

O impacto do Pronaf para investimento e custeio na demanda agregada da economia¹

Aniela Fagundes Carrara²
Leandro Vinícios Carvalho³
Nathalia Sbarai⁴

Resumo – Dada a relevância do Programa de Fortalecimento da Agricultura Familiar (Pronaf) para a agricultura como um todo, o objetivo deste estudo é mensurar o impacto que o crédito desse programa destinado para custeio e investimento exerce na demanda agregada do País. Foi construída uma curva IS, que, dentro do Novo Consenso Macroeconômico, é utilizada para representar a demanda agregada. A estimação foi feita por meio de vetores autorregressivos com correção de erros, na sua versão estrutural (Svec). Como resultado, obteve-se que o crédito fornecido pelo Pronaf, tanto para custeio quanto para investimento, tem algum impacto na demanda agregada do País, sendo um pouco mais duradouro aquele oriundo do crédito para investimento.

Palavras-chave: crédito rural, hiato do produto, política agrícola.

The impact of Pronaf for investment and costing on the aggregate demand of the Brazilian economy

Abstract – Given the relevance of PRONAF (Family Agriculture Strengthening Program) for agriculture as a whole, the present study aims to measure the impact that credit for cost and investment provided by such program has on the Brazilian aggregate demand. In order to fulfill this objective, an IS curve was constructed, within the New Macroeconomic Consensus this curve is used to represent the aggregate demand and the estimation was performed via Autoregressive Vectors with Error Correction in its structural version (SVEC). As a result, it was obtained that the credit provided by PRONAF for both funding and investment has some impact on the aggregate demand of the country, being the one originating from investment credit, a little more durable.

Keywords: rural credit, output gap, agricultural policy.

¹ Original recebido em 22/10/2019 e aprovado em 23/1/2020.

² Doutora em Economia Aplicada. E-mail: anielacarrara@gmail.com

³ Doutor em Economia Aplicada. E-mail: leandrocarvalho@ufgd.edu.br

⁴ Doutora em Economia Aplicada. E-mail: nathalia.sbarai@ufvjm.edu.br

Introdução

Segundo dados do Cepea⁵ (2018), o setor agropecuário brasileiro, dinâmico e de grande importância na geração de renda, foi responsável por 20% de toda a atividade econômica do País em 2018. Por se tratar de um setor que consegue impulsionar outras atividades econômicas, conforme descrito por Figueiredo (2003), o setor agropecuário deve ser estimulado a gerar uma alocação mais eficiente dos recursos, tanto dentro da própria atividade agropecuária quanto dos demais setores da economia.

Dessa forma, a agropecuária e seu desempenho, cada vez mais favorável, são pontos importantes dentro da economia brasileira, pois a agropecuária e a agroindústria possuem peso bastante relevante na balança comercial, e isso se intensificou nos últimos anos, sobretudo pelos aumentos de produtividade. Dessa forma, o setor agropecuário assume posição mais competitiva do que os outros setores, como o de serviços ou o industrial (Gasques & Spolador, 2003).

Além disso, segundo dados levantados pela FAO (2014), nove em cada dez dos 570 milhões de propriedades agrícolas no mundo são geridas por famílias, fazendo com que a agricultura familiar seja a forma predominante de produção agropecuária dos países. Consequentemente, está na agricultura familiar um potencial agente de mudança na busca da segurança alimentar.

No Brasil, a Lei nº 11.326/2006, regulamentada pelo Decreto nº 9.064, de 31 de maio de 2017, classifica como agricultor familiar e empreendedor familiar rural quem exerce atividades em área rural com as seguintes características: 1) possuir até quatro módulos fiscais⁶; 2) usar, no mínimo, metade da força de trabalho familiar no processo produtivo e de geração de renda; 3) obter pelo menos metade da renda familiar de atividades econômicas do seu estabelecimento

ou empreendimento; e 4) ser dirigido pela (com a) família (Brasil, 2017).

Com a preocupação mundial de gerar mais alimento, a FAO (2014) sugere que a agricultura familiar seja impulsionada nos países, não apenas pela questão da segurança alimentar, mas por conta da geração de empregos agrícolas, o que pode contribuir para a redução da pobreza e servir para auxiliar na conservação da biodiversidade e das tradições culturais.

Conforme Miranda & Gomes (2016), a mão de obra familiar, a execução de atividades agropecuárias e a produção de alimentos de forma sustentável são características da agricultura familiar. Nesse âmbito, políticas públicas têm intenção de fortalecer a economia e ajudar na produção oriunda desse tipo de propriedade.

Os investimentos são um item bastante importante para o crescimento da atividade agropecuária no Brasil e relacionam-se fortemente com o desenvolvimento de tecnologias que visam ao aumento da produtividade. Os investimentos em desenvolvimento de tecnologia voltada para a agropecuária no Brasil, conforme Contini et al. (1997), são realizados por instituições públicas e privadas de pesquisa agropecuária que, de forma cooperativa e articulada, atuam na geração, adaptação, transferência e difusão de tecnologia. O sistema envolve a participação da Embrapa e de cerca de uma centena de instituições públicas e privadas de pesquisa agropecuária – organizações estaduais, universidades e instituições de pesquisa privadas.

Para fortalecer a agricultura familiar no Brasil, foram implantadas políticas públicas como o Programa de Fortalecimento da Agricultura Familiar (Pronaf), o Programa de Aquisição de Alimentos (PAA) e o Programa Nacional de Alimentação Escolar (Pnae) (Pereira & Nascimento, 2014).

Segundo o Ministério de Desenvolvimento Agrário (MDA), o Pronaf tem o importante papel

⁵ Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada.

⁶ Módulo fiscal é uma unidade de medida, em hectares, fixada pelo Incra para cada município e cujo valor varia de 5 ha a 110 ha (Embrapa, 2019).

de financiar projetos individuais e coletivos que geram ganhos aos agricultores familiares e assentados da reforma agrária. Esse programa possui taxas de juros mais baixas para financiamentos rurais. Além disso, a inadimplência é menor do que a do sistema de crédito tradicional (Embrapa, 2017). O Pronaf é o principal incentivador da agricultura familiar, e seu objetivo é acarretar o fortalecimento sustentável dessa modalidade; por ele, os produtores têm acesso a diversas linhas de crédito, conforme o projeto, que podem ser destinadas a investimento em equipamentos, construção, custeio e outros. Para ter acesso ao crédito, o produtor rural deve ter renda de até R\$ 360 mil e ter a Declaração de Aptidão ao Pronaf (DAP), pois é essa a identidade do produtor rural.

Observa-se, portanto, que existe um potencial a ser explorado para a agricultura familiar no Brasil, já que é por meio desse tipo de produção que os mercados internos têm sido abastecidos. Logo, faz-se relevante estudar os impactos da concessão de crédito aos agricultores familiares na renda da economia brasileira.

Assim, o objetivo deste artigo é observar se o crédito do Pronaf para investimento e custeio tem impacto significativo na demanda agregada do País. Por meio da análise de vetores autoregressivos (VAR), os objetivos específicos são analisar o impacto de mudanças no Pronaf nas modalidades custeio e investimento e como essas mudanças impactam a geração de renda na economia brasileira, com o intuito de prover indicativos da importância do programa não apenas para o setor ao qual se direciona, mas também para a economia como um todo.

O Pronaf e a sua importância

A agricultura familiar desempenha importante papel na geração de renda, emprego e oferta de produtos ao mercado interno: feijão, arroz, milho, hortaliças, mandioca e atividade pecuária (Araujo & Vieira Filho, 2018). De acordo com o IBGE (2019), em 2017 as propriedades familiares representavam 77% do total de estabelecimen-

tos agropecuários, detendo apenas cerca de 23% da área de todos os estabelecimentos do setor e sendo responsável por 67% do pessoal ocupado na agropecuária no Brasil.

Antes de 1994, era limitado o acesso dos agricultores familiares ao crédito rural, por causa do pouco interesse dos grandes bancos ou instituições financeiras em financiar a população agrícola de baixa renda e da concentração de políticas públicas direcionadas aos grandes grupos fundiários (Bittencourt, 2003, e Teles, 2007, citados por Araujo & Vieira Filho, 2018). Surgiu, assim, a necessidade de novas políticas de crédito.

O Pronaf é considerado um dos pilares da política de crédito agrícola brasileira, especialmente pelo fato de ser voltado para a agricultura familiar (Guanziroli, 2007). Foi criado em 1995, como uma linha de crédito rural, visando facilitar o acesso das propriedades familiares ao crédito e, até 2015, havia aplicado cerca de R\$ 160 bilhões em mais de 26 milhões de contratos para agricultores familiares (Bianchini, 2015).

Segundo Bianchini (2015), o Pronaf Crédito Rural apoia atividades agrícolas e não agrícolas de produtores familiares por meio das linhas de custeio e de investimento. As linhas de custeio visam possibilitar o acesso a sementes, fertilizantes, defensivos, vacinas e outros itens para a manutenção da produção agrícola e pecuária. As de investimento destinam-se à aquisição de equipamentos e maquinários para aprimoramento e modernização da produção.

A Figura 1 mostra o montante movimentado nessas duas linhas de crédito em 2013–2018, que é o período analisado neste trabalho.

O crescimento foi mais acentuado para o custeio, com alta de 55,85% de janeiro de 2013 a fevereiro de 2019. Para o investimento, o crescimento foi de 19,5% no mesmo período. Verifica-se aqui se tais variações positivas têm impacto na demanda agregada do País.

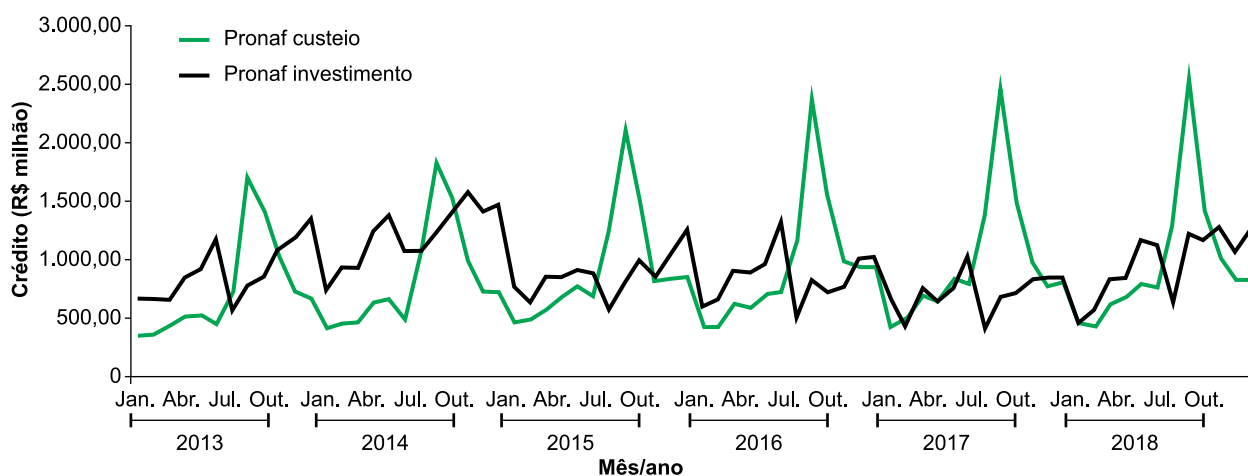


Figura 1. Pronaf – crédito para custeio e investimento, de janeiro de 2013 a dezembro de 2018.

Fonte: Bacen (2019d).

Curva IS – medida da demanda agregada do País

Quando se considera o Novo Consenso Macroeconômico, a curva IS é utilizada para representar a demanda agregada. Santos & Holland (2008) afirmam que a curva IS tem recebido pouca atenção, com raros estudos empíricos a seu respeito. De maneira genérica, a curva IS expressa a relação entre a taxa real de juros e o hiato do produto, representando assim o canal básico de transmissão da política monetária para a inflação (Santos & Holland, 2008). Seguindo a apresentação inicial de Calvo (1983) e Fuhrer & Rudebusch (2004), a formulação mais simples da curva IS pode ser representada por

$$y_t = E_t y_{t+1} + \sigma(i_t - E_t \pi_{t+1}) + \eta \quad (1)$$

em que y_t é o hiato do produto, i_t é a taxa nominal de juros, $E_t \pi_{t+1}$ é a expectativa de inflação, σ é a elasticidade intertemporal do consumo e η é o termo de erro. Pela equação 1, percebe-se que a formulação seminal da curva IS não contempla variáveis que representam o governo, o setor externo nem os bens de capitais ou bens duráveis; logo, só é válida para economias que não possuem tais elementos (Fuhrer & Rudebusch, 2004).

Fuhrer & Rudebusch (2004) ressaltam que a formulação da equação 1 apresenta alguns problemas, já identificados por diversos autores, no momento de combinar as principais características dinâmicas dos dados agregados, o que trouxe o desenvolvimento de modelos conhecidos como “híbridos”, cujo objetivo é generalizar a formulação inicial. Assim, surgiram composições da curva IS válidas para economias reais. Entre os fatores que devem ser considerados na construção da curva IS, Fuhrer & Rudebusch (2004) e Santos & Holland (2008) afirmam que deve-se ajuizar: 1) que o hiato do produto também é função do hiato do passado e não apenas da esperança que se tem para o hiato no futuro; 2) que existe uma defasagem entre uma variação na taxa de juros e a resposta plena do hiato a tal movimentação; e 3) que, no caso de uma economia aberta, a curva IS também deve considerar as mudanças da taxa de câmbio real.

Quanto à realidade brasileira, existem diversos estudos que adaptam a formulação da curva de demanda agregada de acordo com o objetivo pretendido e com as especificidades da economia do País.

Amaral & Oreiro (2008) acrescentam o efeito riqueza na formulação da curva IS, pois admitem que esse pode ser considerado um

dos canais de transmissão da política monetária, buscando dessa forma obter o impacto da taxa de juros sobre o produto através da riqueza financeira. Bonomo & Brito (2002) constroem uma curva IS antecipativa, em que o produto atual depende da expectativa de produto futuro e que abriga em sua formulação uma variável que representa o câmbio real. Carneiro & Wu (2003), entre as várias estimações que fazem para a curva IS, incluem a taxa de crescimento do PIB dos EUA. Santos & Holland (2008) inserem na curva IS a taxa de câmbio real, os termos de troca e uma medida de demanda agregada global, como forma de contemplar a participação do setor externo na economia.

Segundo Goodhart & Hofmann (2005), nas últimas décadas tem prevalecido a versão teórica da curva IS Novo Keynesiana – que, ultimamente, tem sido a ferramenta padrão para a análise de política monetária –, que é puramente prospectiva (*forward looking*), mas, em aplicações empíricas, tem-se usado as expectativas passadas (*backward looking*), de modo a obter a resposta defasada do produto em relação às medidas de política monetária. Esta última formulação da curva IS compõe atualmente o modelo de pequeno porte utilizado pelo Banco Central, de acordo com Relatório... (2014),

$$h_t = \beta_0 + \sum_{i>0} \beta_{1i} h_{t-i} + \sum_{j>0} \beta_{2j} r_{t-j} + \sum_{k>0} \beta_{3k} \Delta sup_{t-k} + \sum_{l \geq 0} \beta_{4l} \Delta \bar{y}_{t-l}^* + \sum_{m \geq 0} \beta_{5m} \Delta h_{t-m}^* + \sum_{n \geq 0} \beta_{6n} spr_{t-n} + u_t \quad (2)$$

em que r_t é a taxa de juros real, medida pela taxa de juros nominal swap pré-DI de 360 dias deflacionada pela expectativa de inflação correspondente ao período de vigência do contrato de swap; Δsup_t é a variação do superávit primário estrutural, $\Delta \bar{y}_t^*$ é a taxa de crescimento do produto potencial mundial, Δh_t^* é a variação do hiato do produto mundial, spr_t é o *spread* ao tomador final e u_t é um termo de erro.

Ressalta-se que esse modelo de pequeno porte, além de ser composto pela curva IS, compreende uma curva de Phillips, que modela o lado da oferta da economia, e uma equação similar à de Taylor, que provê uma regra de condução de política monetária. Cada uma dessas equações tem sido utilizada individualmente em diversos trabalhos que buscam o entendimento de alguma questão econômica específica, como o estudo proposto por Carrara & Barros (2016), que usa a curva de Phillips para mensurar a influência do preço dos hortifrutícolas na inflação brasileira, e o trabalho de Carrara et al. (2016), que faz uso da função similar à de Taylor, nos moldes da utilizada pelo Banco Central, com o objetivo de mensurar como a elevação do preço do transporte impacta a política monetária brasileira.

Metodologia

Modelo e dados

Para a mensuração do impacto que o crédito para investimento e custeio do Pronaf tem sobre a demanda agregada da economia, será usada a curva IS

$$h_t = \sum_{j=1}^n \alpha_{1j} h_{t-j} + \sum_{j=1}^n \beta_{1j} r_{t-j} + \sum_{j=1}^n \delta_{1j} NFSP_{t-j} + \sum_{j=1}^n \phi_{1j} e_{t-j} + \sum_{j=1}^n \gamma_{1j} Pronaf_{t-j} + \sum_{j=1}^n \omega_{1j} Pronafi_{t+1} + \sum_{j=1}^n \psi_{1j} ocdechina_{t-j} + \varepsilon_t \quad (3)$$

em que h é o hiato do produto, usado aqui como uma *proxy* para a demanda agregada do país, r é a taxa de juros nominal, $NFSP$ é a necessidade de financiamento do setor público, e é a taxa de câmbio nominal, $Pronaf$ é o valor total de crédito para custeio do Pronaf, $Pronafi$ é o valor total de crédito para investimento do Pronaf, $ocdechina$ é o valor da importação de bens pelos

países da OCDE⁷ mais o valor da importação de bens pela China, em dólares, j é o número de defasagens, e ε é o termo de erro.

Ressalta-se que a equação para a curva IS proposta por este estudo tem uma composição que difere em algumas variáveis da equação da curva IS usada pelo Bacen e por trabalhos citados anteriormente. Primeiramente, pode-se destacar o uso da taxa de juros e da taxa de câmbio em suas versões nominais (esta última não consta da equação do Banco Central, mas foi acrescentada na equação, como propõem Santos & Holland (2008), nas condições de economia aberta). Além disso, é importante pontuar que tal taxa de juros foi utilizada, em vez de outras taxas de juros, como a do próprio Pronaf, pois o modelo utilizado abrange a demanda agregada da economia como um todo e, portanto, a taxa de juros também deveria ter tal nível de abrangência; além disso, por ser uma taxa referencial, a relação com as taxas do Pronaf ficam mantidas. Outra distinção é o uso da necessidade de financiamento do setor público para representar os gastos do governo, já que o Bacen usa uma medida do superávit primário estrutural.

Também foram incluídos na equação da curva IS os valores totais dos créditos fornecidos pelo Pronaf para investimento e custeio, já que tais variáveis representam o impacto que o estudo propõe avaliar. É importante ressaltar que a divisão dos valores em investimento e custeio foram feitos, primeiramente por conta dos efeitos distintos que cada destinação – custeio e investimento – pode gerar na demanda agregada do País; em segundo lugar, para prover um diferencial na discussão do tema, já que grande parte

dos trabalhos que estudam o crédito do Pronaf, ou de qualquer outro tipo de crédito rural e seu impacto na economia, usa os valores agregados – por exemplo, Gasques et al. (2017) e Araujo & Vieira Filho (2018).

Para contemplar as condições de economia aberta do País, em conformidade com Santos & Holland (2008), foi inserida uma medida da demanda agregada internacional, representada pelo valor das importações dos países da OCDE mais o valor das importações da China.

Os dados usados seguem a periodicidade mensal, de janeiro de 2013 a dezembro de 2018⁸. Todas as séries foram transformadas em índice, sendo janeiro de 2013 o mês base, e expressas em logaritmo (Tabela 1), como fazem Gasques et al. (2017).

Método aplicado

A metodologia utilizada é a de séries temporais, que fornece instrumentos como a decomposição da variância dos erros de precisão e a função impulso-resposta, que possibilitam o entendimento e a mensuração do impacto de cada variável do modelo sobre as demais. Antes da estimação principal, foram efetuados os testes ADF-GLS (Elliot et al., 1996) e KPSS (Kwiatkowski et al., 1992)⁹ para a verificação da estacionariedade das séries. Posteriormente, foi executado o teste de cointegração pelo método proposto por Johansen (1988), cujo objetivo é basicamente determinar o número de vetores de cointegração entre as variáveis. Já a estimação principal foi feita por meio de vetores autorregressivos (VAR), mas, como será exposto, os resultados dos testes

⁷ Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico, ou Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD). É um organismo composto por 34 membros: Alemanha, Austrália, Áustria, Bélgica, Canadá, Chile, Coreia do Sul, Dinamarca, Eslováquia, Eslovênia, Espanha, Estados Unidos, Estônia, Finlândia, França, Grécia, Hungria, Irlanda, Islândia, Israel, Itália, Japão, Luxemburgo, México, Noruega, Nova Zelândia, Países Baixos, Polônia, Portugal, Reino Unido, República Tcheca, Suécia, Suíça e Turquia. A OCDE atua no alinhamento de políticas e na troca de informações, com o objetivo de colaborar para o desenvolvimento dos países membros (Brasil, 2018).

⁸ Esse período foi escolhido por conta da disponibilidade de dados mensais sobre valores de contratos de crédito do Pronaf para investimento e custeio no Sistema de Operações do Crédito Rural e do Proagro (Sicor) do Banco Central.

⁹ Kwiatkowski et al. (1992) propõem um teste de raiz unitária que, diferentemente dos tradicionais, tem como hipótese nula a afirmação de que a série observada é estacionária, sendo esta pressuposição testada contra a hipótese alternativa de presença de raiz unitária. Seguindo a argumentação de Maddala & Kim (1998), pode-se considerar o teste KPSS como um teste confirmatório, que eleva a eficácia da análise e garante resultados mais robustos na verificação da ordem de integração das séries de tempo.

Tabela 1. Descrição das variáveis.

Variável	Representação	Descrição
Hiato do produto	h	Para o cálculo do hiato, foi utilizada a fórmula $(PIB_{real} - PIB_{potencial}) / PIB_{potencial}$ Para representar o PIB real foi usada a série PIB mensal – valores correntes (R\$ milhão) ⁽¹⁾ . Série nº 4380 do Bacen (Bacen, 2019b). O PIB potencial foi estimado pelo filtro de Hodrick-Prescott ⁽²⁾
Juros	r	Taxa referencial – swaps – DI pré-fixada – 360 dias – fim de período – (% a.a.), divulgada pela Bolsa de Valores, Mercadorias e Futuros (BM&FBovespa) (Ipeadata, 2019)
Necessidade de financiamento do setor público	$NFSP$	$NFSP$ sem desvalorização cambial (% PIB) – fluxo acumulado no ano – resultado primário – total – setor público consolidado – %. Série nº5507 do Banco Central (Bacen, 2019a)
Câmbio	e	Taxa de câmbio – livre – dólar americano (venda) – média de período – mensal – u.m.c./US\$. Série número: 3698 (Bacen, 2019f)
Pronaf – valor de custeio	$Pronafc$	Valor total (R\$) mensal, sem deflacionamento, fornecido pelo Pronaf para custeio – soma de todos os programas (Bacen, 2019c)
Pronaf – valor de investimento	$Pronafi$	Valor total (R\$) mensal, sem deflacionamento, fornecido pelo Pronaf para investimento – soma de todos os programas (Bacen, 2019e)
Importação dos países da OCDE + China	$ocdechina$	Valor em dólares das importações de bens dos países da OCDE e da China (ajustado sazonalmente) (OCDE, 2019)

⁽¹⁾ O hiato do produto foi calculado também com a produção industrial dessazonalizada (calculada pelo IBGE) e com o uso da Capacidade Instalada (calculada pela Confederação Nacional da Indústria), mas a série que exibiu o melhor ajuste no modelo proposto foi a obtida com o uso do PIB mensal calculado pelo IBGE; por isso, ela foi escolhida para integrar a análise.

⁽²⁾ Com o filtro Hodrick e Prescott (HP), o produto potencial é calculado a partir da minimização da soma do quadrado das diferenças entre a série efetiva e a sua tendência de longo prazo, sujeita à restrição de que a soma do quadrado das segundas diferenças da tendência deve ser zero. O peso desta última restrição, representada por λ , pode variar, e o raciocínio é que quanto maior esse peso, maior é a tendência que a derivada do filtro HP tem de se aproximar de uma reta. Em contraste, quanto menor o peso atribuído à “suavização” da tendência, mais esta se aproxima da série original. No presente trabalho, o peso atribuído à suavização foi de 14.400, já que esse é o valor padrão sugerido na literatura para séries mensais, como é o caso da série utilizada aqui (Hodrick & Prescott, 1997).

iniciais levaram ao uso do modelo estrutural de autorregressão vetorial com correção de erros (Svec), como postula Enders (2004).

Ressalta-se que a metodologia de vetores autoregressivos na sua versão estrutural foi a escolhida, pois, de acordo com Enders (2004), ela usa a teoria econômica (em vez da decomposição de Choleski) para produzir restrições com maior aderência à realidade econômica que se pretende avaliar, já que as restrições impostas à matriz de relação contemporânea não são apenas originadas de uma estrutura ordenada de

resíduos, mas consideram a adequação com os parâmetros.

Resultados

Resultados dos testes de raiz unitária

Os testes foram executados tanto na versão com constante quanto na versão com constante e tendência. As variáveis foram utilizadas em logaritmo, e o número de defasagens foi selecionado pelo critério de informação de Akaike

modificado (Maic), que, a partir de um número definido como o máximo¹⁰, indica a defasagem mais adequada para a variável a ser testada.

Pela Tabela 2, considerando um nível de significância de 5%, todas as variáveis se mostraram não estacionárias em nível para pelo menos um dos testes, sendo a variável *INFSP* a única que se mostrou estacionária em nível para o teste ADF-GLS com constante e para o teste KPSS com constante e tendência.

A variável *Pronafc* mostrou-se estacionária em nível para o teste KPSS também com constante e tendência. Logo, foi aplicada a primeira diferença em todas as variáveis, os testes foram

refeitos e, então, constatou-se que para todos os testes as séries se mostraram estacionárias na primeira diferença; portanto, considera-se que são integradas de ordem um I(1).

Resultados do teste de cointegração

De modo a observar a existência de relação de longo prazo entre as variáveis que constituirão o modelo proposto, foi feito o teste de cointegração de Johansen. A escolha do número de defasagens foi feita pelo critério de informação de Akaike, que recomendou que uma defasagem seria o número mais adequado. Pela Tabela 3, considerando os valores críticos

Tabela 2. Resultado dos testes ADF-GLS e KPSS.

Variável	Teste ADF-GLS				Teste KPSS				
	Teste em nível		Teste na diferença		Teste em nível		Teste na diferença		
	Valor do teste ⁽¹⁾	Res. ⁽²⁾	Valor do teste ⁽¹⁾	Res. ⁽²⁾	Valor do teste ⁽³⁾	Res. ⁽²⁾	Valor do teste ⁽³⁾	Res. ⁽²⁾	
<i>lh</i>	Const.	-1,77	NE	-2,05	E	0,52	NE	0,09	E
	Const. + tend.	-1,773	NE	-3,51	E	0,38	NE	0,07	E
<i>lr</i>	Const.	-0,92	NE	-4,53	E	0,48	NE	0,30	E
	Const. + tend.	-0,825	NE	-6,53	E	0,43	NE	0,14	E
<i>INFSP</i>	Const.	-2,27	E	-4,12	E	0,64	NE	0,036	E
	Const. + tend.	-0,84	NE	-6,54	E	0,06	E	0,03	E
<i>le</i>	Const.	-0,15	NE	-2,94	E	1,14	NE	0,10	E
	Const. + tend.	-1,53	NE	-3,42	E	0,28	NE	0,08	E
<i>IPronafc</i>	Const.	1,36	NE	-4,73	E	0,56	NE	0,04	E
	Const. + tend.	-0,89	NE	-4,76	E	0,08	E	0,02	E
<i>IPronafi</i>	Const.	-1,18	NE	-6,94	E	0,47	NE	0,05	E
	Const. + tend.	-1,09	NE	-6,85	E	0,15	NE	0,05	E
<i>locdechina</i>	Const.	-1,86	NE	-1,98	E	0,49	NE	0,28	E
	Const. + tend.	-1,78	NE	-2,95	E	0,09	E	0,13	E

⁽¹⁾ Valores críticos com constante: -1,61 a 10%, -1,94 a 5% e -2,57 a 1%. Valores críticos com constante e tendência: -2,64 a 10%, -2,93 a 5% e -3,46 a 1% (valores fornecidos pelo programa GRET, com base em Elliot et al. (1996)).

⁽²⁾ NE = não estacionário; E = estacionário.

⁽³⁾ Valores críticos com constante: 0,347 a 10%, 0,463 a 5% e 0,739 a 1%. Valores críticos com constante e tendência: 0,119 a 10%, 0,146 a 5% e 0,216 a 1% (valores fornecidos pelo programa GRET, com base em Kwiatkowski et al. (1992)).

¹⁰ Ressalta-se que o critério utilizado para definir a defasagem máxima (p_{max}) para as variáveis utilizadas neste estudo, foi o proposto por Schwert (1989), em que $p_{max} = \text{int} [12 \times (T/100)^{1/4}]$, sendo T o número de observações. Dessa forma, como todas as séries aqui utilizadas possuem 72 observações, foi encontrado para elas o máximo de 12 defasagens.

Tabela 3. Resultado do teste de cointegração de Johansen.

Hipótese nula (H_0)	Hipótese alternativa	Estatística traço	Valores críticos a 5% ⁽¹⁾
$r = 0$	$r > 0$	251,65	124,24
$r = 1$	$r > 1$	161,20	94,15
$r = 2$	$r > 2$	79,57	68,52
$r = 3$	$r > 3$	38,83	47,21
$r = 4$	$r > 4$	19,96	29,68
$r = 5$	$r > 5$	9,58	15,41
$r = 6$	$r > 6$	3,29	3,76

⁽¹⁾Valores críticos segundo Osterwald-Lenum (1992).

a 5% de significância, não se pode rejeitar a hipótese da existência de no máximo três vetores contra a hipótese alternativa de que há mais de três vetores de cointegração.

Com os resultados do teste de Johansen, fica evidente que a estimação por vetores autor-regressivos deve incluir os termos de correção de erro, passando então a estimação a ser implementada pelo modelo Svec, na versão estrutural, como já comentado.

Resultados da estimação via Svec

Para proceder com a estimação, primeiramente foi definida a matriz de relações contemporâneas, que considera as relações econômicas entre as variáveis, ponderando as associações bem instituídas em modelos teóricos e suas aplicações empíricas, compondo, assim, a parte estrutural do modelo proposto. A matriz foi estabelecida com base na seguinte sequência de variáveis: hiato do produto, juros, *NFSP*, câmbio, *Pronaf_c*, *Pronaf_i* e demanda da OCDE mais China.

As restrições impostas fizeram com que o hiato ficasse contemporaneamente em função dos juros, da *NFSP*, do câmbio, do *Pronaf_c* e do *Pronaf_i*. Os juros ficaram em função da *NFSP* e do câmbio. A *NFSP* em função do hiato do produto; e o *Pronaf_i*, em função do *Pronaf_c*.

De modo a testar as relações acima, impostas ao modelo, foi feito o teste LR para sobreidentificação, que, com 12 graus de liberdade

e um valor calculado de 18,82, não rejeitou as restrições sobreidentificadas impostas ao modelo a um nível de 5% de significância.

Resultado da matriz de relação contemporânea

A metodologia dos vetores autoregressivos possibilita que seja estimada a relação contemporânea entre as variáveis. Na Tabela 4, dos coeficientes estimados, apenas aqueles que representam a relação da taxa de juros, da *NFSP* e do câmbio sobre o hiato do produto não são significativos a 5%.

Entre os coeficientes que se mostraram significativos, observam-se dois que são muito relevantes para o objetivo proposto neste trabalho: o que indica a relação do crédito do Pronaf para custeio sobre o hiato do produto e o que indica a relação do crédito do Pronaf para investimento, também sobre o hiato.

Em relação ao crédito do Pronaf para custeio sobre o hiato do produto, o coeficiente indica que o aumento contemporâneo de 1% no *Pronaf_c* promove elevação de 0,26% no hiato do produto. Já em relação ao segundo coeficiente citado, a elevação presente de 1% no *Pronaf_i* aumenta o hiato do produto em 0,25%, o que indica que, contemporaneamente, os créditos do Pronaf para investimento e custeio impactam em alguma medida o produto da economia.

Quanto aos demais coeficientes da Tabela 4, observa-se que tanto o câmbio quanto a *NFSP*

Tabela 4. Resultado da matriz de relação contemporânea.

Relações contemporâneas		Coeficientes estimados	Desvio padrão	Estatística t ⁽¹⁾
De	Sobre			
<i>Dlr</i>	<i>Dlh</i>	-5,19	3,06	-1,70
<i>DINFSP</i>	<i>Dlh</i>	-4,78	2,56	-1,87
<i>Dle</i>	<i>Dlh</i>	0,41	0,31	1,35
<i>DIPronafc</i>	<i>Dlh</i>	0,26	0,12	2,20
<i>DIPronafi</i>	<i>Dlh</i>	0,25	0,11	2,20
<i>DINFSP</i>	<i>Dlr</i>	0,07	0,03	2,32
<i>Dle</i>	<i>Dlr</i>	0,04	0,01	3,04
<i>Dlh</i>	<i>DINFSP</i>	1,27	0,21	6,03
<i>DIPronafc</i>	<i>DIPronafi</i>	-0,21	0,10	-2,14

⁽¹⁾ A estatística *t* mede a significância dos coeficientes estimados para cada relação contemporânea (H_0 : o coeficiente é igual a zero). Porém, é importante lembrar que essa estatística não é tão rigorosa para a análise da significância dos coeficientes da matriz de relações contemporâneas da metodologia VAR quanto para os modelos de mínimos quadrados ordinários (Bacchi, 2005).

impactam contemporaneamente e positivamente a taxa de juros, mas os coeficientes apontam uma magnitude bastante pequena. E que, de modo presente, o aumento de 1% no *Pronafc* reduz o *Pronafi* em 0,21%.

Destaca-se que os coeficientes da Tabela 4 dizem respeito apenas ao comportamento presente das variáveis, sem considerar suas interações dinâmicas ao longo do tempo. Esse aspecto será examinado na seção a seguir.

Resultados da decomposição da variância do erro de previsão

A Tabela 5 mostra a decomposição da variância do erro de previsão do hiato do produto. Das variáveis do modelo, a que mais parece influenciar as movimentações do hiato do produto é a NFSP. Considerando a média dos 12 períodos, tal variável impacta em 48,4% da variação do produto da economia. Em outras palavras, verifica-se que o gasto do governo tem impacto extremamente considerável na movimentação da demanda da economia. Como o período adotado neste estudo é justamente de crise da economia brasileira, com momentos de elevados níveis de inflação, PIB em retração e desemprego, tal constatação é plenamente compatível e esperada.

As variáveis *Pronafc* e *Pronafi* também exibem influência considerável na demanda agregada (Tabela 5). Entre as duas modalidades de crédito do Pronaf, a voltada para custeio parece ter participação um pouco maior na movimentação do hiato do que a voltada para investimento – explicam em média 17,79% e 15,86% das variações do hiato, respectivamente.

Assim, depreende-se que o crédito do Pronaf para custeio e investimento tem impacto relevante na movimentação da demanda agregada da economia. Além disso, é importante ressaltar que o próprio hiato também influencia sua movimentação, o que corrobora a ideia de que resultados passados do produto da economia impactam o resultado presente. As outras variáveis que compõem o modelo exibiram resultado pouco expressivo na explicação das oscilações do hiato do produto.

Resultados da função impulso-resposta

A Figura 2 mostra que, se for considerado um choque positivo de 1% no *Pronafc*, logo no primeiro período (mês), o efeito no hiato do produto é positivo e chega a um patamar de 0,028%, mas, logo nos dois períodos subsequentes, o choque já se reverte, apresentando assim o hiato

Tabela 5. Decomposição da variância do erro de previsão do hiato do produto.

Período	Desvio padrão	Dih	Dlr	DINFSP	Dle	DIPronafc	DIPronafi	Dlocdechina
1	0,0195	14,068	0,725	52,82	0,42	16,758	15,209	0
2	0,0200	14,353	0,727	50,211	1,8	17,132	15,428	0,347
3	0,0205	14,754	0,709	48,189	1,78	18,128	16,040	1,402
4	0,0206	13,631	0,706	47,766	1,78	17,963	15,969	2,187
5	0,0206	13,624	0,705	47,734	1,78	17,950	15,966	2,244
6	0,0206	13,625	0,705	47,734	1,78	17,948	15,965	2,245
7	0,0206	13,625	0,705	47,733	1,78	17,949	15,965	2,245
8	0,0206	13,625	0,705	47,733	1,78	17,949	15,965	2,245
9	0,0206	13,625	0,705	47,733	1,78	17,949	15,965	2,246
10	0,0206	13,625	0,705	47,733	1,78	17,949	15,965	2,246
11	0,0206	13,625	0,705	47,733	1,78	17,949	15,965	2,246
12	0,0206	13,625	0,705	47,733	1,78	17,949	15,965	2,246

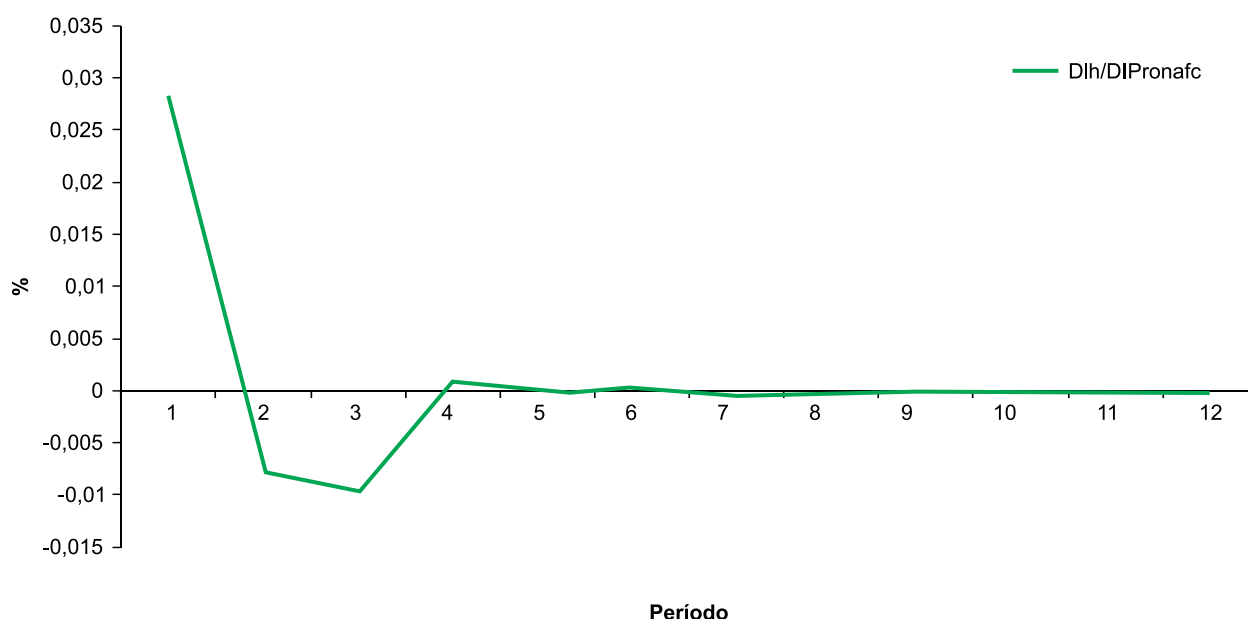


Figura 2. Função impulso-resposta – resposta do hiato do produto a um choque no *Pronafc*.

um comportamento negativo e, a partir do quarto período, o choque tende a se dissipar. Logo, entende-se que o crédito do Pronaf para custeio promove elevação no produto da economia, mas este não perdura, o que já era esperado, dada a própria característica do crédito, que é voltado para o atendimento das despesas normais do produtor, sem pretensões de provocar um efeito

multiplicador na economia, mas apenas manter determinado patamar.

A Figura 3 mostra a reação do hiato do produto diante de um choque positivo no crédito do Pronaf para investimento. A um choque positivo de 1% na variável *Pronafi*, o hiato do produto, logo no primeiro período, exhibe resposta positiva

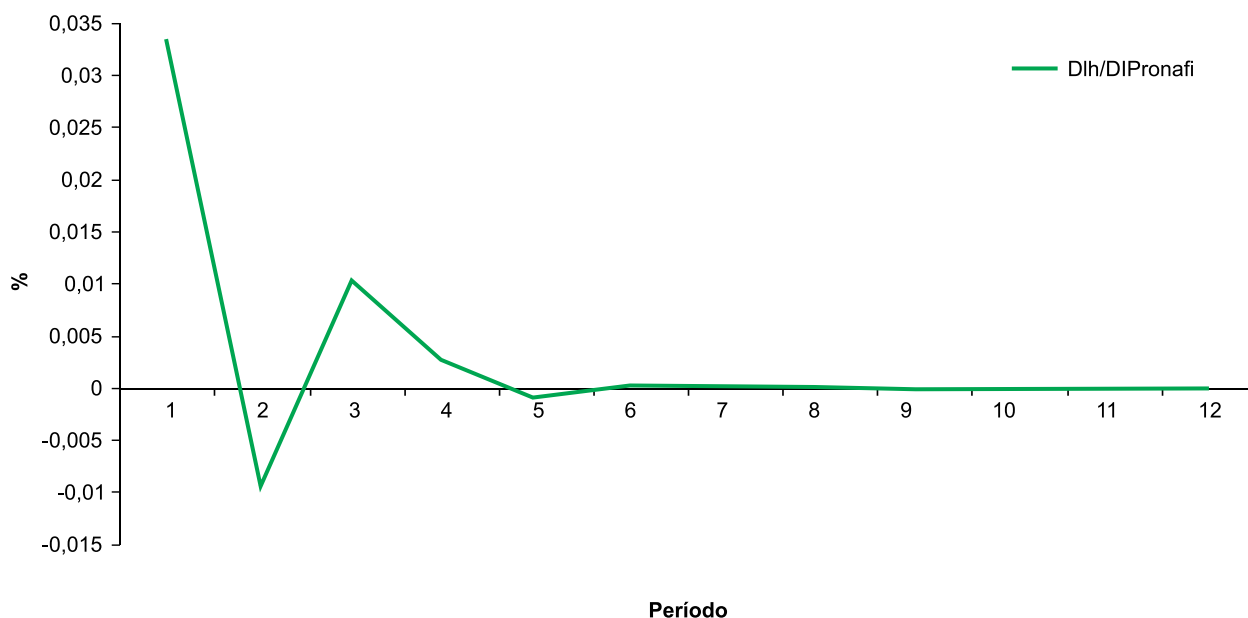


Figura 3. Função impulso-resposta – resposta do hiato do produto a um choque no *Pronafi*.

de 0,033%, que se reverte no segundo, mas já no terceiro período volta a apresentar uma resposta positiva de 0,01%, que perdura até o quarto período. Desse modo, o crédito do Pronaf para investimento proporciona aumento do produto da economia, que perdura por alguns períodos e, comparativamente ao crédito para custeio, gera resposta maior e um pouco mais duradoura de tal variável.

Os resultados acima apresentados são um indício de que o crédito do Pronaf para investimento e custeio leva a resultados positivos na demanda agregada da economia, mas, como já ressaltado, para a confirmação de tais indicativos, é necessário que se acompanhe a evolução das séries de dados sobre os créditos do programa, pois o comprimento das séries é relativamente pequeno (2013 a 2018) e abrange um período de extrema instabilidade econômica.

Conclusão

Considerando a relevância do crédito do Pronaf não só para os setores que o recebem diretamente, mas para a economia como um todo, este estudo mensurou o impacto que o crédito

do programa para custeio e investimento tem na demanda agregada do País.

A curva IS construída para a representação da demanda agregada do País foi composta por variáveis, comumente usadas na versão da curva IS usada pelo Banco Central e por mais algumas variáveis, como o crédito para custeio e investimento do Pronaf. Os dados utilizados são do período de janeiro de 2013 a dezembro de 2018, de acordo com a disponibilidade mensal do Sistema de Operações do Crédito Rural e do Proagro (Sicor) do Banco Central.

A estimação foi feita por vetores autor-regressivos com correção de erros, na versão estrutural, que faz parte do arcabouço de séries temporais e que fornece instrumentos como a decomposição da variância do erro de previsão e a função impulso-resposta, que ajudam na mensuração da influência que as variáveis do modelo têm umas sobre as outras.

Como principal resultado, foi constatado que tanto o crédito para custeio quanto o crédito para investimento impactam a demanda agregada da economia brasileira, mas a influência mos-

trou-se pouco duradoura, resultado observado via funções impulso-resposta.

A proposta deste estudo é de natureza exploratória no sentido de que é curto o período analisado, compreendendo apenas os dados mensais disponíveis pelo sistema do Banco Central, e de que as tendências observadas devem ser acompanhadas. Alguns resultados sugerem a continuidade do estudo, de modo a confirmar os resultados obtidos, principalmente quando o cenário econômico melhorar.

Referências

AMARAL, R.Q. do; OREIRO, J.L. A relação entre o mercado de dívida pública e a política monetária no Brasil. **Revista de Economia Contemporânea**, v.12, p.491- 517, 2008. DOI: <https://doi.org/10.1590/S1415-98482008000300004>.

ARAUJO, J.A.; VIEIRA FILHO, J.E.R. **Análise dos impactos do PRONAF na agricultura do Brasil no período de 2007 a 2016**. Rio de Janeiro: Ipea, 2018. (IPEA. Texto para discussão, 2412). Disponível em: http://www.ipea.gov.br/portal/images/stories/PDFs/TDs/td_2412_.pdf. Acesso em: 19 jan. 2019.

BACCHI, M.R.P. Formação de preços no setor sucroalcooleiro da região centro-sul do Brasil: relação com o mercado de combustível fóssil. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 33., 2005, Natal. **Anais**. Belo Horizonte: ANPEC, 2005. Disponível em: http://www.anpec.org.br/encontro_2005.htm. Acesso em: 10 dez. 2018.

BACEN. Banco Central do Brasil. **[NFSP sem desvalorização cambial (% PIB) - Fluxo acumulado no ano - Resultado primário - Total - Setor público consolidado - %]. Sistema de séries temporais – Bacen**. 2019a. Disponível em: <https://www3.bcb.gov.br/sgspub/consultarvalores/telaCvsSelecionarSeries.paint>. Acesso em: 11 jan. 2019.

BACEN. Banco Central do Brasil. **[PIB mensal -Valores correntes (R\$ milhões). Sistema de séries temporais - Bacen]**. 2019b. Disponível em: <https://www3.bcb.gov.br/sgspub/localizarseries/localizarSeries.do?method=prepararTelaLocalizarSeries>. Acesso em: 10 jan. 2019.

BACEN. Banco Central do Brasil. **[PRONAF - custeio. Sistema de Operações do Crédito Rural e do Proagro (Sicor)]**. 2019c. Disponível em: <https://www.bcb.gov.br/estabilidadefinanceira/reportmicrurral/?path=conteudo%2FMDCR%2FReports%2FqvcProgSubProg.rdl&nome=Quantidade%20e%20Valor%20dos%20Contratos%20por%20Programa%20e%20Subprograma&>

[exibeparametros=true&botoesExportar=true](https://www.bcb.gov.br/estabilidadefinanceira/reportmicrurral/?path=conteudo%2FMDCR%2FReports%2FqvcProgSubProg.rdl&nome=Quantidade%20e%20Valor%20dos%20Contratos%20por%20Programa%20e%20Subprograma&exibeparametros=true&botoesExportar=true)>. Acesso em: 10 fev. 2019.

BACEN. Banco Central do Brasil. **[PRONAF - investimento e custeio. Sistema de Operações do Crédito Rural e do Proagro (Sicor)]**. 2019d. Disponível em: <https://www.bcb.gov.br/estabilidadefinanceira/reportmicrurral/?path=conteudo%2FMDCR%2FReports%2FqvcProgSubProg.rdl&nome=Quantidade%20e%20Valor%20dos%20Contratos%20por%20Programa%20e%20Subprograma&exibeparametros=true&botoesExportar=true>>. Acesso em: 14 fev. 2019.

BACEN. Banco Central do Brasil. **[PRONAF - investimento. Sistema de Operações do Crédito Rural e do Proagro (Sicor)]**. 2019e. Disponível em: <https://www.bcb.gov.br/estabilidadefinanceira/reportmicrurral/?path=conteudo%2FMDCR%2FReports%2FqvcProgSubProg.rdl&nome=Quantidade%20e%20Valor%20dos%20Contratos%20por%20Programa%20e%20Subprograma&exibeparametros=true&botoesExportar=true>>. Acesso em: 10 fev. 2019.

BACEN. Banco Central do Brasil. **[Taxa de câmbio - Livre - Dólar americano (venda) - Média de período - mensal - u.m.c./US\$. Sistema de séries temporais – Bacen]**. 2019f. Disponível em: <https://www3.bcb.gov.br/sgspub/consultarvalores/telaCvsSelecionarSeries.paint>>. Acesso em: 12 jan. 2019.

BIANCHINI, V. **Vinte anos do PRONAF, 1995 – 2015: avanços e desafios**. Brasília: MDA, 2015. Disponível em: http://www.mda.gov.br/sites/mda/sites/sitemda/files/ceazinepdf/PRONAF_20_ANOS_VALTER_BIANCHINI.pdf>. Acesso em: 5 fev. 2019.

BONOMO, M.A.; BRITO, R.D. Regras monetárias e dinâmica macroeconômica no Brasil: uma abordagem de expectativas racionais. **Revista Brasileira de Economia**, v.56, p.551-589, 2002. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0034-71402002000400002>.

BRASIL. Decreto nº 9.064/2017, de 31 de maio de 2017. **Dispõe sobre a Unidade Familiar de Produção Agrária, institui o Cadastro Nacional da Agricultura Familiar e regulamenta a Lei nº 11.326, de 24 de julho de 2006, que estabelece as diretrizes para a formulação da Política Nacional da Agricultura Familiar e empreendimentos familiares rurais**. 2017. Disponível em: http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_Ato2015-2018/2017/Decreto/D9064.htm>. Acesso em: 10 mar. 2019.

BRASIL. **Secretaria de Assuntos Internacionais**. 2018. Disponível em: <http://www.sain.fazenda.gov.br/sobre-a-sain-1/ocde>>. Acesso em: 20 nov. 2018.

CALVO, G.A. Staggered prices in a utility-maximizing framework. **Journal of Monetary Economics**, v.12, p.383-398, 1983. DOI: [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(83\)90060-0](https://doi.org/10.1016/0304-3932(83)90060-0).

- CARNEIRO, D.D.; WU, T.Y.H. Instabilidade e incerteza: Curva IS com dados de longo prazo. **EconomiA**, v.4, p.261-281, 2003. Disponível em: <http://www.anpec.org.br/revista/vol4/v4n2p261_281.pdf>. Acesso em: 10 maio 2018.
- CARRARA, A.F.; BARROS, G.S.A. de C. A influência do preço dos hortifrutícolas no IPCA: uma análise por meio da curva de Phillips. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v.54, p.751-770, 2016. DOI: <https://doi.org/10.1590/1234-56781806-94790540409>.
- CARRARA, A.F.; CARVALHO, L.V.; SBARAI, N. Impactos dos preços do transporte sobre a inflação e os juros no Brasil de março de 2002 a fevereiro de 2016. **Revista Espacios**, v.37, p.1, 2016.
- CEPEA. Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada. **PIB do Agronegócio fechou 2018 com resultado estável**. [2018]. Disponível em: <https://www.cepea.esalq.usp.br/upload/kceditor/files/Cepea_PIB_2018_Mar19.pdf>. Acesso em: 20 mar. 2019.
- CONTINI, E.; AVILA, A.F.D.; REIFSCHNEIDER, F. Perspectivas de financiamento da pesquisa agropecuária brasileira. **Cadernos de Ciência e Tecnologia**, v.14, p.57-90, 1997.
- ELLIOT, G.; ROTHENBERG, T.J.; STOCK, J.H. Efficient test for an autoregressive unit root. **Econometrica**, v.64, p.813-836, 1996. DOI: <https://doi.org/10.2307/2171846>.
- EMBRAPA. Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária. **Módulos Fiscais**. Disponível em: <<https://www.embrapa.br/codigo-florestal/area-de-reserva-legal-arl/modulo-fiscal>>. Acesso em: 16 mar. 2019.
- EMBRAPA. Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária. **Pronaf**. Disponível em: <https://www.agencia.cnptia.embrapa.br/gestor/territorio_sisal/arvore/CONT000fckogtbn02wx5eo0a2ndxy2un4009.html>. Acesso em: 22 mar. 2017.
- ENDERS, W. **Applied Econometric time series**. 2nd ed. [New Jersey]: J. Wiley, 2004. 460p.
- FAO. Food and Agriculture Organization of the United Nations. **Colocar os agricultores familiares em primeiro para erradicar a fome**. 2014. Disponível em: <<http://www.fao.org/news/story/pt/item/260821/icode>>. Acesso em: 18 mar. 2019.
- FIGUEIREDO, M.G. de. **Agricultura e estrutura produtiva do Estado do Mato Grosso**: uma análise insumo-produto. 2003. 187p. Dissertação (Mestrado) – Universidade de São Paulo, Piracicaba.
- FUHRER, J.C.; RUDEBUSCH, G.D. Estimating the Euler equation for output. **Journal of Monetary Economics**, v.51, p.1133-1153, 2004. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2003.10.004>.
- GASQUES, J.G.; BACCHI, M.R.P.; BASTOS, E.T. Impactos do crédito rural sobre variáveis do agronegócio. **Revista de Política Agrícola**, ano26, p.132-140, 2017. Disponível em: <<https://seer.sede.embrapa.br/index.php/RPA/article/view/1315/1082>>. Acesso em: 10 out. 2018.
- GASQUES, J.G.; SPOLADOR, H.F.S. **Taxa de juros e políticas de apoio interno à agricultura**. Brasília: Ipea, 2003. (Ipea. Texto para discussão, 952). Disponível em: <http://www.ipea.gov.br/portal/index.php?option=com_content&view=article&id=452>. Acesso em: 10 mar. 2019.
- GOODHART, C.; HOFMANN, B. The IS curve and the transmission of monetary policy: is there a puzzle? **Applied Economics**, v.37, p.29-36, 2005. DOI: <https://doi.org/10.1080/0003684042000280355>.
- GUANZIROLI, C.E. PRONAF dez anos depois: resultados e perspectivas para o desenvolvimento rural. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v.45, p.301-328, 2007. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0103-20032007000200004>.
- HODRICK, R.J.; PRESCOTT, E.C. Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation. **Journal of Money, Credit and Banking**, v.29, p.1-16, 1997. Disponível em: <<https://www0.gsb.columbia.edu/faculty/rhodrick/prescott-hodrick1997.pdf>>. Acesso em: 10 dez. 2018.
- IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Censo Agropecuário 2017**: resultados definitivos. Rio de Janeiro, 2019.
- IPEADATA. **[Taxa referencial - swaps - DI pré-fixada - 360 dias - fim de período - (% a.a.)]**. 2019. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx>>. Acesso em: 8 jan. 2019.
- JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v.12, p.231-254, 1988. DOI: [https://doi.org/10.1016/0165-1889\(88\)90041-3](https://doi.org/10.1016/0165-1889(88)90041-3).
- KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS, P.C.B.; SCHMIDT, P.; SHIN, Y. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: how sure are we that economic time series have a unit root? **Journal of Econometrics**, v.54, p.159-178, 1992. DOI: [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(92\)90104-Y](https://doi.org/10.1016/0304-4076(92)90104-Y).
- MADDALA, G.S.; KIM, I.-M. **Units roots, cointegration and structural change**. Cambridge: Cambridge University Press, 1998. 505p.
- MIRANDA D.L.R.; GOMES, B.M.A. Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar: trajetórias e desafios no Vale do Ribeira, Brasil. **Sociedade e Natureza**, v.28, p.397-408, 2016. DOI: <https://doi.org/10.1590/1982-451320160306>.
- OCDE. Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico. **Data - Import**. 2019.

Disponível em: <<https://data.oecd.org/trade/trade-in-goods.htm>>. Acesso em: 2 fev.2019.

OSTERWALD-LENUM, M. A note with quantiles of the asymptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank test statistics. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v.54, p.461-472, 1992. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.1992.tb00013.x>.

PEREIRA, E.L.; NASCIMENTO, J.S. Efeitos do Pronaf sobre a produção agrícola familiar dos municípios tocantinenses. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v.52, p.139-156, 2014. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0103-20032014000100008>.

RELATÓRIO DE INFLAÇÃO. Brasília: Bacen, v.16, n.2, jun. 2014. Disponível em: <<https://www.bcb.gov.br/htms/>

<relinf/port/2014/06/ri201406P.pdf>>. Acesso em: 14 nov. 2014.

SANTOS, F.S. dos; HOLLAND, M. Estimando a demanda agregada no Brasil: o papel dos fatores externos. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 36., 2008, Salvador. **Anais**. Salvador: ANPEC, 2008. Disponível em: <<http://www.anpec.org.br/encontro2008/artigos/200807211003530-.pdf>>. Acesso em: 7 dez. 2018.

SCHWERT, G.W. Test for unit roots: a Monte Carlo investigation. **Journal of Business & Economic Statistics**, v.7, p.147-159, 1989. Disponível em: <<https://amstat.tandfonline.com/doi/abs/10.1198/073500102753410354#.XvZhFShKjIU>>. Acesso em: 10 jan. 2015.