

## CAUSALIDADE ENTRE PRONAF E RENDIMENTOS DOS AGRICULTORES FAMILIARES ENTRE 2004 E 2015

### CAUSALITY BETWEEN PRONAF AND FAMILY FARMERS' INCOMES BETWEEN 2004 AND 2015

Luiz Guilherme de Oliveira Santos\*  
Alexandre Florindo Alves\*\*  
Ana Cristina Lima Couto\*\*\*

#### RESUMO

O Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar (PRONAF) deu origem a diversos trabalhos na literatura, muitos buscando compreender os impactos causados pelo PRONAF no crescimento econômico. Entretanto, alguns trabalhos tentam explorar a relação de causa-efeito entre o crédito rural concedido pelo programa e variáveis de renda. Uma contribuição do presente estudo é confrontar informações do programa diretamente com o conjunto de agricultores familiares, e não com o conjunto (total) dos agricultores. Assim, este trabalho visa identificar a relação de causalidade entre o PRONAF e os rendimentos de potenciais agricultores familiares e verificar se o crédito apresenta efeito positivo sobre as variáveis de crescimento entre 2004 e 2015 para as Unidades Federativas brasileiras. Resultados indicam causalidade no sentido Granger do crédito para a renda e os coeficientes estimados em painel mostram um efeito positivo do PRONAF sobre os rendimentos dos agricultores familiares potenciais selecionados na PNAD.

**Palavras-Chave:** PRONAF; causalidade de Granger em painel; renda.

#### ABSTRACT

The National Program for Strengthening Family Farming (Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar – PRONAF, in Portuguese) led to several papers in the literature, many of them aiming to understand the impacts caused by PRONAF on economic growth. However, some studies attempt to explore the cause-effect relationship between rural credit granted by the program and income variables. This paper aims to understand, under the viewpoint of the causal relationship between PRONAF and the income of potential family farmers, to identify the effects of the Program, by verifying whether credit has a positive effect on the growth variables between 2004 and 2015 for Brazilian States. Results indicate Granger causality direction from credit to income, and the coefficients estimated in the panel show a positive effect of PRONAF on the income of potential family farmers selected from the National Household Sample Survey (Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – PNAD, in Portuguese).

**Keywords:** PRONAF; panel Granger's causality; income.

\* Mestre em Economia pelo Programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas da Universidade Estadual de Maringá (PCE-UEM). E-mail: lgos\_@hotmail.com.

\*\* Professor Associado do Departamento de Economia da Universidade Estadual de Maringá (DCO-UEM) e do Programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas da Universidade Estadual de Maringá (PCE-UEM). E-mail: afalves@uem.br.

\*\*\* Professora Associada do Departamento de Economia da Universidade Estadual de Maringá (DCO-UEM) e do Programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas da Universidade Estadual de Maringá (PCE-UEM). E-mail: aclcouth@uem.br.

## INTRODUÇÃO

Políticas públicas foram implantadas e aplicadas propondo reduzir diferenças entre aqueles com maior e os de menor poder aquisitivo na realidade rural. Uma destas ações de estímulo foi o Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar (PRONAF).

Com a instituição pelo Decreto nº-1.946 (BRASIL, 1996), o PRONAF tornou-se uma opção de crédito para a agricultura familiar no Brasil. Antes deste programa – ou até o início da década de 1990 – não havia nenhuma ação de abrangência nacional voltada para as necessidades do agricultor familiar (SCHNEIDER; MATTEI; CAZELLA, 2004). O programa pode ser considerado a principal política de estímulo econômico e produtivo e foi a base para outras ações governamentais para este grupo, como o Programa de Aquisição de Alimentos (PAA), a Lei de Agricultura Familiar, o Seguro Rural, a nova Assistência Técnica de Extensão Rural (Ater) e o Programa Nacional de Alimentação Escolar (PNAE) (GAZZOLA; SCHNEIDER, 2013).

Em 2016, as transações pelo PRONAF atingiram aproximadamente R\$ 22,5 bilhões. Durante os mais de vinte e dois anos do programa, diversas mudanças de aspectos institucionais e normativos foram feitas com a finalidade de garantir o adequado funcionamento do sistema de financiamento.

Na literatura há estudos sobre as consequências da atuação do PRONAF sobre diversas variáveis econômicas, utilizando diversos métodos de estimação – séries temporais, dados em painel, vetores autorregressivos, regressão quantílica etc. Entre estes, destaca-se o estudo de Melo, Marinho e Silva (2013), que mostra o impacto dos segmentos de crédito rural (para custeio, comercialização e investimento) sobre o PIB agropecuário e a causalidade entre estas variáveis. Como resultado, tem-se o efeito positivo do crédito voltado para o custeio e para a comercialização sobre o produto agropecuário. Todavia, verificou-se uma relação de bicausalidade entre estas mesmas variáveis, par a par, e de que o PIB agropecuário causa o crédito rural no sentido de Granger.

Outro estudo, de Cavalcanti (2008), apresenta a relação de causalidade entre crédito rural e o produto agropecuário. Os resultados indicam a direção causal do PIB municipal da agropecuária municipal para o total dos financiamentos concedidos aos produtores e às cooperativas entre 1999 e 2004.

Para compreender melhor a dinâmica do crédito e sua influência sobre a renda, avalia-se, baseado nas relações de precedência temporal, se o PRONAF constitui uma política benéfica para o crescimento/desenvolvimento econômico para as Unidades da Federação brasileiras (os agricultores familiares brasileiros) entre 2004 e 2015. O presente trabalho busca identificar os efeitos do Programa, para verificar se o crédito apresenta um efeito positivo sobre as variáveis de crescimento e desenvolvimento no período. Em outras palavras, se o produtor familiar pode ser beneficiado por rendimentos maiores e melhor qualidade de vida ao tomar financiamentos via PRONAF. Especificamente, procura detectar a direção da relação de causalidade entre as variáveis de renda e de crédito dos/para os agricultores familiares.

A contribuição do presente artigo recai principalmente sobre dois aspectos metodológicos. O primeiro refere-se ao uso da PNAD para obter os dados referentes aos agricultores familiares, importante pois foram encontrados estudos que analisam o impacto do PRONAF sobre o setor agrícola nos municípios considerando todos os produtores, o que gera uma contaminação dos dados com os dos agricultores não familiares. Em segundo lugar o estudo tem caráter inovador e alinhado à literatura

internacional contemporânea ao se valer da estimação da causalidade no sentido de Granger utilizando dados em painel.

Partindo deste ponto, primeiramente é apresentada uma breve discussão sobre o conceito de agricultura familiar e a evolução do programa governamental, além da relação entre crédito e crescimento/desenvolvimento econômico. A segunda parte trata da metodologia do trabalho, a causalidade em painel, e uma descrição das variáveis envolvidas. Por fim são expostos os resultados da análise de causalidade em painel entre as variáveis relacionadas à renda e ao crédito do PRONAF.

## REFERENCIAL TEÓRICO E EMPÍRICO

### O CRÉDITO E O CRESCIMENTO/DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO

O desenvolvimento rural pode ser entendido como uma associação da perspectiva econômica – aumento do nível e estabilidade da renda familiar – e da perspectiva social – obtenção de um nível de vida socialmente aceitável; a trajetória principal do desenvolvimento deve ser capaz de estar incluída na diversificação das atividades que geram renda, ou seja, na pluriatividade. No desenvolvimento rural existe interação de diversos setores produtivos e de apoio num espaço local/regional e com diferentes papéis no processo (produtivo, populacional, ambiental), assumindo cunhos multissetorial e multifuncional (KAGEYAMA, 2004).

De acordo com Navarro (2001), o desenvolvimento rural é previamente organizado, com o Estado como articulador de políticas, a fim de provocar mudanças em um espaço rural pré-estabelecido. Devido a estar subordinado à conjuntura e a outras situações que estimulam a alterações pelos agentes, este conceito é alterado ao longo do tempo. Portanto, a análise do desenvolvimento rural pode ser feita após a tomada de decisão por parte do Estado (*a posteriori*) ou objetivando propor estratégias para o momento futuro (NAVARRO, 2001).

Várias medidas em prol do desenvolvimento rural foram praticadas a partir da década de 1990, com destaque para agricultura familiar (SCHNEIDER, 2010). Entre as políticas, em 1996 surgiu o programa de crédito rural PRONAF.

Existe uma discussão na literatura acerca da importância do crédito para o crescimento e o desenvolvimento econômico. Keynes (1996), por exemplo, contesta a abordagem neoclássica da intermediação financeira - poupança e investimento são determinados simultaneamente. Para ele o investimento *causa* a renda e a poupança, levando ao princípio da demanda efetiva.

Conforme apresenta Schumpeter (1997), o desenvolvimento sucede por iniciativas próprias de mudança, vindas “de dentro”, não resultantes de eventos externos. Assim, é um movimento espontâneo que provoca perturbações no equilíbrio e, após este choque, desloca o ponto de equilíbrio para sempre. Cita o “empresário” como exemplo: ele é estimulado a ter lucro, por isso faz novas combinações de seus recursos (ou novas formas de produção). Para tanto, ele deve executar investimentos para continuar no mercado, fazendo-o de duas formas: utilizando o lucro obtido no período anterior ou tomando financiamento de um “capitalista”. O crédito voltado para o investimento é um importante componente para a movimentação do fluxo circular e para o processo de desenvolvimento schumpeteriano.

King e Levine (1993a) demonstram a função do sistema financeiro no processo de desenvolvimento. Sistemas financeiros mais desenvolvidos promovem a evolução da produtividade, selecionam empreendedores e projetos de qualidade superior, impulsionam mais efetivamente o financiamento

externo, diversificam o risco de atividades inovadoras e indicam com maior precisão a relação entre os lucros potencialmente grandes e a incerteza do negócio da inovação. Assim, melhores sistemas financeiros estimulam o crescimento da produtividade e da produção *per capita*, direcionando os recursos da sociedade para empreendimentos prósperos que aumentam a produtividade. Os autores sugerem que as políticas voltadas para o aperfeiçoamento dos sistemas financeiros podem ter efeito causal importante no crescimento de longo prazo.

## A AGRICULTURA FAMILIAR E O PRONAF

É possível definir a agricultura familiar como uma categoria de produtores agrícolas que utilizam mão de obra familiar em sua maioria para executar atividades concernentes ao seu empreendimento. A produção agrícola resultante é destinada à subsistência das famílias, que se formam em pequenas comunidades, e à comercialização. Entre características marcantes da agricultura familiar no Brasil estão a heterogeneidade social e a diversidade econômica dos indivíduos (SCHNEIDER, 2016; SCHNEIDER; CASSOL, 2017).

O desenvolvimento tecnológico em diversos setores econômicos, especialmente na agropecuária, reduziu a importância do agricultor familiar ao longo da História, o que pode explicar certa discriminação ao relacionar a agricultura familiar a um setor ultrapassado e sem significância (GUILHOTO et al., 2006). Todavia, o conceito de agricultor familiar pode ser confundido, por vezes, com o de “pequeno produtor”. Não se dirige a um agricultor familiar quando se explica sobre a valorização da força de trabalho em desvantagem da quantidade de terra e, ao mesmo tempo, se afasta o foco sobre a escala e a ineficiência ligadas à pobreza rural (SCHNEIDER, 2016).

De acordo com Schneider (2016), a agricultura familiar desempenha alguns papéis importantes: (i) a capacidade de fornecer mão de obra para outros setores, como serviços, de forma temporária, ou com uma função-chave em momentos de depressão econômica; (ii) a promoção de diversificação das economias locais, desenvolvendo várias atividades na propriedade ou agregando valor a seus produtos; (iii) a preservação do patrimônio e da identidade sociocultural – cultura imaterial, língua, gastronomia etc.; (iv) a ligação com a segurança familiar, combatendo problemas de desnutrição e fome, por exemplo; (v) o desenvolvimento de formas de manejo vegetal e animal e de produção mais sustentáveis, que gerem produtos mais saudáveis e menos resíduos ao meio ambiente; (vi) a relação entre produtores e compradores em mercados locais pode reduzir custos de transação, a partir do “interconhecimento”, o que reduz também os custos de produção e os preços finais; etc.

A agricultura familiar pode ser caracterizada pela diversidade, pela heterogeneidade e pela falta de organização. O planejamento produtivo, com a organização do trabalho e da produção, e gestão destes recursos, dependem do cenário social e econômico em que estão inseridos. Estes fatores podem afetar o futuro das propriedades, por causa dos riscos e incertezas de parte produtiva, social, econômica, entre outras. Desta forma, a convivência com uma possível saída da atividade, a desigualdade social entre as zonas rural e urbana e poucas organizações em sua defesa estão entre os desafios para os agricultores familiares (SCHNEIDER, 2016; GUILHOTO et al., 2006).

A primeira definição de âmbito jurídico sobre agricultura familiar é datada no ano de 1964, com a Lei n. 4.504/1964 (também chamada de Estatuto da Terra). No Estatuto da Terra, a propriedade familiar pode ser conceituada como

(...) o imóvel rural que, direta e pessoalmente explorado pelo agricultor e sua família, lhes absorva toda a força de trabalho, garantindo-lhes a subsistência e o progresso social e econômico, com área máxima fixada para cada região e tipo de exploração e eventualmente trabalho com a ajuda de terceiros (BRASIL, 1964, art. 4º, inciso II).

Décadas depois foi sancionada a Lei da Agricultura Familiar, em 2006. Nesta Lei (n. 11.326) são definidas diretrizes para a formulação da Política Nacional da Agricultura Familiar e Empreendimentos Familiares Rurais (SAMBUICHI et al., 2016). Segundo esta norma, o agricultor familiar é o produtor que deve (BRASIL, 2006): (i) deter uma propriedade menor ou igual a quatro módulos fiscais; (ii) utilizar mão-de-obra dos membros de sua família nas atividades econômicas dentro da propriedade; (iii) ter uma parcela mínima da renda familiar relacionada à atividade exercida no estabelecimento ou empreendimento em questão (estabelecido pela Lei n. 12.512/2011); e, (iv) ser, juntamente com a família, o responsável pelo estabelecimento/empreendimento.

Dados do Censo Agropecuário de 2006, também encontrados em França, Del Grossi e Marques (2009), mostram a existência de 4.367.902 estabelecimentos de agricultura familiar, correspondendo a 84,4% dos estabelecimentos rurais no Brasil. Metade destes está localizada na região Nordeste (89% dos estabelecimentos da própria região), 19,2% no Sul (o que representa 84% do total dos estabelecimentos nesta região) e 16% no Sudeste (ou 76% dos estabelecimentos na região).

Em 2017, constatou-se 3.897.408 estabelecimentos de agricultura familiar, ou 76,8% do total. A região Nordeste continua com a maior parte dos estabelecimentos rurais voltados para a agricultura familiar, com 47,2% no Brasil e 79,2% do total na região. No entanto, neste Censo o Sudeste tornou-se a segunda região com mais estabelecimentos (17,7% do total no Brasil e 71,1% na região), seguido das regiões Sul, com 17,1% (78% na região), Norte, com 12,3% (82,8% na região) e Centro-Oeste, com 5,7% (64,3% do total de estabelecimentos na região).

Um exemplo de atitude tomada pelo Poder Público para o desenvolvimento econômico e social da agricultura familiar foi a criação do PRONAF. Em 1995, foi instituída a Linha de Ação PRONAF Crédito Rural (Resolução CMN/BACEN n. 2.191), determinando condições para a contratação do crédito destinado ao apoio em atividades agropecuárias exploradas por meio do emprego direto da força de trabalho do agricultor e de sua família (KAGEYAMA, 2003).

No ano seguinte o PRONAF fora finalmente criado, por meio do Decreto n. 1.946/1996, como política pública destinada a esta modalidade de produtor rural que, até aquele momento, concorria com os demais produtores de maior poder aquisitivo por crédito (BANCO DO BRASIL, 2004). O programa tem como principal finalidade “o fortalecimento e a valorização do agricultor familiar, visando integrá-lo à cadeia de agronegócios e proporcionar-lhe o aumento de renda e a agregação de valor ao produto e à propriedade, mediante sua profissionalização e modernização do sistema produtivo” (BANCO DO BRASIL, 2004, p. 28).

Até 2021, como requisito para acesso ao programa governamental, os agricultores devem ter uma Declaração de Aptidão ao PRONAF (DAP) para pessoa física. O DAP se constitui em um cadastro com informações básicas autodeclaradas do produtor e sua produção. A declaração também é exigida para organizações de agricultores familiares – associações e cooperativas -, como pessoa jurídica. O preenchimento do DAP era feito na Secretaria de Agricultura Familiar, do Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (SAMBUICHI et al., 2016). No momento deste trabalho, o DAP era o critério para acesso ao PRONAF.

Em dezembro de 2021, foi publicada no Diário Oficial da União a Portaria MAPA n. 387/2021, que institui o Cadastro Nacional da Agricultura Familiar do PRONAF (CAF-Pronaf), que substitui a

Declaração de Aptidão ao PRONAF (DAP). É constituído por informações básicas autodeclaradas do produtor e sua produção. Como critério para solicitar crédito pelo PRONAF, o agricultor familiar deve ter seu cadastro ativo e atualizado. Atualmente é emitido pelo sistema eletrônico CAFWeb, vinculado ao Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento.

O PRONAF proporcionou, de certa maneira, o atendimento a uma reivindicação por parte de organizações de trabalhadores rurais. A ausência de uma política em benefício do desenvolvimento rural, voltada aos produtores com menor capacidade técnica e com menor grau de inserção no mercado agropecuário, era um questionamento destes grupos. Ainda, o PRONAF propiciou a ascensão dos agricultores familiares, antes vivendo à margem e, por vezes, confundidos com “pequenos produtores” (MATTEI, 2014).

Em seu início, o PRONAF operava em quatro linhas de operação, conforme afirma Mattei (2014):

(i) o financiamento de recursos para custeio e investimento da produção, em quase todos os municípios; (ii) o financiamento para obras de infraestrutura e serviços básicos aos municípios de todas as regiões brasileiras; (iii) a promoção de capacitação e qualificação dos agricultores familiares, com cursos e treinamentos, atuação de conselhos municipais e de equipes técnicas que coordenavam as políticas de desenvolvimento rural; e, (iv) o financiamento para pesquisa e extensão, ligadas à geração e transferência de tecnologia aos produtores.

Ao longo do tempo, o PRONAF teve alterações nos aspectos normativos e institucionais, com a finalidade de aperfeiçoar suas ações, especialmente as ligadas ao sistema de financiamento<sup>1</sup>. Segundo Mattei (2014), o programa passou por três diferentes fases. A primeira, entre a criação e o ano de 1999, é evidenciada pelas mudanças nas regras de funcionamento, como a redução progressiva da taxa de juros.

Na segunda fase (entre 1999 e 2008), os agricultores familiares foram estratificados em seis grupos, conforme a renda bruta familiar anual – uma nova regra, instituída pela Resolução n. 2.629/1999-CMN. O objetivo era “tornar as regras de financiamento mais adequadas à realidade dos distintos segmentos que compõem o setor da agricultura familiar brasileira” (MATTEI, 2014, p. 60).

Após 2008 tem-se a terceira fase, a partir da Resolução n. 3.559/2008-CMN, que suprimiu as categorias C, D e E para acesso a financiamento. Os beneficiários A, B e A/C passaram a compor o grupo da agricultura familiar. Ademais, é levada em conta agora a faixa de renda bruta familiar dos últimos 12 meses e até dois empregados permanentes por unidade de produção para ter acesso ao crédito do programa.

Entre os anos de 1995 e 2000, o PRONAF destinou R\$ 10,2 bilhões<sup>2</sup> para os pequenos produtores, totalizando cerca de 4 milhões de contratos até a safra 2000/2001 (KAGEYAMA, 2003). De acordo com dados do Banco Central do Brasil, em 2021, o valor total dos contratos no PRONAF foi cerca de R\$ 40,2 bilhões em 1.442.519 contratos afirmados. Do total, R\$ 21,6 bilhões (53,7% do total) em 521.381 contratos (36,1% do total) foram disponibilizados ao custeio, R\$ 17,4 bilhões (43,3% do valor total) em 920.763 contratos (63,4% da quantidade total) para investimentos e R\$ 1,2 bilhão (0,3% do valor total) em 375 contratos para a indústria. O Sul foi a região que obteve mais recursos no Programa, com cerca de R\$ 22,8 bilhões (ou 56,7% do total), em 407.977 contratos acordados (28,3% do total).

<sup>1</sup> Mattei (2006) afirma que os primeiros trabalhos relacionados à operacionalização do PRONAF indicam falhas, como a concentração dos recursos na região Sul, especialmente em setores agroindustriais altamente especializados. O motivo está na forma de liberação dos recursos, visto que os agentes financeiros autorizavam os financiamentos para produtores com menor risco de inadimplemento.

<sup>2</sup> Nos preços de dezembro de 2021, R\$ 27,86 bilhões (IPEADATA, 2022).

## METODOLOGIA

### VETORES AUTORREGRESSIVOS COM DADOS EM PAINEL (PVAR)

Os vetores autorregressivos para dados em painel (PVAR) podem ser considerados como uma alternativa para as estimações de autorregressão em painéis, com observações relativamente pequenas de séries temporais e uma grande quantidade de observações em *cross-section*, buscando observar os efeitos individuais (também definido como heterogeneidade individual), por meio do intercepto da equação analisada. Propostas de diversos modelos para PVAR são encontradas em trabalhos de autores como Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988) e Binder, Hsiao e Pesaran (2005).

De acordo com Binder, Hsiao e Pesaran (2005), sendo um vetor  $x$  1 de variáveis aleatórias para a  $i$ -ésima unidade de *cross-section* ao tempo  $t$  e supondo que as são geradas pelo seguinte modelo de painéis autorregressivos de ordem um, PVAR(1):

$$y_t = I_m - \mu + y_{,t} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

para  $(i = 1, 2, \dots, N; t = 1, 2, \dots, T)$ , onde  $\Phi$  representa uma matriz  $m \times m$  de coeficientes angulares,  $\mu_i$  é um vetor  $m \times 1$  de efeitos específicos de indivíduos,  $\varepsilon_{it}$  é um vetor  $m \times 1$  de erros e  $I_m$  simboliza a matriz identidade de dimensão  $m \times m$ .

Os modelos PVAR devem estar em conformidade com as seguintes hipóteses: (1) as observações disponíveis são  $y_{i0}, y_{i1}, \dots, y_{iT}$  com  $t \geq 2$  mas  $n \rightarrow \infty$  fixados como ; (2) o termo de erro,  $\varepsilon_{it}$ , é independentemente e identicamente distribuído (i.i.d.) para todo  $i$  e  $t$  com  $E[\varepsilon_{it}] = 0$  e  $E[\varepsilon_{it}\varepsilon_{it}'] = \Omega_\varepsilon$ ,  $\Omega_\varepsilon$  sendo uma matriz positiva definida; (3) os desvios iniciais,  $\varepsilon_{i0}$ , são i.i.d. entre os  $i$ , com média zero e variância não singular constante,  $E[\varepsilon_{i0}\varepsilon_{i0}'] = \varphi_{\varepsilon 0}$  (BINDER; HSIAO; PESARAN, 2005).

A especificação do modelo pode ser definida com efeitos fixos ou aleatórios. Em estimações de efeitos aleatórios, o coeficiente das variáveis de *cross-section* não é observado e não está correlacionado com as variáveis em painel (BINDER; HSIAO; PESARAN, 2005).

Para estimações de efeito fixo, existem variáveis específicas do indivíduo e correlacionadas com as de painel e os coeficientes serão iguais para todos os indivíduos, salvo os de variáveis de *cross-section*.

Logo, é admitido que:

- (i) os efeitos individuais sejam distribuídos de forma dependente, (ii) os efeitos individuais são heterocedásticos, (iii) os efeitos individuais são (geralmente) caracterizados por uma função de distribuição de probabilidade conjunta com o número desconhecido de parâmetros aumentando na mesma taxa que o número de observações transversais no painel, (iv) os efeitos individuais não têm momentos e (v) os efeitos individuais e os distúrbios estão correlacionados (BINDER; HSIAO; PESARAN; 2005, p. 802).

Em casos em que são considerados aspectos endógenos no modelo, pode ser utilizada a estimação por GMM - Método dos Momentos Generalizados, com variáveis instrumentais (neste caso, a variável dependente defasada) e a exclusão de efeitos não observados. Portanto, é acrescentada uma condição de momento sobre a estrutura do PVAR (BINDER, HSIAO, PESARAN, 2005).

Para a escolha entre o vetor de efeitos fixos e o GMM, determinando a condição de momento a partir da quantidade de defasagens das variáveis dependentes com um determinado tamanho de amostra (ABRIGO; LOVE, 2015), foi utilizada a estatística  $J$  de Hansen. Os critérios de especificação

para PVAR de Akaike, bayesiana e de Hannan-Quin, com a finalidade de selecionar o modelo com maior probabilidade (ABRIGO; LOVE, 2015), também serão aplicados no trabalho.

## TESTES DE RAIZ UNITÁRIA E DE COINTEGRAÇÃO PARA PVAR

A raiz unitária pode ser entendida como um processo de não estacionariedade de uma série, como um passeio aleatório em séries temporais (GREENE, 2012). A fim de identificá-la, existem testes como os de Dickey-Fuller, Phillips-Perron ou KPSS (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin).

Para casos com modelos PVAR, os testes de raiz unitária podem ser divididos em dois grupos: um primeiro considera uma raiz comum, com parâmetros de mesma estrutura autorregressiva (AR(1)) – como, por exemplo, os propostos por Levin, Lin e Chu (2002) e Breitung (1999); e um segundo com os parâmetros variando para cada indivíduo, como os de Im, Pesaran e Shin (2003), ADF-Fisher e PP-Fisher (ESPÍNDOLA, 2014).

Utilizou-se no trabalho o teste de Levin, Lin e Chu (2002) – ou LLC, de Im, Pesaran e Shin (2003) – ou IPS e o teste de Fisher com especificação de Dickey-Fuller – ou ADF-Fisher. A hipótese nula dos testes LLC e IPS é de que cada série temporal individual possui uma raiz unitária, contra a alternativa de que cada série é estacionária. O teste ADF-Fisher apresenta como hipótese nula a de que todos os painéis contêm raízes unitárias, contra a alternativa de que pelo menos um painel é estacionário.

O teste IPS combina a evidência sobre a hipótese de raiz unitária de  $N$  testes desempenhados sobre  $N$  unidades de corte transversal. O teste de ADF-Fisher calculado pelo Stata utiliza quatro estatísticas apresentadas por Choi (2001): a distribuição qui-quadrado inverso, a normal inversa, a *logit t* inversa e a qui-quadrado inversa modificada. Segundo Maddala e Wu (1999), IPS e ADF-Fisher têm a vantagem de aceitarem painéis desbalanceados. O IPS é baseado em combinações de testes estatísticos, enquanto o de ADF-Fisher combina níveis de significância de vários testes.

Quando são combinadas de forma linear, as séries temporais não estacionárias se tornam integradas de ordem 1 ( $I(1)$ ). Assim, é possível discriminar as relações de longo e de curto prazo entre as variáveis dependente ( $y_t$ ) e explicativa ( $x_t$ ), pois no primeiro as variáveis descolam juntas para cima e, no segundo, observa-se a relação entre os desvios de suas tendências de longo prazo. Ocorrendo isto, a diferenciação não seria adequada, uma vez que as relações de longo prazo entre  $y_t$  e  $x_t$  seriam omitidas. Por esta razão que estudos sobre cointegração e a técnica de correção de erro procuram métodos de estimação que conservar a informação de ambas as formas de covariação (GREENE, 2012, p. 959). Para dados em painel, os testes mais conhecidos são os de Kao (1999), Pedroni (1999) e Westerlund (2007). Neste trabalho foi utilizado o de Westerlund.

O teste de Westerlund (2007) procura investigar a hipótese nula de ausência de cointegração ao testar se o termo de correção de erro em um modelo de correção de erros condicional é igual a zero. Se o termo for diferente de zero, a hipótese é rejeitada. Em Westerlund (2007), foram testados quatro painéis, cujos testes foram capazes de dispor dinâmicas de curto prazo de cada indivíduo, inclusive termos de erro correlacionados na série e regressores não estritamente exógenos, interceptos específicos para indivíduos e termos de tendência, bem como parâmetros de inclinação específicos do indivíduo. No limite, os testes mostraram uma distribuição normal e que são consistentes.

## A (NÃO) CAUSALIDADE DE GRANGER EM PAINEL

A (não) causalidade de Granger pode ser considerada um modo de detectar a exogeneidade (ou a endogeneidade) em uma estimação (GREENE, 2012). Para estimações de séries temporais, a não causalidade de Granger pode ser definida por

$$E y_t \vee y_{t-1}, x_t, x_H, \dots = y_t \vee y_t \quad (2)$$

Ou seja, os valores defasados de  $Y_t$  não geram informação sobre a média condicional de  $y_t$  visto que os valores defasados de  $y_t$ , em si, são responsáveis por esta informação.

Em estimações de painel, o teste de (não) causalidade de Granger deve: (i) controlar uma possível dependência de corte transversal entre membros de painel, já que um choque sobre um indivíduo, região etc. pode afetar outros; e, (ii) considerar a heterogeneidade em parâmetros estimados para cada indivíduo do painel, buscando impor uma restrição para uma relação de causalidade (KAR; NAZLIOĞLU; AĞIR, 2011).

Na literatura há pelo menos três abordagens para avaliar a causalidade de Granger em painéis. Uma primeira procura estimar um modelo com vetor de correção de erros para painel, por meio do método GMM. A segunda tem a finalidade de controlar a heterogeneidade, não considerando a dependência de corte transversal - este é proposto, por exemplo, em Dumitrescu e Hurlin (2011). A terceira leva em conta a dependência no corte transversal e, ao mesmo tempo, a heterogeneidade dos indivíduos, defendido em Kónya (2006) (KAR; NAZLIOĞLU; AĞIR, 2011).

Este trabalho utiliza a metodologia desenvolvida por Granger (1969), aplicada por Abrigo e Love (2015) para o programa estatístico Stata. Este realiza testes de Wald para a causalidade de Granger para cada equação do PVAR antes estimado.

## BANCO DE DADOS E DETERMINAÇÃO DA AMOSTRA

Os dados foram coletados a partir da da PNAD, anuais para o período de 2004 a 2015. Para ter maior embasamento, foram coletados alguns critérios de seleção da amostra que representariam os potenciais agricultores familiares em outros escritos. Segundo Bergamasco (1995, apud KAGEYAMA, BERGAMASCO; OLIVEIRA, 2008), com base em banco de dados da PNAD, agricultor familiar são “as categorias de trabalhadores por conta própria, parceiros conta própria e membros não-remunerados das famílias que exerceram atividade no setor agrícola” (BERGAMASCO, 1995, apud KAGEYAMA, BERGAMASCO; OLIVEIRA, 2008, p. 18).

No estudo de Rocha Junior, Cassuce e Cirino (2017), foram estabelecidos critérios de exclusão para a amostra: (i) os contidos na situação censitária urbana (cidade ou vila, área urbanizada) ou urbana (área urbana isolada); (ii) as pessoas que não são classificadas como de referência do domicílio; (iii) os empreendimentos com área maior do que 480 hectares; e (iv) os empreendimentos com renda mensal maior do que R\$ 30.000,00.

A partir dos critérios definidos por Rocha Junior, Cassuce e Cirino (2017), foram definidos os parâmetros de seleção da amostra na PNAD. Por este banco de dados, determinou-se o agricultor familiar os indivíduos que: (a) residem na zona rural (aglomerado rural de extensão urbana; isolado, povoado; isolado, núcleo; isolado, outros aglomerados; zona rural exclusive aglomerado rural); (b) não correspondem às condições de pensionista, empregado doméstico ou parente de empregado doméstico; (c) apresentam empreendimentos com área de até 480 hectares (equivalente a 4 módulos

fiscais)<sup>3</sup>, limite superior em 2013 (INCRA, 2017); (d) possuem empreendimentos com renda mensal de até R\$ 30.000,00 (=R\$ 360.000,00 no ano), conforme requisito de acesso ao PRONAF, excluídos do cálculo os benefícios sociais e proventos previdenciários decorrentes de atividades rurais.

Os testes de causalidade de Granger foram feitos a partir de um painel com as variáveis apresentadas no Quadro 3. Primeiro, foram realizados os testes de raiz unitária e foram aplicados os critérios de identificação e a estatística J para estabelecer o número de defasagens adequado ao modelo. O passo seguinte foi a estimação dos vetores autorregressivos num painel (PVAR) com informações de indivíduos de mais de 18 anos. Por fim, realizou-se o teste de não causalidade de Granger para identificar a presença de endogeneidade. O painel contém informações para todas as 27 Unidades Federativas brasileiras, de 2004 a 2015.

**Quadro 1** - Lista de variáveis utilizadas no trabalho

Variável	Descrição	Base de dados
<i>lrendatmedia</i>	Logaritmo natural do rendimento anual em dinheiro ou em produtos que recebia normalmente, no mês de referência, nos trabalhos principal, secundário ou outros, na semana de referência, dividido pela amostra expandida para a população	PNAD (2017)
<i>lpronafpc</i>	Valor de crédito concedido pelo PRONAF, dividido pela amostra expandida para a população, em logaritmo natural	Brasil (2017) e PNAD (2017)

**Fonte:** elaboração própria.

Para melhor compreensão, alguns pontos devem ser ressaltados. Em primeiro lugar, por não existir dados da PNAD para o ano de 2010, utilizou-se as médias aritméticas dos valores das variáveis relacionadas a 2009 e 2011<sup>4</sup>. Tanto *lrendatmedia* quanto *lpronafpc* estão logaritimizadas. Segundo, os valores da renda dos indivíduos e o valor total dos contratos do PRONAF foram deflacionados com base no Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC) para o período (IPEADATA, 2018b). Terceiro, com base nos estudos de Batista e Neder (2014), Silva (2014) e Pereira e Nascimento (2014), é esperado que a variável *lpronafpc* tenha um sinal positivo. Isto assinala que o crédito rural pode ser um instrumento que colabore para o aumento da renda dos agricultores familiares.

## RESULTADOS E DISCUSSÕES

### RESULTADOS DAS ESTIMAÇÕES DO PVAR E DO TESTE DE (NÃO) CAUSALIDADE DE GRANGER

Realizados os cálculos para testes de raiz unitária, verificou-se que as séries devem ser empregadas em nível. Pelos resultados (Tabela 1), a série relacionada ao crédito do PRONAF é considerada estacionária para os três testes – LLC, IPS e ADF-Fisher; a variável de renda dos agricultores também é estacionária, uma vez que os resultados foram significativos em dois dos três testes apenas no teste ADF-Fisher apresentou indícios de painéis com raiz unitária.

<sup>3</sup> Conforme o § 2º do art. 50 da Lei n. 4.504/1964, incluído pela Lei n. 6.746/1979, os módulos fiscais são unidades de medidas agrárias definidas para cada município, em hectares, e são determinados levando-se em consideração fatores presentes nos incisos deste parágrafo. Estes valores variam de 5 a 120 hectares. No entanto, há uma dificuldade de identificar os municípios e, assim, realizar a exclusão de empreendimentos com mais de 4 módulos fiscais. A menor unidade territorial de agregação na PNAD é por estados e regiões metropolitanas. Desta forma, foi feito um procedimento idêntico ao de Rocha Junior, Cassuce e Cirino (2017), que retiram de sua amostra aqueles com mais de 480 hectares (4 vezes o valor encontrado para um município).

<sup>4</sup> Este procedimento é semelhante ao efetuado por Marinho, Linhares e Campelo (2011), Tabosa, Araújo e Khan (2012) e Medeiros e Souza (2016), por exemplo.

**Tabela 1** - Testes de raiz unitária

	LLC	IPS	ADF-Fisher
<i>Irendatmedia</i>	-4,0065	-3,3755	46,9022
	(0,0000)	(0,0004)	(0,7423)
<i>Ipronafpc</i>	-5,7178	-3,8801	95,2793
	(0,0000)	(0,0001)	(0,0005)

**Fonte:** Elaboração própria.

**Nota:** os valores entre parênteses representam o p-valor do teste.

A etapa seguinte foi estimar um modelo de vetores autorregressivos em painel. Pode-se observar, a partir dos dados contidos na Tabela 2, que é mais adequado um modelo com uma defasagem para esta estimação do PVAR, por causa dos menores valores para as estatísticas de Akaike (MAIC), bayesiana (MBIC) e Hannn-Quinn (MQIC). Juntamente com a estatística J de Hansen (1982)<sup>5</sup>, é possível afirmar que o modelo PVAR deve ser estimado com uma defasagem, empregando o método GMM para este caso.

**Tabela 2** - Número de defasagens escolhido para o PVAR a partir de testes de especificação

Número de defasagens	J-Hansen	p-valor J	MBIC	MAIC	MQIC
1	16,70446	0,161057	-46,19651*	-7,295545*	-23,05526*
2	13,01355	0,1113842	-28,92042	-2,986448	-13,49293
3	4,060806	0,3978392	-16,90618	-3,939194	-9,192432

**Fonte:** Elaboração própria.

**Nota:** \*Indicação para o número de defasagens adequado.

A seguir, tem-se os valores estimados dos coeficientes do PVAR com GMM, conforme Tabela 3. Sendo a renda variável dependente, é verificado um efeito estatisticamente positivo e significativo tanto de *L1.Irendatmedia* quanto de *L1.Ipronafpc*, defasadas. Em outras palavras, um aumento de 1% da renda média no período anterior provocará um aumento em 0,643% na renda média do período atual; um crescimento de 1% do volume de crédito do PRONAF por pessoa no período anterior vai gerar aumento em 0,074% na renda média atual.

**Tabela 3** - Resultados do PVAR, para indivíduos com mais de 18 anos

Variável dependente	Variável explicativa	Coefficiente
<i>Irendatmedia</i>	<i>L1.Irendatmedia</i>	0,6434044
		(0,125)***
	<i>L1.Ipronafpc</i>	0,0742556
		(0,032)**
<i>Ipronafpc</i>	<i>L1.Irendatmedia</i>	0,173368
		(0,323)
	<i>L1.Ipronafpc</i>	0,5865674
		(0,079)***

**Fonte:** Elaboração própria.

**Nota:** \*\*\* 1% de significância; \*\*5% de significância; \*10% de significância. - Os valores entre parênteses são os erros-padrão de cada coeficiente.

<sup>5</sup>Esta é uma estatística de restrição de sobre-identificação para k painéis VAR variados de ordem p e condições de momento com base em q defasagens das variáveis dependentes com tamanho de amostra (ABRIGO; LOVE, 2015, p. 5).

Com o crédito do programa governamental como a variável dependente, somente sua versão defasada em um período (*L1.lpronafpc*) pode ser considerada estatisticamente significativa.

Finalmente, ao identificar a relação de causalidade entre as variáveis envolvidas no modelo proposto, conforme Tabela 4, observa-se uma unidirecionalidade do crédito para a renda, com o crédito do PRONAF *causando*, no sentido Granger, a renda dos agricultores.

**Tabela 4** - Teste de causalidade de Granger em painel (*lrendatmedia* x *lpronafpc*)

		Estadística $\chi^2$	Defasagem	p-valor
<i>lrendatmedia</i>	<i>lpronafpc</i>	5,451	1	0,020
	ALL	5,451	1	0,020
<i>lpronafpc</i>	<i>lrendatmedia</i>	0,289	1	0,591
	ALL	0,289	1	0,591

**Fonte:** Elaboração própria.

Além de Melo, Marinho e Silva (2013), Rocha (2007) utilizou a causalidade em painel para a relação produto-crédito, avaliando, em um dos ensaios, a relação entre o sistema financeiro e o desenvolvimento econômico no Brasil. Este autor leva em conta o teste de causalidade de Granger e Huang (1997) entre a evolução do sistema bancário (como volume de crédito bancário e depósito bancário) e a do nível de renda dos estados brasileiros, entre 1995 e 2002, com dados anuais e mensais. Destaca-se, entre os resultados, que: (i) para os dados anuais, os indicadores financeiros usados *Granger-causam* o produto, alinhando-se com a evidência empírica internacional (como em King e Levine (1993a, 1993b)) e nacional; (ii) para os dados mensais, a causalidade é inversa, isto é, o produto *Granger-causa* o sistema financeiro. O caráter de longo prazo que está por dentro da relação crédito-produto, pode ser visto em Beck e Levine (2001). No curto prazo, o sistema financeiro se torna um reflexo das condições reais da economia, segundo Rocha (2007).

A partir de Rocha (2007), Cavalcanti (2008) detectou para um painel o sentido da causalidade entre o produto interno bruto agropecuário municipal e o crédito rural entre 1999 e 2004. Neste estudo, constatou-se que o PIB agropecuário municipal causa o crédito rural no sentido de Granger, contrariando a maior parte da literatura.

Na literatura internacional, outros trabalhos aplicam o conceito de causalidade sobre variáveis de renda e crédito. Calderón e Liu (2003), por exemplo, aplicaram um teste de decomposição de Geweke (1982) em um painel de 109 países entre 1960 e 1994 para identificar a direção de causalidade entre o desenvolvimento financeiro e o crescimento econômico. O trabalho encontrou que: (i) o desenvolvimento financeiro geralmente *Granger-causa* o crescimento econômico; (ii) há indícios de bicausalidade quando se separam em países em desenvolvimento e industrializados; (iii) o progresso financeiro pode contribuir mais para uma relação causal em países em desenvolvimento do que nos industrializados, o que pode revelar a importância dos intermediários financeiros em economias menos desenvolvidas; (iv) quanto maior o intervalo de amostragem, maior pode ser o efeito do desenvolvimento financeiro sobre o crescimento econômico; e, (v) o progresso financeiro pode impulsionar o crescimento por meio de acumulação mais rápida de capital ou por mudanças tecnológicas, mesmo que o canal de produtividade pareça ser mais forte.

A partir do estudo de Kónya (2006), Hsueh, Hu e Tu (2013) realizaram uma análise de causalidade de Granger em painel entre algumas variáveis de desenvolvimento financeiro e crescimento

econômico para dez países asiáticos para o período entre 1980 e 2007. Para sete países, detectou-se causalidade unidirecional do progresso econômico para o crescimento do produto, especialmente na China. Identificou-se também causalidade do crescimento econômico para o desenvolvimento na Malásia, ao utilizar uma variável de oferta de moeda como *proxy*. Por fim, não se evidenciou sinais de causalidade na Índia, nas Filipinas e no Japão.

Akıncı, Akıncı e Yılmaz (2014) realizaram o teste de causalidade de Granger em modelo PVAR de longo prazo em países membros da OCDE (Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico) entre 1980 e 2011, utilizando o crédito doméstico, a oferta de moeda, a taxa de depósito bancário total pelo PIB, a taxa de depósitos no sistema financeiro em relação ao PIB e o próprio produto interno bruto. Os resultados apontam uma causalidade unidirecional de três variáveis *proxy* de desenvolvimento financeiro para o crescimento econômico; somente indica-se bicausalidade entre uma variável de oferta de moeda e o PIB.

Em comparação com os citados anteriormente, o resultado deste trabalho aponta que o crédito do PRONAF causa a renda média dos potenciais agricultores familiares, no sentido de Granger, contrariando, em parte, as respostas de Melo, Marinho e Silva (2013) e Rocha (2007), e, totalmente, Cavalcanti (2008). Por outro lado, isto condiz com as evidências encontradas na maior parte da literatura, como, em grande parte, em Matos (2002), Akıncı, Akıncı e Yılmaz (2014), Hsueh, Hu e Tu (2013).

## CONCLUSÕES

Este trabalho retomou a importância do crédito para o crescimento/desenvolvimento econômico. Mais precisamente, buscou-se confrontar a efetividade do PRONAF como política governamental para a renda dos agricultores familiares potenciais nas unidades federativas brasileiras entre 2004 e 2015. O presente trabalho procurou identificar os efeitos do PRONAF, mostrando que o crédito é um fator que colabora para o aumento de renda e, certamente, para a melhora do bem-estar da população.

Para tanto, os modelos PVAR e a causalidade de Granger nos dados em painel mostraram a direção da relação de causalidade entre o total de crédito concedido pelo PRONAF e a renda média dos potenciais agricultores familiares. A partir dos resultados, é possível afirmar que o PRONAF é um fator de aumento da renda dos agricultores familiares, visto que a unidirecionalidade do crédito para a renda indica que o incentivo aos financiamentos a estes agricultores gerará um acréscimo na renda média deste grupo.

É possível que as alterações feitas ao longo dos mais de vinte anos do Programa geraram maior segurança para reconhecer os tomadores de crédito. Também foi possível mostrar a importância do Estado como agente incentivador da dinâmica econômica e como promotor do crescimento e do desenvolvimento econômico, ao financiar os investimentos dos agricultores familiares.

Entende-se que o valor do coeficiente da variável relacionada ao Programa é pequeno. Todavia, mudanças ocorridas nas últimas décadas para os agricultores familiares e para o espaço rural podem ter alterado a dinâmica social daqueles que vivem neste meio. A tecnologia, o envelhecimento da população, entre outros fatores, podem ter reduzido o papel do crédito rural ao longo do tempo, em detrimento de outros fatores como a escolaridade, a idade ou a infraestrutura. Isto pode ser trabalhado em futuros estudos.

Ademais, este trabalho não identifica resultados por região, unidade federativa ou município brasileiro. Acredita-se que, a partir do prisma da especificação dos efeitos, podem-se encontrar

resultados diferentes de uma região para outra ou, ainda, se a política de crédito rural tem a mesma implicação significativamente (ou não) numa determinada região.

Portanto, entende-se que o PRONAF pode estimular o aumento da produção e crescimento e distribuição da renda dos agricultores familiares. No entanto, é preciso examinar aspectos regionais, sociais ou econômicos e seus efeitos para compreender a atuação e resultados possíveis desta política de crédito.

## REFERÊNCIAS

- ABRIGO, M. R. M.; LOVE, I. (2015). Estimation of Panel Vector Autoregression in Stata: a Package of Programs. *Working Paper Series*, n. 2, p. 1-28, 2016. Disponível em: <[http://www.economics.hawaii.edu/research/workingpapers/WP\\_16-02.pdf](http://www.economics.hawaii.edu/research/workingpapers/WP_16-02.pdf)>. Acesso em: 26 abr. 2017.
- AKINCI, G. Y.; AKINCI, M.; YILMAZ, Ö. Financial development-economic growth nexus: a panel data analysis upon OECD countries. *Hitotsubashi Journal of Economics*, v. 55, p. 33-50, 2014. Disponível em: <<https://www.jstor.org/stable/43296269>>. Acesso em: 4 set. 2022.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. *Matriz de dados do crédito rural – crédito concedido*. Disponível em: <<https://www.bcb.gov.br/estabilidadefinanceira/micrrural>>. Acesso em: 18 ago. 2022.
- BANCO DO BRASIL. O atendimento à agricultura familiar. *Revista de Política Agrícola*, Brasília, v. 13, n. 4, out./dez. 2004. Disponível em: <<https://seer.sede.embrapa.br/index.php/RPA/article/view/592>>. Acesso em: 18 abr. 2017.
- BATISTA, H. R.; NEDER, H. D. Efeitos do Pronaf sobre a pobreza rural no Brasil (2001-2009). *Revista de Economia e Sociologia Rural*, Brasília, v. 52, supl. 1, p. S147-S66, 2014. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1590/S0103-20032014000600008>>. Acesso em: 08 mar. 2017.
- BECK, T.; LEVINE, R. Stock Markets, Banks, and Growth: Correlation or Causality?. *Policy Research Working Paper*, n. 2670, 2001. Disponível em: <<http://hdl.handle.net/10986/19535>>. Acesso em: 29 jul. 2018.
- BERGAMASCO, S. M. P. P., apud KAGEYAMA, A. A.; BERGAMASCO, S. M. P. P.; OLIVEIRA, J. A. de. Novas possibilidades de pesquisa sobre a agricultura familiar no Brasil a partir do censo de 2006. *Revista Tecnologia & Inovação Agropecuária*, São Paulo, dez. 2008. Disponível em: <[http://www.apta.sp.gov.br/Publicacoes/T&IA2/T&IAV1n2/Artigo\\_Agricultura\\_Familiar\\_no\\_Brasil\\_2.pdf](http://www.apta.sp.gov.br/Publicacoes/T&IA2/T&IAV1n2/Artigo_Agricultura_Familiar_no_Brasil_2.pdf)>. Acesso em: 19 maio 2017.
- BINDER, M.; HSIAO, C.; PESARAN, M. H. Estimation and inference in short panel vector autoregressions with unit roots and cointegration. *Econometric Theory*, v. 21, n. 4, p. 795-837, 2005. Disponível em: <<https://doi.org/10.1017/S0266466605050413>>. Acesso em: 27 fev. 2018.
- BRASIL, Lei n. 4.504, de 30 de novembro de 1964. Dispõe sobre o Estatuto da Terra, e dá outras providências. Disponível em: <[http://www.planalto.gov.br/ccivil\\_03/leis/L4504.htm](http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/leis/L4504.htm)>. Acesso em: 31 jul. 2017.
- BRASIL. Lei n. 11.326, de 24 de julho de 2006. Estabelece as diretrizes para a formulação da Política Nacional da Agricultura Familiar e Empreendimentos Familiares Rurais. Disponível em: <[http://www.planalto.gov.br/ccivil\\_03/\\_ato2004-2006/2006/lei/l11326.htm](http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2004-2006/2006/lei/l11326.htm)>. Acesso em: 12 abr. 2017.
- BRASIL. Portaria MAPA n. 387, de 30 de dezembro de 2021. Diário Oficial da República Federativa do Brasil, Brasília, DF, 31 dez. 2021. Seção 1, p. 390.

- BREITUNG, J. The local power of some unit root tests for panel data. *Discussion Papers, Interdisciplinary Research Project 373: Quantification and Simulation of Economic Processes*, Berlim, n. 69, 1999. Disponível em: <<http://hdl.handle.net/10419/61764>>. Acesso em: 17 mar. 2018.
- CALDERÓN, C.; LIU, L. The direction of causality between financial development and economic growth. *Journal of Development Economics*, v. 72, n. 1, p. 321-334, 2003. Disponível em: <[https://doi.org/10.1016/S0304-3878\(03\)00079-8](https://doi.org/10.1016/S0304-3878(03)00079-8)>. Acesso em: 5 set. 2022.
- CAVALCANTI, I. M. *Crédito rural e produto agropecuário municipal: uma análise de causalidade*. 2008. Dissertação (Mestrado em Economia das Instituições e do Desenvolvimento) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2008. Disponível em: <<http://www.teses.usp.br/teses/disponiveis/12/12140/tde-08012009-204720/pt-br.php>>. Acesso em 24 mar. 2017.
- CHOI, I. Unit root tests for panel data. *Journal of International Money and Finance*, v. 20, n. 2, p. 249-272, 2001. Disponível em: <[https://doi.org/10.1016/S0261-5606\(00\)00048-6](https://doi.org/10.1016/S0261-5606(00)00048-6)>. Acesso em: 27 fev. 2018.
- DUMITRESCU, E.; HURLIN, C. Testing for Granger non-causality in heterogeneous panels. *Economic Modelling*, v. 29, n. 4, p. 1450-1460, 2012. Disponível em: <<https://doi.org/10.1016/j.econmod.2012.02.014>>. Acesso em 24 mar. 2018.
- ESPÍNDOLA, A. F. *Causalidade entre renda e saúde para dados em painel nos anos de 1990 a 2011*. 2014. Dissertação (Mestrado em Ciências Econômicas) – Programa de Pós-Graduação em Economia – PPGECON da Universidade Federal de Pernambuco – Campus do Agreste, Caruaru. Disponível em: <<https://repositorio.ufpe.br/handle/123456789/12540>>. Acesso em: 16 mar. 2018.
- FRANÇA, C. G.; DEL GROSSI, M. E.; MARQUES, V. P. M. A. *O censo agropecuário 2006 e a agricultura familiar no Brasil*. Ministério do Desenvolvimento Agrário, Brasília, 2009. Disponível em: <<http://www.bb.com.br/docs/pub/siteEsp/agro/dwn/CensoAgropecuário.pdf>>. Acesso em: 24 abr. 2017.
- GEWEKE, J. Measurement of linear dependence and feedback between multiple time series. *Journal of the American Statistical Association*, v. 77, n. 378, p. 304-313, 1982. Disponível em: <<https://doi.org/10.2307/2287238>>. Acesso em 5 set. 2022.
- GREENE, W. H. *Econometric analysis*. 7. Ed. Pearson. 2012.
- GUILHOTO, J. J. M. et al. A importância do agronegócio familiar no Brasil. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, Brasília, v. 44, n. 3, jul./set. 2006. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1590/S0103-20032006000300002>>. Acesso em: 18 abr. 2017.
- HOLTZ-EAKIN, D.; NEWAY, W.; ROSEN, H. S. Estimating Vector Autoregressions with Panel Data. *Econometrica*, v. 56, n. 6, p. 1371-1395, 1988. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/1913103>>. Acesso em: 18 maio 2017.
- HSUEH, S.-J.; HU, Y.-H.; TU, C.-H. Economic growth and financial development in Asian countries: a bootstrap panel Granger causality analysis. *Economic Modelling*, v. 32, p. 294-301, 2013. Disponível em: <<https://doi.org/10.1016/j.econmod.2013.02.027>>. Acesso em: 5 set. 2022.
- IM, K. S.; PESARAN, M. H.; SHIN, Y. Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, v. 115, n. 1, p. 53-74, 2003. Disponível em: <[https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(03\)00092-7](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(03)00092-7)>. Acesso em: 27 fev. 2018.

INCRA. *Tabela com módulo fiscal dos municípios*. Disponível em: <[http://www.incra.gov.br/sites/default/files/uploads/estrutura-fundiaria/regularizacao-fundiaria/indices-cadastrais/indices\\_basicos\\_2013\\_por\\_municipio.pdf](http://www.incra.gov.br/sites/default/files/uploads/estrutura-fundiaria/regularizacao-fundiaria/indices-cadastrais/indices_basicos_2013_por_municipio.pdf)>. Acesso em: 12 out. 2017.

IPEADATA. *INPC – geral – índice*. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em: 17 ago. 2022.

KAO, C. Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data. *Journal of Econometrics*, n. 90, n. 1, p. 1-44, 1999. Disponível em: <[https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(98\)00023-2](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(98)00023-2)>. Acesso em: 17 mar. 2018.

KAR; M.; NAZLIOĞLU, Ş.; AĞIR, H. Financial development and economic growth nexus in the MENA countries: bootstrap panel Granger causality analysis. *Economic Modelling*, v. 28, n. 1-2, p. 685-693, 2011. Disponível em: <<https://doi.org/10.1016/j.econmod.2010.05.015>>. Acesso em 24 mar. 2018.

KAGEYAMA, A. Produtividade e renda na agricultura familiar: efeitos do PRONAF-crédito. *Agricultura*, São Paulo, v. 50, n. 2. 2003, p. 1-13. Disponível em: <<http://www.iea.sp.gov.br/out/publicacoes/pdf/asp-2-03-1.pdf>>. Acesso em: 21 abr. 2017.

KAGEYAMA, A. Desenvolvimento rural: conceito e medida. *Cadernos de Ciências & Tecnologia*, Brasília, v. 21, n. 3, set./dez. 2004. Disponível em: <<http://seer.sct.embrapa.br/index.php/cct/article/view/8702>>. Acesso em: 18 abr. 2017.

KEYNES, J. M. *A Teoria Geral do Emprego, do Juro e da Moeda*. São Paulo: Nova Cultural, 1996.

KING, R. G.; LEVINE, R. Finance, entrepreneurship and growth: Theory and evidence. *Journal of Monetary Economics*, v. 32, n. 3, p. 513-542, dez. 1993. Disponível em: <[https://doi.org/10.1016/0304-3932\(93\)90028-E](https://doi.org/10.1016/0304-3932(93)90028-E)>. Acesso em: 26 abr. 2017.

KING, R. G.; LEVINE, R. Finance and Growth: Schumpeter might be right. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 108, n. 3, p. 717-737, 1993. Disponível em: <<https://www.jstor.org/stable/2118406>>. Acesso em: 29 jul. 2018.

KÓNYA, L. Exports and growth: Granger causality analysis on OECD countries with a panel data approach. *Economic Modelling*, v. 23, n. 6, p. 978-992, 2006. Disponível em: <<https://doi.org/10.1016/j.econmod.2006.04.008>>. Acesso em 24 mar. 2018.

LEVIN, A.; LIN, C.-F.; CHU, C.-S. J. Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics*, v. 108, n. 1, p. 1-24, 2002. Disponível em: <[https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(01\)00098-7](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(01)00098-7)>. Acesso em: 27 fev. 2018.

MADDALA, G. S.; WU, S. A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 61, n. 1, p. 653-670, 1999. Disponível em: <<https://doi.org/10.1111/1468-0084.0610s1631>>. Acesso em: 27 fev. 2018.

MARINHO, E.; LINHARES, F.; CAMPELO, G. Os programas de transferência de renda do governo impactam a pobreza no Brasil?. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, v. 65, n. 3, 2011, p. 267-288. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1590/S0034-71402011000300003>>. Acesso em: 31 jul. 2018.

MATOS, O. C. Desenvolvimento do sistema financeiro e crescimento econômico no Brasil: evidências de causalidade. *Trabalhos para Discussão n. 49*, Banco Central do Brasil, Brasília, set. 2002. Disponível em: <<https://www.bcb.gov.br/pec/wps/port/wps49.pdf>>. Acesso em: 22 ago. 2022.

MATTEI, Lauro. *Pronaf 10 anos: mapa da produção acadêmica*. Brasília: MDA, 2006.

MATTEI, L. Evolução do crédito do PRONAF para as categorias de agricultores familiares A e A/C entre 2000 e 2010. *Revista Econômica do Nordeste*, Fortaleza, v. 45, n. 3, 2014. Disponível em: <<https://ren.emnuvens.com.br/ren/article/view/119>>. Acesso em: 28 abr. 2017.

MEDEIROS, M.; SOUZA, P. H. G. F. A estabilidade da desigualdade no Brasil entre 2006 e 2012: resultados adicionais. *Pesquisa e Planejamento Econômico (PPE) – Artigos*, v. 46, n. 3, 2016. Disponível em: <<http://repositorio.ipea.gov.br/handle/11058/7494>>. Acesso em: 31 jul. 2018.

MELO, M. M.; MARINHO, É. L.; SILVA, A. B. O impulso do crédito rural no produto do setor primário brasileiro. *Revista Nexos Econômicos*, Salvador, v. 7, n. 1, jan./jun.2013. Disponível em: <<https://portalseer.ufba.br/index.php/revnexeco/article/view/6763>>. Acesso em: 15 mar. 2017.

NAVARRO, Z. Desenvolvimento rural no Brasil: os limites do passado e os caminhos do futuro. *Estudos Avançados*, São Paulo, v. 15, n. 43, set./dez. 2001. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1590/S0103-40142001000300009>>. Acesso em: 18 abr. 2017.

PEDRONI, P. Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 61, p. 653–670, 1999. Disponível em: <<http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/1468-0084.0610s1653/abstract>>. Acesso em: 17 mar. 2018.

PEREIRA, E. L.; NASCIMENTO, J. S. Efeitos do Pronaf sobre a produção agrícola familiar dos municípios tocantinenses. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, Brasília, v. 52, n. 1, jan./mar. 2014. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1590/S0103-20032014000100008>>. Acesso em: 08 mar. 2017.

ROCHA, B. P. *Ensaio sobre economia bancária e política monetária no Brasil em uma abordagem regionalizada*. 2007. Tese (Doutorado em Teoria Econômica) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2007. Disponível em: <<http://www.teses.usp.br/teses/disponiveis/12/12138/tde-18072007-114536/pt-br.php>>. Acesso em: 18 jul. 2018.

ROCHA JUNIOR, A. B.; CASSUCE, F. C. C.; CIRINO, J. F. Determinantes do uso do crédito rural do Pronaf em 2014. *Revista de Política Agrícola*, v. 26, n. 2, 2017. Disponível em: <<https://seer.sede.embrapa.br/index.php/RPA/article/view/1275>>. Acesso em: 02 dez. 2017.

SAMBUICHI, R. H. R. et al. Diversidade da produção nos estabelecimentos da agricultura familiar no Brasil: uma análise econométrica baseada no cadastro da Declaração de Aptidão ao Pronaf (DAP). *Textos para discussão 2202*, Rio de Janeiro, IPEA, 2016. Disponível em: <<http://hdl.handle.net/10419/144638>>. Acesso em: 28 abr. 2017.

SCHNEINDER, S. Situando o desenvolvimento rural no Brasil: o contexto e as questões em debate. *Revista de Economia Política*, São Paulo, v. 30, n. 3, jul./set. 2010. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1590/S0101-31572010000300009>>. Acesso: 26 abr. 2017.

SCHNEINDER, S. A presença e as potencialidades da Agricultura Familiar na América Latina e no Caribe. *Revista do Desenvolvimento Regional*, Santa Cruz do Sul, v. 21, n. 3, 2016. Disponível em: <<https://online.unisc.br/seer/index.php/redes/article/view/8390>>. Acesso em: 28 abr. 2017.

SCHNEIDER, S.; CASSOL, A. Diversidade e heterogeneidade da agricultura familiar no Brasil e algumas implicações para políticas públicas. In: DELGADO, G. C.; BERGAMASCO, S. M. P. P. (Org.). *Agricultura familiar brasileira: desafios e perspectivas para o futuro*. Brasília: Ministério do Desenvolvimento Agrário, 2017, p. 82-107.

SCHUMPETER, J. A. *Teoria do desenvolvimento econômico: uma investigação sobre lucros, capital, crédito, juro e o ciclo econômico*. São Paulo: Nova Cultural, 1997.

SILVA, D. F. S.; MOREJON, C. F. M.; LESS, F. R. Prospecção do panorama do saneamento rural e urbano no Brasil. *Revista Eletrônica do Mestrado em Educação Ambiental*, v. especial, p. 245-257, 2014. Disponível em: <<https://periodicos.furg.br/remea/article/view/4449>>. Acesso em: 10 jul. 2018.

TABOSA, F. J. S.; ARAÚJO, J. A.; KHAN, A. S. Elasticidades renda e desigualdade da pobreza no Brasil. *Texto para Discussão n. 2*. Sobral: Laboratório de Estudos Regionais, Universidade Federal do Ceará, 2012. Disponível em: <<http://www.repositorio.ufc.br/handle/riufc/5212>>. Acesso em 31 jul. 2018.

WESTERLUND, J. Testing for Error Correction in Panel Data. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 69, p. 709-748, 2007. Disponível em: <<http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/j.1468-0084.2007.00477.x/abstract>>. Acesso em: 17 mar. 2018.

Recebido: 14/02/2023

Aceito: 05/04/2023