADO	1	-5,1***	13,0***	-5,4***	14,7***	-3,3***	-	-
JUROS-REGULADOS	1	-5,2***	13,6***	-5,3***	14,3***	-5,3***	-	-
INADIMPLÊNCIA	1	-1,3 ^{ns}	1,2 ^{ns}	-1,5 ^{ns}	1,2 ^{ns}	-0,5 ^{ns}	1	-5,7***
CRÉDITO-RURAL-LIVRE	1	1,2 ^{ns}	3,3 ^{ns}	2,5 ^{ns}	4,9 ^{ns}	-2,3 ^{ns}	1	-7,9***

Notas: *** significância a 1%; ** significância a 5%; * significância de 10%; ^{ns} não rejeição da hipótese nula.

dência e intercepto. Porém, as séries IBC-BR, INADIMPLÊNCIA e CRÉDITO-RURAL-LIVRE se tornaram estacionárias em M3 apenas ao realizar a primeira diferença. O próximo passo seria fazer um teste de cointegração entre as variáveis, já que três delas não são estacionárias em nível. Todavia, seguindo Sims et al. (1990), isso não foi feito aqui. Segundo eles, a análise com modelos autorregressivos tem o propósito de determinar as relações entre as variáveis, e não os parâmetros estimados. Assim, não é necessário preocupar-se com a estrutura de cointegração entre as variáveis. Diversos autores seguem essa suposição: Bernake & Gertler (1995), Fonseca (2008), Dias Júnior & Denardin (2010) e Evangelista & Araújo (2018), por exemplo.

Quanto ao número de defasagens ótimas para o modelo, o critério de SC (Schwarz) apontou para duas defasagens. Entretanto, para evitar a presença de autocorrelação dos resíduos¹¹, decidiu-se utilizar três defasagens.

Funções impulso-resposta

Neste estudo, os impulsos foram dados nas variáveis IBC-BR, INFLAÇÃO, JUROS-REGULADOS, INADIMPLÊNCIA. A resposta é dada na variável JUROS-MERCADO, sendo ela

a *proxy* escolhida para representar a oferta desse bem.

De acordo com a teoria microeconômica anteriormente exposta, espera-se que o aumento em JUROS-REGULADOS produza crescimento da demanda de crédito rural livre e, posteriormente, da oferta de crédito rural livre. Além disso, de acordo com a teoria do canal de crédito, o aumento de IBC-BR deve gerar aumento da oferta de crédito; a alta da INFLAÇÃO deve produzir queda da oferta de crédito; e o aumento da INADIMPLÊNCIA deve causar recuo da oferta de crédito.

A Figura 2 mostra as funções impulso-resposta geradas pelo *software* Eviews (IHS Markit, 2022).

Depois de um choque em JUROS-REGULADOS, nota-se aumento imediato em JUROS-MERCADO, seguido de uma trajetória de queda até o terceiro período, que ultrapassa inclusive a linha de base. A partir disso, pode-se afirmar que esse comportamento confirma a suposição de que o crédito rural a juros livres e o crédito rural a juros regulados se comportam como dois bens substitutos (Figura 3).

Inicialmente, os dois bens estão em equilíbrio no ponto A. Depois de um choque no preço

¹¹ O teste de Portmanteau indicou autocorrelação dos resíduos com duas defasagens.

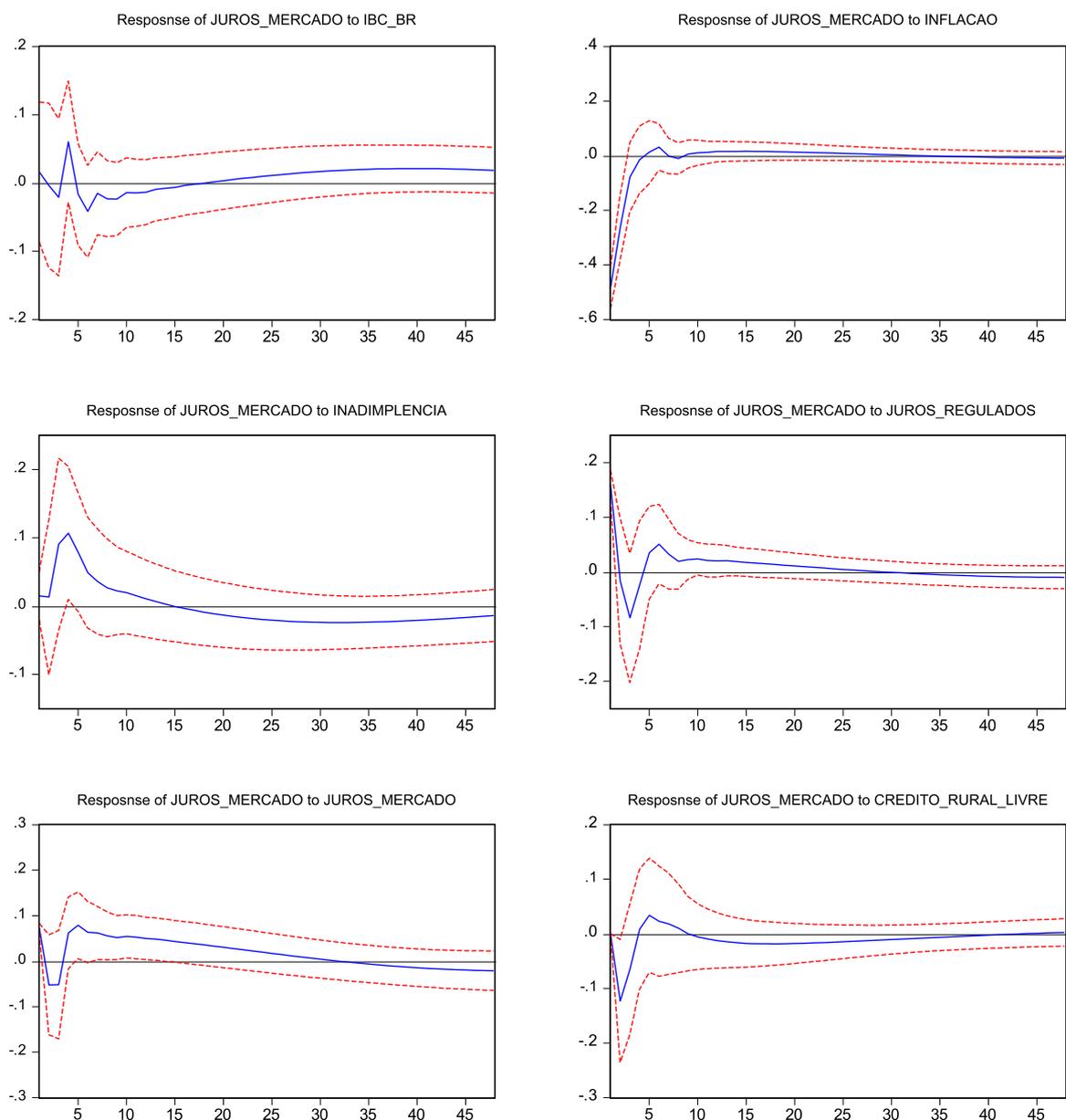


Figura 2. Funções de resposta da taxa de juros de mercado provenientes de impulsos nas demais variáveis.

do crédito rural regulado (taxa de juros), a curva de demanda do crédito rural a juros livres se desloca para a direita, como descrito anteriormente. A partir daqui, pode-se supor algumas relações de mercado.

Depois do choque, o mercado do crédito rural livre não está preparado para receber a demanda proveniente do crédito rural regulado, e isso gera um alta imediata do preço do bem ("es-

cashez do bem"), de A para B (a mesma quantidade Q1 com o preço superior P2). A partir desse ponto, o preço do crédito é maior do que o preço de equilíbrio inicial, o que torna atrativa a entrada de outros agentes no mercado e gera aumento gradativo da oferta. Esse aumento é representado pela queda da taxa de juros de mercado na função impulso-resposta, período 0 até o período 3.

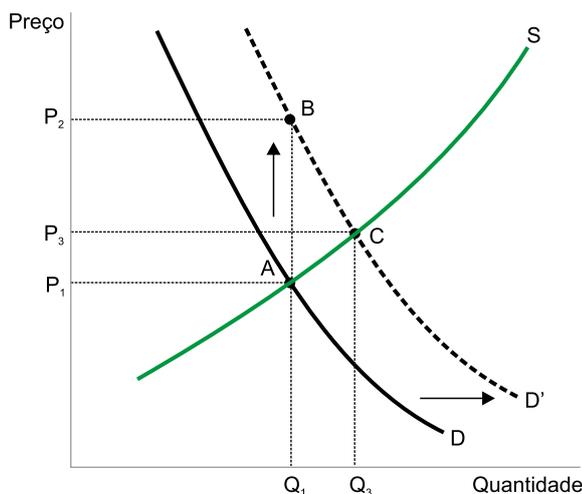


Figura 3. Deslocamento da curva de demanda ocasionado pelo aumento do preço de um bem substituto – novo equilíbrio de mercado.

Fonte: adaptado de Pindyck & Rubinfeld (2013).

À medida que cresce a disponibilidade do bem, cai o preço, passando de B (Q_1, P_2), para C (Q_3, P_3). O ponto C, portanto, representa o novo equilíbrio de mercado depois do choque em JUROS-REGULADOS e contempla uma maior quantidade ofertada do bem com um maior preço quando comparado com a situação inicial (ponto A).

Quanto a um choque em IBC-BR, a linha de base ficou dentro do intervalo de confiança, sinalizando que o choque não teve efeito na variável JUROS-MERCADO. Pode-se tentar explicar esse resultado com base no fato de que o crédito rural a juros livres possui baixa participação em relação ao crédito total do País. Seria mais congruente utilizar o PIB agropecuário em vez do IBC-BR (*proxy* do PIB total). Todavia, não se tem disponível essa variável com frequência mensal dos dados, apenas trimestral.

Mesmo com essa limitação no modelo, a trajetória de resposta da variável JUROS-MERCADO, dado um choque em IBC-BR, concorda com o esperado (Souza Sobrinho, 2003; Takeda, 2003; Fucidji & Prince, 2009; Tabak et al., 2010; Guo & Stepanyan, 2011; Imran &

Nishat, 2013; Telles, 2017): queda entre os períodos 0 e 3 e entre os períodos 4 e 6 (representando aumento de oferta). Já o intervalo de 3 a 4 exibe aumento da variável (queda da oferta). Depois do sexto período, o choque começa a se dissipar.

Por sua vez, depois de um choque em INFLAÇÃO (IGP-DI), a variável JUROS-MERCADO cai imediatamente, iniciando uma trajetória de crescimento entre os períodos 0 e 6. A alta da taxa de juros no intervalo representa uma queda da quantidade ofertada de crédito rural livre. Esse comportamento converge com os resultados encontrados na literatura, já que um choque não esperado na inflação diminui o valor da taxa de juros real e faz cair a quantidade ofertada desse bem¹² (Takeda, 2003; Guo & Stepanyan, 2011; Ianaze, 2011; Mendonça & Sachsida, 2013; Evangelista & Araújo, 2018).

Esse resultado mostra a importância da política de crédito rural adotada no Brasil, já que o setor agropecuário é estratégico e possui alto nível de encadeamento com os outros segmentos produtivos. Em momentos de alta inflação, os juros de mercado acompanham os acréscimos. Os produtores rurais menos capitalizados e que dependem exclusivamente da oferta de crédito rural bancário sofrem com esse incremento do custo de capital, o que pode inviabilizar sua produção. Nesses casos, faz-se necessária a regulação da taxa de juros.

No que diz respeito a um choque na variável INADIMPLÊNCIA, o resultado encontrado concorda com a literatura (Guo & Stepanyan, 2011; Imran & Nishat, 2013; Mendonça & Sachsida, 2013). A linha de base ficou fora do intervalo de confiança apenas no quarto período, sinalizando que nesse ponto houve impacto. Pode-se supor que, depois do aumento inesperado da inadimplência, os agentes que atuam nesse mercado começam a perder o interesse em ofertar crédito rural livre. Dessa forma, reduz-se a quantidade ofertada, que é representada pela alta do preço (taxa de juros).

¹² Esse comportamento pode ser explicado por uma expectativa de aperto monetário (Ianaze, 2011).

Depois de um choque em CRÉDITO-RURAL-LIVRE, diminui-se gradativamente a variável JUROS-MERCADO, sinalizando aumento de oferta até o segundo período. A partir desse ponto, a linha de base fica fora do intervalo de confiança, indicando que o choque não tem mais efeito na variável.

Decomposição da variância

A Tabela 3 mostra os resultados da decomposição da variância da variável JUROS-MERCADO para um período de 48 meses.

Os resultados da decomposição da variância dos erros de previsão da variável JUROS-MERCADO mostraram que, decorridos 48 meses de um choque não antecipado sobre ela, 61,80% de seu comportamento decorre da variável INFLAÇÃO e 12,17%, dela própria. As outras variáveis correspondem a 26,02%: INADIMPLÊNCIA (8,76%); JUROS-REGULADOS (8,65%); CRÉDITO-RURAL-LIVRE (5,25%); e IBC-BR (3,36%).

Chama a atenção a representatividade da variável INFLAÇÃO na decomposição da variância ao longo dos períodos. O resultado confirma sua importância na determinação da taxa de juros, corroborando a literatura do canal de crédito:

uma variação positiva da inflação resulta num aumento da taxa Selic, que, por sua vez, resulta em alta da taxa de juros de mercado (Souza Sobrinho, 2003; Tabak et al., 2010; Sato, 2013; Evangelista & Araújo, 2018). Além disso, a alta representatividade da inflação na determinação da taxa de juros reforça a relevância da política de regulação das taxas de juros para certos grupos de produtores rurais, como os de pequeno porte.

Quanto à variável JUROS-REGULADOS, os resultados confirmam a hipótese inicial desta pesquisa, ou seja, de que as taxas de juros reguladas do crédito rural exercem influência negativa sobre a oferta de crédito rural a juros livres¹³. Num contexto em que existe interesse em desenvolver e amadurecer o mercado privado de crédito rural, começa a não fazer sentido disponibilizar recursos regulados para grupos de produtores que não precisam acesso a esse benefício.

O diretor de agronegócios do banco Santander, Carlos Aguiar, em seminário realizado pela Confederação da Agricultura e Pecuária do Brasil (CNA) em 2018, afirmou que as taxas subsidiadas devem permanecer só para programas como o Pronaf e o Pronamp. Segundo o diretor, parte dos recursos alocados em equalização da taxa de juros deve ser utilizada em políticas

Tabela 3. Decomposição da variância – JUROS-MERCADO.

Período	Desvio padrão	IBC-BR	INFLAÇÃO	INADIMPLÊNCIA	JUROS-REGULADOS	JUROS-MERCADO	CRÉDITO-RURAL-LIVRE
1	0,5154	0,0971	88,1642	0,0830	9,6512	2,0043	0,0000
6	0,6552	1,4826	72,4341	6,6861	8,6996	5,7731	4,9242
12	0,6759	1,8127	68,1975	6,9888	8,9124	9,3048	4,7836
18	0,6877	1,7945	66,1815	6,7902	8,9788	11,259	4,9957
24	0,6943	1,8109	65,0974	6,9830	8,9146	11,939	5,2547
30	0,6989	2,0358	64,3027	7,5250	8,8081	11,943	5,3845
36	0,7033	2,4605	63,4891	8,1239	8,7165	11,820	5,3891
42	0,7084	2,9515	62,6225	8,5537	8,6648	11,882	5,3244
48	0,7135	3,3651	61,8084	8,7484	8,6502	12,176	5,2514

¹³ De março de 2011 a outubro de 2019.

de garantias de preço, *hedge* e seguro rural. (Financiamento para o agronegócio..., 2018).

Por fim, a importância da variável INADIMPLÊNCIA no comportamento do JUROS-MERCADO cresce gradativamente: 0,08%, no primeiro período; 6,68% no sexto; e 8,75% decorridos 48 meses. Supõe-se que à medida que os contratos que possuem inadimplência vencem, eles não são renovados. Dessa maneira, aumenta-se gradativamente a importância da variável INADIMPLÊNCIA no aumento da variável JUROS-MERCADO.

Considerações finais

Este estudo analisou se a taxa de juros regulada do crédito rural exerce influência negativa sobre a oferta do crédito rural a juros livres. Para isso, testou-se a suposição de que o crédito rural regulado e o crédito rural livre se comportam como bens substitutos. Além disso, avaliou-se a influência do IBC-BR, da inadimplência e da inflação na disponibilidade do crédito rural livre.

Os resultados encontrados confirmam que a regulação das taxas de juros do crédito rural exerce influência negativa sobre oferta de crédito rural livre. Esse resultado era previsível, já que o produtor rural só contrata crédito rural livre quando não consegue ter acesso ao crédito rural regulado. No entanto, é sabido que o setor bancário privado demonstrou desinteresse em atuar no segmento agropecuário ao longo dos anos, por conta do alto risco inerente (indústria a céu aberto).

Algumas ações vêm sendo tomadas pelo governo para sanar esse problema, como o desenvolvimento e o amadurecimento do mercado de seguro rural. Com isso, é possível garantir o recebimento do saldo devedor por parte das instituições bancárias em situações de sinistro nas safras. Com esses mecanismos funcionando corretamente, é possível pensar em diminuir gradativamente as regulações do crédito rural nos grupos de agropecuaristas que não precisam mais ter acesso a esse benefício, como aqueles que possuem alto

nível de produtividade, alto nível tecnológico na lavoura, boa saúde financeira e garantias – de maneira geral, os grandes produtores.

Porém, entende-se que ainda se faz necessária a política de regulação das taxas de juros para os grupos de produtores menos capitalizados, aqueles que não possuem garantias e dependem exclusivamente do financiamento bancário (pequenos produtores; agricultura familiar). Justifica-se a regulação para esse segmento com o resultado encontrado depois do choque na variável INFLAÇÃO. A resposta mostra que o valor real da variável JUROS-MERCADO cai imediatamente, iniciando depois uma trajetória de alta para compensar o aumento da variável INFLAÇÃO. Um aumento abrupto da taxa de juros de mercado pode inviabilizar a operação daqueles que dependem de financiamento externo.

Por fim, o resultado encontrado depois do choque na variável INADIMPLÊNCIA concorda com a literatura de crédito (Guo & Stepanyan, 2011; Mendonça & Sachsida, 2013; Imran & Nishat, 2013). O aumento do nível de inadimplência retrai a quantidade ofertada de crédito – a queda do nível tende a dilatar a oferta.

Como estudo futuro, sugere-se verificar a viabilidade de se retirar gradativamente as regulações do crédito rural para os grandes produtores rurais. É de extrema importância entender quais seriam os impactos de reduzir as equalizações e regulações do crédito rural, tanto no que se diz respeito à oferta de crédito rural livre quanto no que diz respeito à economia para os cofres públicos.

Referências

BACEN. Banco Central do Brasil. **Concessão de crédito com recursos direcionados – Pessoas Físicas – Crédito rural com taxas de mercado.** Disponível em: <<https://dados.gov.br/dataset/20699-concessoes-de-credito-com-recursos-direcionados-pessoas-fisicas-credito-rural-com-taxas-d>>. Acesso em: 12 ago. 2022a.

BACEN. Banco Central do Brasil. **Inadimplência da carteira de crédito com recursos direcionados – Pessoas Físicas – Crédito rural com taxas de mercado.** Disponível em: <<https://dadosabertos.bcb.gov.br/dataset/21146-inadimplencia-da-carteira-de-credito-com-recursos>>

direcionados---pessoas-fisicas---credito-ru>. Acesso em: 12 ago. 2022b.

BACEN. Banco Central do Brasil. **Índice de atividade econômica do Banco Central - IBC-Br**. Disponível em: <<https://dadosabertos.bcb.gov.br/dataset/24363-indice-de-atividade-economica-do-banco-central---ibc-br>>. Acesso em: 12 ago. 2022c.

BACEN. Banco Central do Brasil. **Matriz de Dados do Crédito Rural: crédito concedido**. 2020. Disponível em: <<https://www.bcb.gov.br/estabilidadefinanceira/micrrural>>. Acesso em: 10 jan. 2020.

BACEN. Banco Central do Brasil. **MCR – Manual de Crédito Rural**. Disponível em: <<https://www3.bcb.gov.br/mcr>>. Acesso em: 12 ago. 2022d.

BACEN. Banco Central do Brasil. **Taxa média mensal de juros das operações de crédito com recursos direcionados - Pessoas físicas - Crédito rural com taxas de mercado**. 25494. Disponível em: <<https://dadosabertos.bcb.gov.br/dataset/25494-taxa-media-mensal-de-juros-das-operacoes-de-credito-com-recursos-direcionados---pessoas-fisic>>. Acesso em: 12 ago. 2022e.

BACEN. Banco Central do Brasil. **Taxa média mensal de juros das operações de crédito com recursos direcionados - Pessoas físicas - Crédito rural com taxas de mercado**. 25495. Disponível em: <<https://dadosabertos.bcb.gov.br/dataset/25495-taxa-media-mensal-de-juros-das-operacoes-de-credito-com-recursos-direcionados---pessoas-fisic>>. Acesso em: 12 ago. 2022f.

BERNANKE, B.S.; GERTLER, M. Inside the black box: the credit channel of monetary policy transmission. **Journal of Economic Perspectives**, v.9, p.27-48, 1995. DOI: <https://doi.org/10.1257/jep.9.4.27>.

BLUM, D.; NAKANE, M. **O impacto de requerimentos de capital na oferta de crédito bancário no Brasil**. 2005. Disponível em: <https://www.researchgate.net/publication/4904059_O_Impacto_De_Requerimentos_De_Capital_Na_Oferta_De_Credito_Bancario_No_Brasil>. Acesso em: 9 ago. 2020.

BRASIL. **Lei nº 11.076, de 30 de dezembro de 2004**. Dispõe sobre o Certificado de Depósito Agropecuário – CDA, o Warrant Agropecuário – WA, o Certificado de Direitos Creditórios do Agronegócio – CDCA, a Letra de Crédito do Agronegócio – LCA e o Certificado de Recebíveis do Agronegócio – CRA, dá nova redação a dispositivos das Leis nºs 9.973, de 29 de maio de 2000, que dispõe sobre o sistema de armazenagem dos produtos agropecuários, 8.427, de 27 de maio de 1992, que dispõe sobre a concessão de subvenção econômica nas operações de crédito rural, 8.929, de 22 de agosto de 1994, que institui a Cédula de Produto Rural – CPR, 9.514, de 20 de novembro de 1997, que dispõe sobre o Sistema de Financiamento Imobiliário e institui a alienação fiduciária de coisa imóvel, e altera a

Taxa de Fiscalização de que trata a Lei nº 7.940, de 20 de dezembro de 1989, e dá outras providências. 2004. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/ato2004-2006/2004/lei/l11076.htm>. Acesso em: 12 ago. 2022.

BRASIL. **Lei nº 8.929, de 22 de agosto de 1994**. Institui a Cédula de Produto Rural, e dá outras providências. 1994. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/LEIS/L8929.htm>. Acesso em: 12 ago. 2022.

BRASIL. Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. **Plano Agrícola e Pecuário 2018/2019**. Brasília, 2018. Disponível em: <<https://www.gov.br/agricultura/pt-br/assuntos/politica-agricola/todas-publicacoes-de-politica-agricola/plano-agricola-pecuario/PlanoAgricolaePecurio20182019.pdf/view>>. Acesso em: 22 abr. 2019.

BUENO, R.D.L. da S. **Econometria de séries temporais**. São Paulo: Cengage Learning, 2012.

CALDARELLI, C.E. **Fatores de influência no preço do milho no Brasil**. 2010. 152p. Tese (Doutorado) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba. DOI: <http://doi.org/10.11606/T.11.2010.tde-19042010-110404>.

CARDOSO, A. Política agrícola e fontes de recurso para o crédito rural: um estudo sobre a dinâmica do financiamento de grãos. In: CONGRESSO SUL CATARINENSE DE ADMINISTRAÇÃO E COMÉRCIO EXTERIOR, 2., 2018, Criciúma. **Internacionalização, inovação e sustentabilidade**: anais. Criciúma: UNESC, 2018.

CAVALCANTI, M.A.F.H. Identificação de modelos VAR e causalidade de Granger: uma nota de advertência. **Economia Aplicada**, v.14, p.251-260, 2010. DOI: <https://doi.org/10.1590/S1413-80502010000200008>.

DIAS JUNIOR, P.H.; DENARDIN, A.A. Mecanismo de transmissão de política monetária via canal do balanço patrimonial para o período Pós-Plano Real. In: ENCONTRO REGIONAL DE ECONOMIA, 13., 2010, Porto Alegre. **Anais**. [S.l.]: Anpec, 2010. Anpec Sul 2010.

EVANGELISTA, T.F.; ARAÚJO, E.C. de. A eficácia do crédito como canal de transmissão da política monetária no Brasil: estratégia de identificação da oferta e demanda de crédito. **Revista de Economia Contemporânea**, v.22, p.1-27, 2018. DOI: <https://doi.org/10.1590/198055272224>.

FINANCIAMENTO para o agronegócio. Desafios alternativos para garantir o crescimento do setor. **Agroanalysis**, v.38, p.34-39, 2018. Disponível em: <<http://bibliotecadigital.fgv.br/ojs/index.php/agroanalysis/article/viewFile/78233/74941>>. Acesso em: 27 fev. 2020.

FONSECA, M.W. da. **Mecanismo de transmissão da política monetária no Brasil**: uma análise pós-regime

- de metas de inflação. 2008. 222p. Tese (Doutorado) – Universidade Federal do Paraná, Curitiba.
- FUCIDJI, J.R.; PRINCE, D. de. Determinantes do crédito bancário: uma análise com dados em painel para as maiores instituições. *Análise Econômica*, v.27, p.233-251, 2009. DOI: <https://doi.org/10.22456/2176-5456.6066>.
- GUO, K.; STEPANYAN, V. **Determinants of bank credit in emerging market economies**. [Washington]: International Monetary Fund, 2011. (IMF. WP/11/51). DOI: <https://doi.org/10.2139/ssrn.1784539>.
- IANAZE, A. **Efeito da política monetária sobre a qualidade do crédito bancário no Brasil**. 2011. 50p. Tese (Mestrado) – Fundação Getúlio Vargas, São Paulo.
- IHS MARKIT. **EViews 12**. Disponível em: <<https://www.eviews.com/home.html>>. Acesso em: 12 ago. 2022.
- IMRAN, K.; NISHAT, M. Determinants of bank credit in Pakistan: a supply side approach. *Economic Modelling*, v.35, p.384-390, 2013. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2013.07.022>.
- IPEA. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. **Índice geral de preços - disponibilidade interna (IGP-DI) - geral: índice** (ago. 1994 = 100). Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/ExibeSerie.aspx?serid=33593&module=M>>. Acesso em: 12 ago. 2022.
- ISHII, K.S. **Área Monetária Ótima para o Brasil: análise das diferenças regionais**. 2008. 147p. Tese (Doutorado) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba. DOI: <https://doi.org/10.11606/T.11.2009.tde-10022009-145019>.
- KASHYAP, A.K.; STEIN, J.C.; WILCOX, D.W. Monetary policy and credit conditions: evidence from the composition of external finance. *American Economic Review*, v.83, p.78-98, 1993.
- MARGARIDO, M.A.; BUENO, C.R.F.; VAGNER, A.; CARNEVALLI, L.B. Análise dos efeitos preço e câmbio sobre o preço do óleo de soja na cidade de São Paulo: uma aplicação do modelo VAR. *Pesquisa & Debate*, v.15, p.69-106, 2004.
- MAYORGA, R. de O.; KHAN, A.S.; MAYORGA, R.D.; LIMA, P.V.P.S.; MARGARIDO, M.A. Análise de transmissão de preços do mercado atacadista de melão do Brasil. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v.45, p.675-704, 2007. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0103-20032007000300006>.
- MENDONÇA, M.J.; SACHSIDA, A. **Identificando a demanda e a oferta de crédito bancário no Brasil**. Rio de Janeiro: Ipea, 2013. (Texto para discussão, 1837). Disponível em: <http://repositorio.ipea.gov.br/bitstream/11058/1276/1/TD_1837.pdf>. Acesso em: 15 dez. 2019.
- MISHKIN, F.S. Symposium on the monetary transmission mechanism. *Journal of Economic Perspectives*, v.9, p.3-10, 1995. DOI: <https://doi.org/10.1257/jep.9.4.3>.
- PINDYCK, R.S.; RUBINFELD, D.L. *Microeconomia*. 8th ed. Boston: Pearson, 2013.
- SATO, C.Y. **O canal de crédito na transmissão de política monetária: evidências para o Brasil**. 2013. 41p. Dissertação (Mestrado) – Fundação Getúlio Vargas, São Paulo.
- SAX, C. **Seasonal: R Interface to X-13-ARIMA-SEATS**. 2016. Disponível em: <<https://cran.r-project.org/web/packages/seasonal/index.html>>. Acesso em: 10 jan. 2020.
- SILVA, F.P.; LAPO, L.E.R. Modelos de financiamento da cadeia de grãos no Brasil. In: CONFERÊNCIA EM GESTÃO DE RISCO E COMERCIALIZAÇÃO DE COMMODITIES, 2., 2012, São Paulo. *Anais*. São Paulo: BM&F-Bovespa, 2012. Disponível em: <<http://www.bmfbovespa.com.br/CGRCC/download/Modelos-de-financiamento-da-cadeia-de-graos-no-Brasil.pdf>>. Acesso em: 15 dez. 2019.
- SIMS, C.A.; STOCK, J.H.; WATSON, M.W. Inference in Linear time series models with some unit roots. *Econometrica*, v.58, p.113-144, 1990. DOI: <https://doi.org/10.2307/2938337>.
- SOUZA SOBRINHO, N.F. **Uma avaliação do canal de crédito no Brasil**. Rio de Janeiro: BNDES, 2003. 25^o Prêmio BNDES de Economia.
- TABAK, B.M.; LAIZ, M.T.; CAJUEIRO, D.O. **Financial stability and monetary policy: the case of Brazil**. Brasília: Bacen, 2010. (Banco Central do Brasil. Working Papers Series, 217).
- TAKEDA, T. Efeitos da política monetária sobre a oferta de crédito. In: LUNDBERG, E.L. (Coord.). **Economia bancária e crédito**. [S.l.]: Bacen, 2003. p.101-113.
- TELLES, E.J. da S. **Determinantes na oferta de crédito privado no Brasil**. 2017. 29p. Dissertação (Mestrado) – Instituto de Ensino e Pesquisa, São Paulo.
- VIEIRA, F.V.; CARDOSO, C. de A. Câmbio, inflação, juros e reservas na transição de regimes cambiais: uma investigação econométrica para o Brasil. *Análise Econômica*, ano25, p.23-48, 2007. DOI: <https://doi.org/10.22456/2176-5456.10879>.
- WALSH, C.E.; WILCOX, J.A. Bank credit and economic activity. In: PEEK, J.; ROSENGREN, E.S. (Ed.). **Is bank lending important for the transmission of monetary policy?** Boston: Federal Reserve Bank of Boston, 1995. p.83-125. (Federal Reserve Bank of Boston. Conference Series, v.39).