



Redes. Revista do Desenvolvimento Regional

ISSN: 1414-7106

ISSN: 1982-6745

revistaredes@unisc.br

Universidade de Santa Cruz do Sul

Brasil

Stamm, Cristiano; Benevides Ferreira, Raiane; de Carvalho e Souza, Kennedy Jamestony
Crédito Rural e Valor Bruto da Produção Agropecuária: uma análise dos estados brasileiros

Redes. Revista do Desenvolvimento Regional, vol. 28, 2023, Enero-Diciembre

Universidade de Santa Cruz do Sul

Santa Cruz do Sul, Brasil

DOI: <https://doi.org/10.17058/redes.v28i1.17486>

Disponível em: <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=552078284018>

- ▶ Cómo citar el artículo
- ▶ Número completo
- ▶ Más información del artículo
- ▶ Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica Redalyc

Red de revistas científicas de Acceso Abierto diamante

Infraestructura abierta no comercial propiedad de la academia



Crédito Rural e Valor Bruto da Produção Agropecuária: uma análise dos estados brasileiros

Cristiano Stamm

Universidade Estadual do Oeste do Paraná– Toledo – PR – Brasil

ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-8318-9886>

Raiane Benevides Ferreira

Universidade Estadual do Oeste do Paraná– Toledo – PR – Brasil

ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-2504-1365>

Kennedy Jamestony de Carvalho e Souza

Universidade Estadual do Oeste do Paraná– Toledo – PR – Brasil

ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-5302-1276>

Resumo

Um dos principais mecanismos da política agrícola ao longo dos anos é o crédito rural, com importantes contribuições para o desenvolvimento e expansão da produção agropecuária brasileira. Desta forma, este estudo analisa o impacto do crédito rural total nas modalidades custeio, investimento e comercialização sobre o valor bruto da produção agropecuária dos estados brasileiros, de 2005 a 2020. Metodologicamente, utilizou-se o modelo de dados em painel e o teste de causalidade de Granger proposto por Dumitrescu e Hurlin (2012). Os resultados obtidos, por meio do modelo de dados em painel, indicaram que apenas o crédito rural para investimento e a área colhida exerceram impacto positivo e significativo sobre o valor bruto da produção agropecuária. Quanto aos testes de causalidade de Granger, estes identificaram diferentes relações de causalidade para as distintas modalidades de crédito e para os diferentes níveis de defasagens, levando a concluir que existe uma precedência temporal significativa entre o crédito rural e o valor bruto da produção agropecuária dos estados brasileiros - independentemente do número de defasagens incluídas no modelo, rejeitando a hipótese nula de não causalidade homogênea.

Palavras-chave: Política Agrícola. Financiamento. Causalidade em Painel. Dados em Painel.

Rural Credit and Gross Value of Agricultural Production: an analysis of Brazilian states

Abstract

One of the main mechanisms of agricultural policy over the years has been rural credit, with significant contributions to the development and expansion of Brazilian agricultural production. Thus, this study analyzes the impact of total rural credit in the forms of financing, investment, and commercialization on the gross value of agricultural production in Brazilian states from 2005 to 2020. Methodologically, the panel data model and Granger causality test proposed by Dumitrescu and Hurlin (2012) were used. The results obtained, through the panel data model, indicated that only rural credit for investment and harvested area had a positive and significant impact on the gross value of agricultural production. Regarding the Granger causality tests, they identified different causal relationships for the distinct credit modalities and for different lag levels, leading to the conclusion that there is a significant

temporal precedence between rural credit and the gross value of agricultural production in Brazilian states - regardless of the number of lags included in the model, rejecting the null hypothesis of homogeneous non-causality.

Keywords: Agricultural Policy. Financing. Panel Causality. Panel Data.

Crédito Rural y Valor Bruto de la Producción Agropecuaria: un análisis de los estados brasileños

Resumen

Uno de los principales mecanismos de la política agrícola a lo largo de los años ha sido el crédito rural, con importantes contribuciones al desarrollo y expansión de la producción agropecuaria brasileña. Por lo tanto, este estudio analiza el impacto del crédito rural total en las modalidades de financiamiento, inversión y comercialización sobre el valor bruto de la producción agropecuaria de los estados brasileños, de 2005 a 2020. Metodológicamente, se utilizó el modelo de datos en panel y la prueba de causalidad de Granger propuesta por Dumitrescu y Hurlin (2012). Los resultados obtenidos, a través del modelo de datos en panel, indicaron que solo el crédito rural para inversión y el área cosechada tuvieron un impacto positivo y significativo en el valor bruto de la producción agropecuaria. En cuanto a las pruebas de causalidad de Granger, estas identificaron diferentes relaciones causales para las distintas modalidades de crédito y para diferentes niveles de rezagos, lo que llevó a la conclusión de que existe una precedencia temporal significativa entre el crédito rural y el valor bruto de la producción agropecuaria de los estados brasileños, independientemente del número de rezagos incluidos en el modelo, rechazando la hipótesis nula de no causalidad homogénea.

Palabras clave: Política agrícola. Financiación. Panel de causalidad. Datos del tablero.

1 Introdução

A agropecuária brasileira tem vivenciado um processo significativo de transformação e incremento de sua produtividade, caracterizado pelo avanço tecnológico do setor e pela expansão da fronteira agrícola. Neste processo, a política agrícola desempenhou um papel fundamental, com destaque para a política de crédito rural, que, segundo Buainain et al. (2014), tem se apresentado como um dos principais instrumentos da política agrícola para o produtor rural, com importantes contribuições para o desenvolvimento e expansão da agropecuária brasileira. Servindo de apoio ao produtor frente às adversidades climáticas e de mercado, sendo considerada uma das bases para o bom desempenho da agropecuária.

O crédito rural se mostra como um mecanismo essencial para a modernização e expansão da produção agropecuária. Ao dispor do crédito, o produtor pode investir na sua produção, facilitando a compra de insumos, máquinas e equipamentos, sementes melhoradas e a contratação de mão de obra, além de outros investimentos que podem garantir ganhos de produtividade, facilitando a colocação de seus produtos no mercado de forma mais competitiva (ARAÚJO, 2019).

Vieira Filho, Gasques e Ronsom (2020) e Gasques (2017) concordam que a agropecuária brasileira experimentou uma história de sucesso nas últimas décadas. De acordo com estes autores, o Brasil se destacou, especialmente, na Produtividade Total dos Fatores (PTF), apresentando uma taxa de crescimento médio anual de 4,3%. Taxa superior a outros países que se destacam no cenário mundial, como: Argentina (2,7%), Chile (3,1%), Estados Unidos (1,9%) e China (3,3%). Segundo eles, entre os

principais fatores que impulsionaram a produtividade da agricultura brasileira estão os investimentos em pesquisa e tecnologia.

No Brasil, a atividade agropecuária sempre se mostrou relevante para o crescimento econômico, para a geração de divisas, emprego e renda. Em 2020, a agropecuária registrou uma alta de 2,0%, enquanto os setores da indústria e serviços registraram queda de 3,5% e 4,5%, respectivamente. Ampliando a sua participação no Produto Interno Bruto brasileiro (PIB) de 5,1% em 2019 para 6,8% em 2020 (MAPA, 2020).

Em paralelo ao crescimento da agropecuária, a oferta de crédito rural também aumentou, chegando ao valor de R\$ 204 bilhões em 2020, divididos em crédito para investimento (R\$ 57,9 bilhões), crédito para custeio (R\$ 113,7 bilhões) e comercialização (R\$ 21,8 bilhões). Vale salientar que, entre o período de 2005 e 2020, houve um crescimento real da oferta de crédito rural de 70,11%, passando de pouco mais de R\$ 120 bilhões para R\$ 204 bilhões. Os estados que demandaram os maiores volumes de recursos em 2020 foram Paraná (R\$ 30,9 bilhões), Rio Grande do Sul (R\$ 27,9 bilhões), Minas Gerais (R\$ 25,4 bilhões) e São Paulo (R\$ 20,8 bilhões). Juntos, estes estados representam 51% de todo o crédito rural transacionado no país (BACEN, 2021).

Neste contexto, o objetivo deste trabalho é analisar o impacto do crédito rural no valor bruto da produção agropecuária dos estados brasileiros de 2005 a 2020. E, de modo complementar, verificar as relações de causalidade entre o crédito rural total e nas modalidades de custeio, investimento e comercialização com o valor bruto da produção agropecuária. Para tanto, utilizou-se o modelo de dados em painel e o teste de causalidade proposto por Dumitrescu e Hurlin (2012), que testa a hipótese nula de não causalidade homogênea, o que significa a inexistência de causalidade individual para todas as unidades do painel.

Além de contribuir para a discussão sobre a temática abordada, a relevância deste estudo consiste em fornecer informações atualizadas sobre o impacto do crédito rural no valor bruto da produção agropecuária dos estados brasileiros. Outro ponto relevante é a identificação das relações de causalidade entre as variáveis em um contexto de dados em painel, a partir do método de Dumitrescu e Hurlin (2012), fato ainda não identificado para essa temática. Tal método inova ao considerar características específicas de cada variável e a dependência transversal entre as unidades do painel.

Além desta seção introdutória, o presente trabalho se divide em mais três seções e as considerações finais. A segunda seção traz uma análise empírica sobre a relação entre o crédito rural e o produto da agropecuária, destacando os estudos mais recentes sobre o tema, a partir de uma revisão de literatura. A terceira seção são os procedimentos metodológicos adotados, bem como a descrição dos métodos e das variáveis analisadas. A quarta seção são os resultados e discussões e, por último, as considerações finais.

3 Crédito rural e a produção agropecuária: uma análise empírica

Utilizando-se de uma revisão de literatura do tipo narrativa, neste tópico foi realizado um levantamento bibliográfico das produções acadêmicas sobre o tema estudado. Buscou-se, nos meios digitais (Google Acadêmico, Portal de Periódicos Capes Café, Scopus e Web of Science), artigos, teses, dissertações e livros. Como

critérios nas buscas, foram filtradas as publicações dos últimos dez anos (2011-2021), com o intuito de resgatar a literatura mais recente sobre o tema. Para tanto, foram utilizados os termos de busca seguintes palavras-chave: crédito rural, impacto do crédito rural no valor bruto da produção agropecuária e crédito rural e valor bruto da produção agropecuária.

O crédito rural tem se apresentado como um dos principais instrumentos da política agrícola para o produtor rural, com importantes contribuições para o desenvolvimento e expansão da agricultura brasileira, frente às adversidades encontradas pelos produtores, como fatores edafoclimáticos e de mercado, infraestrutura inadequada, elevadas taxas de juros e uma política cambial desfavorável ao setor. Neste sentido, os estudos sobre o impacto do crédito rural na produção agrícola ganham relevância e são cada vez mais frequentes nos estudos econômicos e sociais (ARAÚJO et al., 2020; DORNELAS, 2020; ARAÚJO; ALENCAR; VIEIRA FILHO, 2020; PIRES, 2013; BATISTA; NEDER, 2014; RAMOS; MARTHA JÚNIOR, 2010; ROCHA; OZAKI, 2020; PINTOR; SILVA; PIACENTI, 2014).

Araújo et al. (2020) acrescenta que foi a partir da criação do Sistema Nacional de Crédito Rural (SNCR), pela Lei nº 4.829/1965, que o crédito rural se tornou um instrumento governamental importante no apoio ao produtor rural. Sua finalidade é atender às demandas de riscos comuns e inerentes à atividade agropecuária, como a alta volatilidade dos preços agrícolas, a falta de competitividade no mercado fornecedor de insumos e as deficiências quanto a infraestrutura e a logística.

Corroborando com os autores, Freitas, Silva e Teixeira (2020) e Teixeira, Miranda e Freitas (2014) argumentam que o crédito rural é uma política importante no apoio à agropecuária brasileira, viabilizando a sua expansão via modernização das estruturas produtivas. O crédito rural é considerado um dos pilares da política agrícola nacional.

O Sistema Nacional de Crédito Rural (SNCR) tem como finalidade conceder crédito aos produtores a baixo custo para financiar a produção, a compra de máquinas, além do financiamento dos custos de operação e comercialização dos produtos no mercado, configurando-se como um importante incentivo para a modernização da agricultura brasileira, possibilitando que os produtores tenham acesso a recursos mais tecnológicos para incrementar a atividade produtiva (ARAÚJO; ALENCAR; VIEIRA FILHO, 2020).

Desde a sua criação em 1965, houve um aumento do volume de crédito concedido aos produtores, subsidiado pelo governo, que perdurou até meados da década de 1970, início da fase crescente da inflação brasileira e da crise fiscal, quando a oferta de crédito rural reduziu. Voltando a crescer somente na década de 1990, quando o SNCR passou por uma reformulação em sua política, adotando novos padrões de financiamento agropecuário. Nesse período, destaca-se a crescente participação do setor privado no financiamento de recursos, que até meados da década de 1990 era predominantemente público (FREITAS; SILVA; TEIXEIRA, 2020; ARAÚJO; ALENCAR; VIEIRA FILHO, 2020).

Dada a importância do crédito rural como política pública de incentivo à atividade agropecuária, diversos estudos, no âmbito da literatura nacional, têm buscado avaliar os impactos do crédito rural no valor da produção agropecuária. Dentre estes estudos, temos o trabalho de Borges e Parré (2021), que avaliaram a relação entre o crédito rural e o produto da agropecuária nos anos de 1999 a 2018, utilizando a metodologia de Vetores Autorregressivos, o teste de causalidade de

Granger e o método dos Mínimos Quadrados Ordinários e Generalizados. Os resultados apontam um impacto positivo do crédito rural total sobre o produto da agropecuária de 0,20%, de modo que um aumento de 1% na oferta de crédito rural total aumenta o produto da agropecuária em 0,20%. Em relação ao teste de causalidade de Granger, os resultados indicaram que existe uma causalidade unidirecional de Granger partindo do crédito rural total em direção ao produto da agropecuária.

Nesta mesma perspectiva, Reginato, Cunha e Vasconcelos (2019) analisaram a relação entre o crédito rural e o produto da agropecuária brasileira no período de 2002 a 2014. Os autores utilizaram o modelo de dados em painel e o teste de causalidade de Granger proposto por Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988) e Granger e Huang (1997). Os resultados indicaram que existe uma precedência temporal entre o crédito rural e o produto da agropecuária apenas para a metodologia de teste desenvolvida por Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988), considerando duas e três defasagens. Já o teste de soma-diferença não apontou relação de causalidade partindo do crédito rural em direção ao produto da agropecuária, independentemente da quantidade de defasagens consideradas. Por outro lado, quando se verifica a relação de causalidade do produto da agropecuária em direção ao crédito rural, ambos os testes confirmaram a existência de uma precedência temporal entre as variáveis, rejeitando a hipótese nula de não causalidade.

Gasques, Bacchi e Bastos (2017), utilizando modelo de função de transferência, analisaram os impactos do crédito rural na agricultura brasileira no período de 1996 a 2015. Identificaram que, para cada aumento de 1% no crédito rural, há um impacto positivo de 0,40% sobre o valor bruto da produção (VBP), de 0,19% sobre o produto do agronegócio, 0,18% sobre o produto da agropecuária e 0,12% sobre a Produtividade Total dos Fatores (PTF). Logo, incentivos ao crédito rural e, de um modo geral, na política agrícola nacional tornam-se de grande relevância para estimular o setor, dado o impacto positivo que o crédito rural exerce sobre as variáveis agropecuárias.

Utilizando o modelo do Vetor de Correção de Erros (VEC), Medeiros et al. (2017) examinaram o impacto da concessão de crédito rural sobre a produção agrícola no período de 2006 a 2014. Os resultados mostraram que, no longo prazo, os impactos positivos sobre a produção agrícola têm origem em mudanças na área plantada, na venda de máquinas e implementos agrícolas e na venda de fertilizantes. Em relação ao crédito rural, não se observou nenhum efeito. Por outro lado, no curto prazo, observou-se que o crescimento da produção agrícola passa pelos investimentos em fertilizantes, máquinas e equipamentos e pela expansão do crédito rural. De modo que, no curto prazo, o crédito passa a ser uma variável importante na formação da produção agrícola. Para os autores, esse fato se deve à destinação do crédito, que é mais direcionada ao custeio da produção do que aos ganhos de produtividade e expansão agrícola. E mesmo que este tenha sido um efeito de curto prazo e pouco expressivo na produção, os autores defendem que sua concessão estimula outras atividades, podendo ser utilizado para aquisição de insumos à produção, constituindo-se em uma via para a expansão da produção agrícola (MEDEIROS et al., 2017).

Pintor, Silva e Piacenti (2014) também ratificam que a política de crédito rural é um elemento fundamental para a agropecuária brasileira e para o crescimento do PIB do país. Utilizando a metodologia de dados em painel, os autores identificaram

que o crédito rural total impacta positivamente o valor bruto da produção agropecuária dos estados brasileiros. Os resultados indicaram que, para cada aumento de 1% no crédito rural total, o valor bruto da produção agropecuária dos estados brasileiros aumenta em 0,094%. A área colhida sofre um acréscimo de 0,30%. Já o coeficiente do preço das commodities foi positivo, mas não foi significativo nos níveis aceitáveis de significância estatística.

Melo, Marinho e Silva (2013), utilizando o modelo de Vetores Autoregressivos (VAR) e o teste de causalidade de Granger, identificaram uma relação de causalidade bidirecional entre o crédito rural total e o produto da agropecuária. Os autores também identificaram que a relação de causalidade varia de acordo com a modalidade de crédito que se analisa. Os créditos para custeio e comercialização apresentaram relação de causalidade bidirecional com o produto da agropecuária. Já o crédito para investimento apresentou causalidade inversa, partindo do produto da agropecuária em direção ao crédito para investimento. O crédito destinado à comercialização, à agricultura e o crédito total exerceram um impacto positivo sobre o produto real da agropecuária.

Araújo et al. (2020) comentam que a política de crédito rural tem sido continuamente analisada e aprimorada pelo governo, no sentido de melhorar a sua eficácia e tornar menos burocráticas suas normas de funcionamento. Além disso, observam-se as mais diferentes ferramentas metodológicas para se analisar a questão do crédito rural e seus impactos na economia brasileira.

4 Procedimentos Metodológicos

Este estudo tem como base a abordagem de pesquisa quantitativa, sendo empregada a análise de dados em painel para verificar o impacto do crédito rural no valor bruto da produção agropecuária dos estados brasileiros no período de 2005 a 2020, bem como verificar a existência de uma relação de causalidade entre as duas variáveis.

O período escolhido para análise compreende os anos de 2005 a 2020. A escolha do período se deve, primeiramente, à disponibilidade de dados, sendo este o único período em que foi possível equacionar todas as variáveis, tendo em vista a proposta de análise regional. Além disso, durante esses anos, a economia brasileira passou por profundas transformações, transitando de um ciclo expressivo de crescimento econômico para uma fase recessiva, chegando a atingir uma taxa de crescimento negativa de (-4,5%) em 2015 - o menor índice registrado nos últimos vinte anos (IBGE, 2021).

4.1 Variáveis e fonte dos dados

Todas as variáveis utilizadas neste estudo possuem frequência anual para os 26 estados brasileiros e o Distrito Federal, totalizando 405 observações. As variáveis monetárias estão em reais e a preços correntes de 2020, tendo como base o Índice Geral de Preços-Mercado (IGP-M) calculado pela Fundação Getúlio Vargas (FGV). O quadro 1 apresenta as variáveis e as suas respectivas fontes.

Quadro 1. Fontes das variáveis e evidências empíricas.

Variáveis	Fonte	Autores
Valor Bruto da Produção Agropecuária (VBP)	MAPA	Gasques; Bacchi; Bastos (2017)
Crédito Rural Total (Cr_total)	BACEN/SICOR	Borges & Parré (2021)
Crédito para Custeio (Cr_Custeio)		Reginato; Cunha; Vasconcelos (2019)
Crédito para Comercialização (Cr_Comercialização)		Ribeiro & Conceição (2019)
Crédito para Investimento (Cr_Investimento)		Medeiros et. al (2017)
Área Colhida (hectares)	IBGE/SIDRA	Medeiros et. al (2017)
Valor das Exportações	AGROSTAT	Pintor; Silva; Piacenti (2015)
Preço Internacional das Commodities	UNCTAD	Pintor; Silva; Piacenti (2015)

Fonte: Elaborado pelos autores.

O valor bruto da produção agropecuária (VBP) corresponde ao faturamento bruto dos estabelecimentos de lavoura e pecuária (MAPA, 2021). O crédito rural é composto por recursos financeiros destinados ao setor rural e atende as diversas finalidades de custeio, investimento, comercialização e industrialização. Essa segmentação tem como objetivo atender as peculiaridades do setor agropecuario brasileiro (BACEN, 2021).

Conforme definido e regulamentado pelo Manual de Crédito Rural (MCR), o crédito para custeio são os recursos destinados ao custeio do ciclo produtivo de lavouras permanentes ou temporárias e à exploração da pecuária, compreendendo a compra de insumos referentes à fase produtiva. Já o crédito para comercialização tem como objetivo a viabilização dos recursos necessários para a comercialização dos produtos no mercado. E, por fim, o crédito para investimento são os recursos destinados à construção, reforma ou benfeitorias no empreendimento, à aquisição de máquinas e equipamentos, obras de irrigação e açudes, florestamento e reflorestamento, recuperação de pastagens e formação de lavouras, eletrificação e telefonia, entre outros. O crédito total corresponde à soma do crédito para custeio, comercialização e investimento.

A variável área colhida corresponde ao somatório das lavouras temporárias e permanentes. Já a variável exportação é o valor monetário das exportações do agronegócio em dólares. Para fins de comparação, essa variável foi convertida para o real pela taxa de câmbio comercial anual obtida no Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA).

Por fim, a variável preço internacional das commodities corresponde à média dos preços dos produtos agropecuarios em dólares, sendo convertida em reais pela taxa de câmbio comercial anual obtida no IPEA.

4.2 Dados em Pannel: descrição do método e especificação do modelo

No modelo de dados em pannel, uma mesma unidade de corte transversal (um país, um estado ou uma empresa) é acompanhada ao longo do tempo. Dessa forma, apresenta duas dimensões: espacial e temporal. O modelo de dados em pannel também é denominado de: dados empilhados, combinação de séries temporais e dados de corte transversal, pannel de microdados, dados longitudinais, análise histórica de eventos e análise de corte, todos eles indicam essencialmente o movimento no tempo de unidades de corte transversal (GUJARATI E PORTER, 2011).

De acordo com Gujarati e Porter (2011), a utilização do modelo de dados em pannel apresenta algumas vantagens em relação aos dados de corte transversal ou de

séries temporais, como: 1) levar em consideração a heterogeneidade dos indivíduos da amostra; 2) fornecer dados mais informativos, maior variabilidade, menos colinearidade e mais graus de liberdade; 3) por estudar repetidas observações de corte transversal, se mostra mais adequado para examinar a dinâmica de mudança; 4) pode detectar melhor os efeitos que simplesmente não podem ser observados em um corte transversal ou em uma série temporal; 5) permite estudar modelos mais complexos; e 6) minimiza o viés que poderia resultar do uso de um conjunto agregado de indivíduos.

Este modelo pode ser estimado por várias técnicas, entre elas se destacam o modelo pooled, o modelo de efeitos fixos e o modelo de efeitos aleatórios. O modelo pooled se trata de uma regressão simples, estimado pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), em que os dados são empilhados e estimados em uma única regressão, considerando homogêneas todas as observações. O principal problema deste modelo é não distinguir as unidades de corte transversal, negligenciando a heterogeneidade que possa existir entre elas (GUJARATI E PORTER, 2011).

No modelo de efeitos fixos (EF) o intercepto pode ser diferente entre indivíduos, uma vez que cada indivíduo ou unidade de corte transversal possui características espaciais próprias, mas nenhum intercepto se altera ao longo do tempo. No modelo de efeitos aleatórios (EA), os valores do intercepto são extraídos de forma aleatória de uma população maior, o intercepto, neste caso, representa um valor médio de todos os interceptos de corte transversal (GUJARATI E PORTER, 2011).

Para a escolha do modelo que melhor se ajusta, realizaram-se os testes de Chow, Hausman e LM de Breusch-Pagan. O teste Chow avalia qual é a melhor estimativa entre os modelos pooled e o de efeitos fixos. Neste teste, a hipótese nula assume a proposição de que o modelo pooled é o mais adequado e, portanto, existe homogeneidade na constante. Se a hipótese nula for rejeitada, admite-se a existência de heterogeneidade na constante e, neste caso, o modelo mais adequado é o de efeitos fixos.

O teste Hausman auxilia na escolha da melhor estimativa entre os modelos de efeitos fixos e de efeitos aleatórios. A hipótese nula assume que ambos os modelos não apresentam diferenças substanciais entre si, neste caso, ambos os estimadores são consistentes. Se a hipótese nula for rejeitada, o modelo que melhor se ajusta é o de efeitos fixos. Por último, o teste de LM de Breusch-Pagan é utilizado para verificar qual a melhor estimativa entre os modelos pooled e de efeitos aleatórios. A hipótese nula no teste LM é de que não existem variações entre as unidades de corte transversal, ou seja, não existe nenhum efeito em painel. Desta forma, se a hipótese nula for aceita, o modelo que melhor se ajusta é o pooled. Por outro lado, se a hipótese nula for rejeitada, o modelo preferível é o de efeitos aleatórios.

De acordo com Gujarati e Porter (2011), apesar das vantagens, o modelo de dados em painel apresenta alguns problemas de estimação e inferência, pois envolvem tanto as dimensões temporais como as de corte transversal, e problemas relacionados às duas dimensões, como heterocedasticidade, autocorrelação e não-estacionariedade, podem estar presentes nos dados em painel e precisam ser tratados.

Para Gujarati e Porter (2011), uma série é estacionária quando a média, a variância e a covariância são constantes no tempo. Para verificar se a série é ou não estacionária, utilizaram-se os testes de raiz unitária de Im, Pesaran e Shin (IPS) (2003)

e de Levin, Lin e Chu (2002). A hipótese nula dos testes é de que existe raiz unitária em todos os painéis.

Outro problema relacionado às séries temporais é a autocorrelação. Existe autocorrelação quando os erros são correlacionados ao longo do tempo. Para diagnosticar a presença de autocorrelação, utilizou-se o teste de Wooldridge, cuja hipótese nula é a ausência de autocorrelação.

Já a heterocedasticidade é um problema comum em dados de corte transversal e ocorre quando a variância dos erros não é constante. O teste utilizado para detectar a presença de heterocedasticidade foi o de Breusch-Pagan-Godfrey, cuja hipótese nula é a inexistência de heterocedasticidade, ou seja, os termos de erro são homocedásticos.

Primeiramente, as séries foram transformadas em logaritmos, estratégia apontada por Gujarati e Porter (2011) para interpretar as relações entre as variáveis como elasticidades, obter a taxa de crescimento da variável, para alcançar melhores propriedades de distribuição e para reduzir o problema de heterocedasticidade. Assim, a equação a ser estimada neste estudo segue a forma logarítmica, conforme a Equação 1.

$$\text{IVBP}_i = \beta_0 + \beta_1 \text{Cr_total}_i + \beta_2 \text{Cr_investimento}_i + \beta_3 \text{Cr_custeio}_i + \beta_4 \text{Cr_comercializa\c{c}\~ao}_i + \beta_5 \text{larea_colhida}_i + \beta_6 \text{lexporta\c{c}\~ao}_i + \beta_7 \text{lpre\c{c}o_commodities}_i + \beta_8 \text{dummy_nordeste}_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

Em que:

IVBP_i é o valor bruto da produção agropecuária do estado *i*;
 ICr_{totali} é a oferta de crédito rural total do estado *i*;
 ICr_{investimentoi} é a oferta de crédito rural para investimento do estado *i*;
 ICr_{custeioi} é a oferta de crédito rural para custeio do estado *i*;
 ICr_{comercializaçãoi} é a oferta de crédito rural para comercialização do estado *i*;
 larea_colhidai é a área total colhida no estado *i*;
 lexportaçõesi corresponde as exportações em valores reais do estado *i*;
 lpreço_commoditiesi é o preço médio das commodities no mercado internacional; dummy_nordestei.

4.3 Teste de Causalidade Granger: descrição do método

Segundo Gujarati e Porter (2011), o teste de causalidade de Granger pressupõe que eventos passados possam causar eventos no presente. Este teste é utilizado como complemento da análise para identificar a direção da causalidade entre o crédito rural e o valor bruto da produção agropecuária. O conceito de causalidade de Granger diz respeito à capacidade de uma variável auxiliar na previsão do comportamento de outra variável, de modo que, se os valores defasados da variável *x* forem consistentes em predizer os valores correntes de *y*, tem-se uma relação de causalidade (SANTOS, MARQUETTI, OLIVEIRA, 2020).

Desta forma, busca-se verificar uma precedência temporal para explicar uma dada variável. Neste caso, analisa-se se a oferta de crédito rural é capaz de explicar o comportamento do valor bruto da produção agropecuária dos estados brasileiros.

O método empregado neste estudo segue o modelo proposto por Dumitrescu e Hurlin (2012), que propuseram um teste de causalidade Granger para dados em painel, onde as características específicas de cada indivíduo e a dependência transversal são explicitamente consideradas. Deste modo, leva-se em consideração tanto a heterogeneidade do modelo de regressão quanto a relação causal. O método de Dumitrescu e Hurlin (2012) difere do modelo convencional ao permitir que todos os coeficientes sejam diferentes entre as seções cross-section.

Dadas duas variáveis x e y estacionárias e observadas para N indivíduos em T períodos de tempo, temos o seguinte modelo:

$$y_{i,t} = \alpha_i + \sum_{k=1}^K \gamma_i(k) + y_{i,t-k} + \sum_{k=1}^K \beta_i(k) x_{i,t-k} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

Em que: $y_i = (y_i(1), \dots, y_i(K))$; $\beta_i = (\beta_i(1), \dots, \beta_i(K))$; x_{it} e y_{it} são os parâmetros associados as variáveis de interesse; α_i são os efeitos individuais fixos das $i=1, \dots, N$ unidades cross-section; K é o número de defasagens; e $\gamma_i(k)$ e $\beta_i(k)$ são os coeficientes autorregressivos, que embora constantes no tempo, diferem entre os grupos. Em resumo, se a variável x causa, em sentido de Granger, a variável y , as variações de x deverão antepor-se as variações de y . Caso a regressão de y sobre x e y defasados, se x for significativo a previsão de y , conclui-se que x causa, em sentido de Granger, y (GUJARATI E PORTER, 2011).

O método de Dumitrescu e Hulin (2012) testa a hipótese nula de não causalidade homogênea (HNC), que significa inexistência de causalidade individual para todas as unidades do painel. A hipótese nula de HNC assume a seguinte formulação:

$$H_0: \beta_i = 0 \quad \forall i = 1, \dots, N \quad (3)$$

Sendo: $\beta_i = (\beta_i(1), \dots, \beta_i(K))$.

Por outro lado, a hipótese alternativa indica a presença de causalidade de Granger para pelo menos uma proporção das unidades cross-section do painel. Na hipótese alternativa, os autores permitem que β_i seja diferente entre os grupos (devido à heterogeneidade do modelo). Em H_1 , existem $N_1 < N$ processos individuais com não causalidade de x a y . Sendo este um teste mais abrangente, pois permite observar a não causalidade para algumas unidades, a hipótese alternativa é definida como:

$$\begin{aligned} H_1: & \beta_i = 0 \quad \forall i = 1, \dots, N_1 \\ & \beta_i \neq 0 \quad \forall i = N_1 + 1, N_1 + 2, \dots, N \end{aligned} \quad (4)$$

Em que: N_1 não é conhecido, mas satisfaz a condição $0 \leq N_1/N < 1$. A proporção N_1/N é inferior a um, visto que $N_1 = N$ implica em inexistência de causalidade para todos os indivíduos do painel, neste caso, aceita-se a hipótese nula HNC. Em sentido oposto, quando $N_1 = 0$, pode-se concluir que há causalidade para todos os indivíduos da amostra. Deste modo, temos uma relação homogênea para a causalidade. Ao contrário, se $N_1 > 0$, a relação de causalidade se mostra heterogênea, e tanto o modelo de regressão como as relações de causalidade são diferentes de um indivíduo para o outro, implicando em diferentes relações de causalidade entre as unidades analisadas (DUMITRESCU E HULIN, 2012).

O teste de causalidade de Granger de Dumitrescu e Hulin (2012) tem a vantagem de gerar estimadores eficientes mesmo em amostras pequenas para modelos multivariados, podendo ser aplicado inclusive em painéis não balanceados com a adoção de diferentes ordens de defasagens para diferentes unidades cross-

section. Isso configura como uma abordagem robusta e perfeitamente aplicável ao objeto de estudo desta pesquisa.

Para verificar a presença de raiz unitária, realizaram-se os testes de Levin, Lin e Chu (2002), que pressupõem a existência de processos comuns de raiz unitária, e o teste Im Pesaran e Shin (2003), que assume a existência de um processo individual de raiz unitária, com os parâmetros variando de forma aleatória entre os indivíduos (SANTOS, MARQUETTI, OLIVEIRA, 2020).

Em seguida, realizou-se o teste de cointegração para verificar se as séries apresentavam um equilíbrio de longo prazo. Para dados em painel, existem três métodos amplamente utilizados na literatura: Pedroni (1999), Kao (1999) e Johansen (1995) e Fisher (1932). Todos eles foram aplicados neste estudo e os resultados são apresentados na tabela 3.

Para testar a hipótese de não causalidade homogênea de Dumitrescu e Hulin (2012), utilizou-se o software Eviews 12 – Student Lite. Os resultados são apresentados a seguir no formato de tabela.

5 Resultados e Discussões

Como definido na etapa metodológica deste trabalho, a escolha do melhor modelo passa pela realização dos testes: Chow, Hausman e LM de Breusch-Pagan. O teste Chow, que compara os modelos pooled e o de efeitos fixos, teve como resultado $F(26, 370) = 44,17$ e $\text{Prob}>F=0,000$, o que implica em rejeição da hipótese nula ao nível de significância de 1%, mostrando que o modelo de efeitos fixos é preferível ao modelo pooled. Já o teste Hausman, que compara os modelos de efeitos fixos e aleatórios, apresentou uma probabilidade de $\text{Prob}>F=0,0334$, indicando a rejeição da hipótese nula ao nível de significância inferior a 5%, deste modo, o modelo preferível é o de efeitos fixos.

O teste LM de Breusch-Pagan, que avalia os resíduos do modelo, auxilia na decisão entre os modelos pooled e o de efeitos aleatórios. O resultado mostrou que a variância do erro é diferente de zero, indicando a rejeição da hipótese nula ao nível de significância de 1% ($p\text{-valor} = 0,000$). Neste caso, o modelo de efeitos aleatórios não é adequado. Pela análise dos três testes, conclui-se que o modelo que melhor se ajusta é o de efeitos fixos.

Quanto aos testes de Wooldridge e de Breusch-Pagan-Godfrey, ao nível de significância de 1%, indicaram a presença de autocorrelação e heterocedasticidade no modelo e, por isso, estimou-se o modelo de efeitos fixos com correção de erros robustos. A tabela 1 apresenta os valores dos coeficientes, bem como os resultados dos testes realizados para definir o melhor modelo e identificar a presença de autocorrelação e heterocedasticidade.

Os resultados indicam que, de acordo com o modelo de efeitos fixos com correção de erros robustos, as variáveis independentes explicam 86,51% da variável dependente. Entre as unidades ($R\text{-sq between}$), o ajuste do modelo é de 89,83% e dentro das unidades ($R\text{-sq within}$), o ajuste é de 33,15%. Deste modo, o crédito total, crédito para investimento, custeio, comercialização, área colhida, valor das exportações, preço das commodities e a dummy nordeste explicam 86,51% do valor bruto da produção agropecuária dos estados brasileiros entre 2005 e 2020.

Na equação estimada pelo modelo de efeitos fixos com correção de erros robustos, apenas as variáveis crédito para investimento, área colhida e preço das

commodities foram estatisticamente significativas ao nível de significância de 1%. O coeficiente do crédito para investimento apresentou sinal positivo, indicando que um aumento de 1% no crédito para investimento aumenta em 0,11% o valor bruto da produção agropecuária dos estados brasileiros. Logo, incentivos ao crédito rural para investimento tendem a aumentar o valor bruto da produção agropecuária. Conforme Borges e Parré (2021), essa relação positiva se deve ao fato de o crédito viabilizar a aquisição de bens de capital, o que contribui para a redução dos riscos inerentes à comercialização dos produtos agrícolas.

Nesta mesma perspectiva, Pintor, Silva e Piacenti (2014) acrescentam que tal relação pode ser facilmente explicada a partir das contribuições de Schumpeter (1982), que atribui ao crédito o papel de introduzir e difundir as inovações no mercado. Para Schumpeter (1982), é o crédito que proporciona aos empresários os meios para que eles possam realizar as inovações, que são primordiais para a expansão da atividade agropecuária.

Tabela 1. Resultados das estimações para os estados brasileiros, 2005-2020

Variáveis	Regressão Pooled	Efeitos Fixos (EF)	Efeitos Aleatórios (EA)	EF com correção de heterocedasticidade e autocorrelação
Constante	10.84016*** (0.5135578)	17.97375*** (0.8317512)	13.5396*** (0.5624852)	17.97375*** (1.121979)
Crédito_Total	0.3913408*** (0.0861222)	-0.0891482 (0.0635937)	0.0312249 (0.0655448)	-0.0891482 (0.0594432)
Crédito_Investimento	0.0098667 (0.0489552)	0.1120923*** (0.0392557)	0.0906902** (0.0410211)	0.1120923*** (0.0395555)
Crédito_Custeio	0.0091886 (0.04809)	-0.0218481 (0.0335429)	0.004107 (0.0354488)	-0.0218481 (0.0446466)
Credito_Comercialização	-0.0213232 (0.0192448)	0.0283317** (0.0146213)	0.0244423 (0.0154489)	0.0283317 (0.0183985)
Área Colhida	0.3784967*** (0.0469717)	0.4601164*** (0.0635571)	0.6729001*** (0.0548776)	0.4601164*** (0.0983531)
Exportações	0.1370119*** (0.0274701)	0.04162 (0.0331859)	0.0144612 (0.0332094)	0.04162 (0.0523489)
Preço Commodities	-0.4870055*** (0.060277)	-0.2707802*** (0.0379625)	-0.3173257*** (0.0402756)	-0.2707802*** (0.0444702)
Dummy Nordeste	-0.4141411*** (0.0528317)		-0.6914237*** (0.138458)	
Observações	404	404	404	404
Grupos	27	27	27	27
Períodos	15	15	15	15
R-Squared	0.9440			
Adj R-squared	0.9429			
R-sq within		0.3315	0.3116	0.3315
R-sq between		0.8983	0.9496	0.8983
R-sq overall		0.8651	0.9331	0.8651
Teste F	832.94	26.21		17.66
Teste de Hausman			15.21	
Teste LM de Breusch-Pagan			659.69	
Teste de Chow		44.17		
Breusch-pagan/heterocedasticidade	61,24			
Teste de Wooldridge		28.203		

Nível de significância estatística: ***1%, **5%.

Nota: Os valores entre parênteses correspondem aos erros-padrão.

Fonte: Resultados da pesquisa.

A variável área colhida também foi positiva, indicando que um aumento de 1% na área colhida aumenta em 0,46% o valor bruto da produção agropecuária dos estados brasileiros, percentual superior ao do crédito. Segundo Pintor, Silva e Piacenti (2015), isso se deve à expansão da fronteira agrícola para novas áreas e aos ganhos de produtividade da agropecuária, que foram viabilizados pela incorporação de novas tecnologias no processo produtivo e pela mecanização das áreas agrícolas. Tudo isso contribuiu para a inclusão de novas áreas agricultáveis, expandindo o total da área colhida. Entre 2005 e 2020, o total de áreas colhidas no Brasil aumentou 32,7%. As maiores variações ocorreram no Amapá (141%), Tocantins (125%), Mato Grosso do Sul (98%), Mato Grosso (91%), Goiás (61%), Pará (55%) e Roraima (52%) (IBGE/SIDRA, 2021).

Já a variável preço das commodities, embora significativa, apresentou sinal negativo, diferente do esperado, indicando que um aumento de 1% no preço reduz o valor bruto da produção agropecuária em -0,27%. Essa relação negativa para os estados brasileiros pode ser atribuída ao nível de agregação que a variável carrega, por se tratar da média dos preços dos produtos da agropecuária, incorporando produtos que não fazem parte da produção dos estados.

Em síntese, observou-se um impacto positivo apenas do crédito para investimento sobre o valor bruto da produção agropecuária, não sendo observada uma relação significativa para as demais modalidades. Estes resultados corroboram os achados de Gasques, Bacchi e Bastos (2017) e Pintor, Silva e Piacenti (2015), que também identificaram uma relação positiva entre o crédito rural e o valor bruto da produção da agropecuária. Indicando que o crédito rural é uma política importante para o crescimento da atividade agropecuária dos estados brasileiros, uma vez que o crédito, em especial o crédito para investimento, auxilia na modernização e dinamização da produção.

5.1 Teste de causalidade de Granger de Dumitrescu e Hulin

Para a verificação da relação de causalidade entre as variáveis estudadas, realizou-se o teste de causalidade de Granger de Dumitrescu e Hulin (2012). Como este teste é sensível ao número de defasagens utilizadas, foram utilizadas uma e duas defasagens, e os resultados são apresentados na Tabela 4.

Antes de realizar o teste de causalidade, verificou-se a presença de raiz unitária. Para tanto, foram aplicados os testes de Lm, Pesaran e Shin (2003) e Levin, Lin e Chu (2002). Os resultados são apresentados na Tabela 2. Para ambos os testes, rejeita-se a hipótese nula de presença de raiz unitária nas séries. Desta forma, assume-se que as séries analisadas são estacionárias em nível.

Tabela 2. Testes de raiz unitária de Lm, Pesaran e Shin e de Levin, Lin e Chu.

Variável	Lm, Pesaran e Shin W-stat ¹		Levin, Lin e Chu t ²	
	Statistic	Prob.	Statistic	Prob.
LCrédito_total	-10,4661	0,0000	-13,8796	0,0000
LCrédito_investimento	-10,0075	0,0000	-13,4821	0,0000
LCrédito_custeio	-9,6265	0,0000	-13,0725	0,0000
LCrédito_comercialização	-10,4956	0,0000	-14,0262	0,0000
LVBP	-12,5613	0,0000	-16,0932	0,0000

(1) processo individual de raiz unitária.

(2) processos comuns de raiz unitária.

Nota: Hipótese nula: presença de raiz unitária em todos os painéis.

Fonte: Resultados da pesquisa (2021).

A tabela 3 apresenta os testes de cointegração. A hipótese nula é de que não existem evidências de cointegração para as N unidades cross-section. O teste de Pedroni (1999) indica a rejeição da hipótese nula ao nível de significância de 1%, confirmando que as séries são cointegradas. Apenas as estatísticas Panel v-statistic e Panel rho-statistic não foram significativas nos níveis de significância aceitáveis. Todavia, a existência de um processo de cointegração é confirmada pelo teste de Kao (1999), que também sugere que as variáveis são cointegradas, uma vez que os coeficientes de cointegração obtidos pelo método de defasagem dos resíduos são significativos ao nível de significância de 1%. Da mesma forma, pelo teste de Fisher-Johansen (1995), rejeita-se a hipótese nula, apontando a presença de um a três vetores de cointegração.

Tabela 3. Testes de cointegração de Pedroni, Kao e Fisher-Johansen.

Teste de cointegração residual de Pedroni				
	Statistic	Prob.	Weighted Statistic	Prob.
Hipótese alternativa: coeficiente AR comum (dentro da dimensão)				
Panel v-statistic	-1,9045	0,9716	-3,6811	0,9999
Panel rho-statistic	-0,5509	0,2908	0,4932	0,6891
Panel PP-statistic	-9,0632	0,0000	-7,3138	0,0000
Panel ADF-statistic	-8,3875	0,0000	-6,7085	0,0000
Hipótese alternativa: coeficiente AR individual (entre dimensão)				
Group rho-statistic	2,0998	0,9821		
Group PP-statistic	-9,8015	0,0000		
Group ADF-statistic	-6,9070	0,0000		
Teste de cointegração residual de Kao				
	Coeficiente	Erro-padrão	Estatística-t	P-valor
ADF			-15,5375	0,0000
Resid(-1)	-1,258122	0,0550	-22,8364	0,0000
Teste de cointegração de Fisher-Johansen				
Hypothesized No. Of CE(s)	Fisher Stat.	Prob.	Fisher Stat.	Prob.
None	107,0	0,0000	83,46	0,0000
At most 1	294,9	0,0000	261,1	0,0000
At most 2	162,6	0,0000	140,7	0,0000
At most 3	42,18	0,0010	41,53	0,0013
At most 4	23,29	0,1796	23,29	0,1796

Fonte: Resultados da pesquisa.

A Tabela 4 apresenta os resultados dos testes de não-causalidade homogênea. Os resultados obtidos para a relação de causalidade entre o valor bruto da produção agropecuária e o crédito total, considerando uma defasagem e os níveis de significância aceitáveis, indicam a não rejeição da hipótese nula de não causalidade homogênea. Desta forma, conclui-se que não existem relações de causalidade para todas as unidades cross-section.

Analizando os efeitos causais do crédito nas modalidades de investimento, custeio e comercialização, observou-se uma relação de causalidade unidirecional partindo do valor bruto da produção agropecuária em direção ao crédito para investimento, considerando o nível de significância de 10% e uma defasagem. Isso significa que o valor bruto da produção agropecuária causa, no sentido de Granger, o crédito para investimento, indicando a rejeição da hipótese nula de não causalidade homogênea. Ou seja, para os estados brasileiros, existe uma relação de causalidade heterogênea entre o valor bruto da produção agropecuária e o crédito para investimento.

Considerando a modalidade de crédito para custeio, observa-se uma relação de causalidade bidirecional entre o crédito para custeio e o valor bruto da produção agropecuária, ou seja, em ambas as regressões os parâmetros são diferentes de zero. Desta forma, conclui-se que o crédito para custeio causa, no sentido de Granger, o valor bruto da produção agropecuária, assim como o valor bruto da produção agropecuária causa, no sentido de Granger, o crédito para custeio. Portanto, ao nível de significância de 1%, rejeita-se a hipótese nula de não causalidade homogênea, indicando que existe uma relação de causalidade heterogênea entre o crédito para custeio e o valor bruto da produção agropecuária para todos os estados brasileiros.

Já o crédito para comercialização apresentou relação de causalidade unidirecional com o valor bruto da produção agropecuária, partindo do valor bruto da produção agropecuária para o crédito para comercialização. Isto significa que, para os estados brasileiros, o valor bruto da produção agropecuária causa, no sentido de Granger, o crédito para comercialização. Desta forma, rejeita-se a hipótese nula de não causalidade homogênea ao nível de significância de 5% e uma defasagem.

Tabela 4. Teste de causalidade de Granger de Dumitrescu e Hulin (2012) para os estados brasileiros, 2005 a 2020.

Hipótese Nula: não causalidade homogênea	Resultado		
	W-Stat.	Zbar-Stat.	Prob.
Lags: 1			
LVBP não causa homoganeamente LCr_total	2,7835	4,1349	4.E-05
LCr_total não causa homoganeamente LVBP	4,0103	7,3381	2.E-13
LVBP não causa homoganeamente LCr_investimento	0,5613	-1,6675	0,0954***
LCr_investimento não causa homoganeamente LVBP	1,0341	-0,4329	0,6651
LVBP não causa homoganeamente LCr_custeio	6,1947	13,0422	0,0000*
LCr_custeio não causa homoganeamente LVBP	8,7133	19,6185	0,0000*
LVBP não causa homoganeamente LCr_comercialização	0,4404	-1,9606	0,0499**
LCr_comercialização não causa homoganeamente LVBP	0,8315	-0,9836	0,3253
Lags 2			
LVBP não causa homoganeamente LCr_total	3,9755	2,1148	0,0344**
LCr_total não causa homoganeamente LVBP	4,9840	3,6337	0,0003*
LVBP não causa homoganeamente LCr_investimento	1,2650	-1,9676	0,0491**
LCr_investimento não causa homoganeamente LVBP	1,4504	-1,6884	0,0913***
LVBP não causa homoganeamente LCr_custeio	6,9038	6,5253	7.E-11
LCr_custeio não causa homoganeamente LVBP	9,2897	10,1188	0,0000*
LVBP não causa homoganeamente LCr_comercialização	1,5467	-1,5204	0,1284
LCr_comercialização não causa homoganeamente LVBP	2,3929	-0,3915	0,6954

*Nota: "L" indica que a variável está na forma logarítmica. Nível de significância: *1%, **5%, ***10%.

Fonte: Resultados da pesquisa.

Considerando duas defasagens, a relação de causalidade muda, indicando que, para algumas variáveis, a relação de causalidade só pode ser verificada após um período de tempo. Esse é o caso da variável "crédito total" e o "valor bruto da produção agropecuária". Ao considerar duas defasagens, eles apresentaram relação de causalidade bidirecional. Isso significa que tanto o crédito total causa no sentido de Granger o valor bruto da produção agropecuária, como o valor bruto da produção agropecuária causa no sentido de Granger o crédito total. Nesse caso, rejeita-se a hipótese nula de não causalidade homogênea, indicando que existe uma relação de causalidade heterogênea entre o crédito total e o valor bruto da produção agropecuária para todos os estados brasileiros. Assim, o crédito total e o valor bruto da produção agropecuária só apresentam relação de causalidade após um período de tempo, não sendo um efeito imediato.

Ao analisar a relação de causalidade entre o "crédito para investimento" e o "valor bruto da produção agropecuária", observou-se uma relação de causalidade

bidirecional considerando o nível de significância de 10% e unidirecional ao nível máximo de significância de 5%, partindo do valor bruto da produção agropecuária em direção ao crédito para investimento. Portanto, rejeita-se a hipótese nula de não causalidade homogênea, assumindo que existe entre os estados uma relação de causalidade heterogênea.

Já o "crédito para custeio" apresentou relação de causalidade unidirecional com o "valor bruto da produção agropecuária", partindo do crédito para custeio em direção ao valor bruto da produção agropecuária. Isso indica que o crédito para custeio causa no sentido de Granger o valor bruto da produção agropecuária. Contradizendo a relação verificada para uma defasagem, que apontou uma relação de causalidade bidirecional, isto significa que ao longo do tempo, a relação de causalidade se altera e o crédito é que causa, de forma unidirecional, o valor bruto da produção agropecuária. Desta forma, rejeita-se a hipótese nula de não causalidade homogênea, isto é, existe uma relação de causalidade heterogênea entre o crédito para custeio e o valor bruto da produção agropecuária. E por último, o crédito para comercialização, considerando duas defasagens, não apresentou relação de causalidade significativa com o valor bruto da produção agropecuária.

Estes resultados condizem com os achados de Borges e Parré (2021), que, ao analisarem o PIB da agropecuária através do teste convencional de causalidade de Granger, identificaram uma relação de causalidade significativa entre o crédito rural e o PIB da agropecuária, confirmando a existência de uma precedência temporal entre as variáveis, partindo do crédito rural para o produto da agropecuária. Uma relação similar também foi encontrada para o crédito para investimento, que apresentou causalidade unidirecional partindo do crédito para o produto da agropecuária.

Em relação ao crédito para custeio, os autores supracitados também identificaram uma relação de causalidade bidirecional entre o crédito para custeio e o produto da agropecuária. Já em relação ao crédito para comercialização, os autores não identificaram relação de causalidade com o produto da agropecuária, visto que não foi possível rejeitar a hipótese nula de não causalidade de Granger.

Por outro lado, Reginato, Cunha e Vasconcelos (2019), utilizando o método de soma-diferença, não identificaram relação de causalidade partindo do crédito rural para o PIB, independentemente do número de defasagens considerado no modelo. Porém, os autores identificaram uma relação significativa de causalidade do PIB em direção ao crédito rural, para uma e duas defasagens. Da mesma forma, Cavalcanti (2008) só identificou relações de causalidade de Granger partindo do PIB da agropecuária em direção ao crédito rural, independentemente do nível de defasagem incluído no modelo.

Assim, é possível enfatizar que, independentemente do número de defasagens incluídas no modelo, existe uma precedência temporal entre o valor bruto da produção agropecuária e o crédito para investimento e custeio. Sendo a relação de causalidade unidirecional e partindo do valor bruto da produção agropecuária para o crédito para investimento, considerando uma defasagem, e bidirecional considerando duas defasagens. O crédito para custeio apresentou relação de causalidade bidirecional com o valor bruto da produção agropecuária, considerando uma defasagem, e unidirecional para duas defasagens, com a relação

de causalidade partindo do crédito para custeio em direção ao valor bruto da produção agropecuária.

Considerações Finais

Este estudo teve como objetivo analisar o impacto do crédito rural no valor bruto da produção agropecuária dos estados brasileiros no período de 2005 a 2020. Além disso, buscou-se verificar a existência de uma relação de causalidade entre essas duas variáveis para identificar se incentivos à política de crédito rural podem gerar incrementos significativos no valor bruto da produção agropecuária dos estados brasileiros.

Os resultados apontaram um impacto positivo e significativo do crédito para investimento e da área colhida no valor bruto da produção agropecuária, indicando que, para cada aumento de 1% no crédito para investimento, o valor bruto da produção agropecuária aumenta em 0,11%, e, para cada aumento de 1% no total da área colhida, o valor bruto da produção agropecuária aumenta 0,46%.

A variável preço das commodities apresentou sinal negativo, indicando que a cada aumento de 1% no preço, o valor bruto da produção agropecuária reduz em 0,27%. Conforme Pintor, Silva e Piacenti (2015), essa relação negativa pode ser atribuída ao nível de agregação da variável, que inclui todos os preços das commodities, podendo ocasionar considerações divergentes. Em geral, espera-se uma relação positiva, de modo que uma variação positiva no preço levasse a uma variação também positiva no valor bruto da produção agropecuária. E por se tratar de uma análise regional, a média dos preços não consegue captar as particularidades regionais de todos os estados brasileiros. Além disso, a média não inclui o preço de produtos agropecuários que não são classificados como commodities e que são importantes na produção dos estados.

Os testes de causalidade de Granger de Dumitrescu e Hulin (2012) confirmam a existência de uma precedência temporal entre o valor bruto da produção agropecuária e o crédito para investimento e custeio, independentemente do número de defasagens incluídas no modelo.

Para o crédito para investimento, observou-se uma relação de causalidade unidirecional, partindo do valor bruto da produção agropecuária em direção ao crédito para investimento. Considerando duas defasagens, a relação de causalidade passa a ser bidirecional, de modo que o crédito para investimento causa no sentido de Granger o valor bruto da produção agropecuária, do mesmo modo que o valor bruto da produção agropecuária causa no sentido de Granger o crédito para investimento.

Em sentido oposto, o crédito para custeio, com uma defasagem, apresentou relação de causalidade bidirecional com o valor bruto da produção agropecuária e unidirecional considerando duas defasagens, com a relação de causalidade partindo do crédito para custeio em direção ao valor bruto da produção agropecuária, ou seja, o crédito para custeio causa no sentido de Granger o valor bruto da produção agropecuária.

Por outro lado, considerando uma e duas defasagens, observou-se diferentes relações de causalidade, indicando que, para algumas variáveis, a relação de causalidade só pode ser verificada após um período de tempo. Como observado para

o crédito total e o valor bruto da produção agropecuária, que só apresentou relação de causalidade com a inclusão de duas defasagens, sendo neste caso verificada uma relação de causalidade bidirecional. Também foi rejeitada a hipótese nula de não causalidade homogênea, indicando que existe uma relação de causalidade heterogênea para todos os estados brasileiros.

Logo, os resultados encontrados confirmam a hipótese de que o crédito impacta positivamente o valor bruto da produção agropecuária, com diferentes relações de causalidade entre as modalidades do crédito. Levando a concluir que incentivos à política de crédito rural são relevantes para o crescimento do setor agrícola, uma vez que se confirmam precedências temporais entre as variáveis em diferentes sentidos, além de um coeficiente significativo e positivo para o crédito para investimento.

Por fim, sugere-se para estudos posteriores uma análise da relação de causalidade por estado e/ou macrorregiões brasileiras, a fim de explorar e identificar as particularidades regionais, sendo possível identificar as relações de causalidade para cada unidade federativa em específico ou por macrorregiões. Dadas às diferenças regionais de renda, produção e oferta de crédito, as respostas sobre o valor bruto da produção agropecuária e as relações de causalidade podem ser diferentes entre os estados. Identificar essas diferenças seria importante para aprimorar a política de crédito e direcioná-la de forma mais assertiva às necessidades regionais. Além disso, sugere-se ainda a investigação das razões pelas quais o crédito para custeio e comercialização não tiveram impacto significativo no valor bruto da produção agropecuária nos estados brasileiros.

REFERÊNCIAS

- AGROSTAT. Estatísticas de Comércio Exterior do Agronegócio Brasileiro 2021. Disponível em: <<http://sistemasweb.agricultura.gov.br/pages/AGROSTAT.html>>. Acesso em: 05 out. 2021.
- ARAÚJO, W. V. et al. Crédito rural: política e desempenho. In: VIEIRA FILHO, J. E. R.; GASQUES, J. G. (Orgs). **Uma Jornada pelos contrastes do Brasil: cem anos do censo agropecuário**. Brasília: IPEA, IBGE, 2020, p. 267-279.
- ARAÚJO, J. A. Crédito Rural: Plano Safra e o Pronaf. In: VIEIRA FILHO, J. E. R. et al. (Orgs). **Diagnósticos e desafios da agricultura brasileira**. Rio de Janeiro: IPEA, 2019, p. 161-188.
- ARAÚJO, J. A.; ALENCAR, M. O. DE; VIEIRA FILHO, J. E. R. Crédito rural e Agricultura Familiar no Brasil: uma avaliação do Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar. **Redes (St. Cruz do Sul Online)**, v. 25, p. 2009-2034, 18 dez. 2020. Disponível em: <<https://online.unisc.br/seer/index.php/redes/article/view/14470>>. Acesso em: 21 dez. 2021. Doi:<https://doi.org/10.17058/redes.v25i0.14470>.

BACEN. Banco Central do Brasil 2021. Disponível em: <https://www.bcb.gov.br/>. Acesso em: 05 out. 2021.

BATISTA, H. R; NEDER, H.D. Efeitos do Pronaf sobre a pobreza rural no Brasil (2001-2009). **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v.52, p.147-166, 2014. Disponível em: <<https://www.scielo.br/j/resr/a/tYsgwMzjS8WrNhNg8hKVSMQ/>>. Acesso em: 18 nov. 2021. Doi:<https://doi.org/10.1590/S0103-20032014000600008>.

BORGES, M. J.; PARRÉ, J. L. O impacto do crédito rural no produto agropecuário brasileiro. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 2, n. 60, p. 1-22, 2022. Disponível em: <<https://www.scielo.br/j/resr/a/k3jT49RxT6LW4X9Gb6MjWxG/?format=pdf>>. Acesso em: 22 nov. 2021. Doi:<https://doi.org/10.1590/1806-9479.2021.230521>.

BUAINAIN, A. M. et al. **O mundo rural no Brasil do século 21**. Brasília: Embrapa, 2014.

CAVALCANTI, Isabel Machado. **Crédito rural e produto agropecuário municipal: uma análise de causalidade**. 2008. 73 p. Dissertação (Mestrado em Economia) - Universidade de São Paulo, São Paulo, 2008. Disponível em: <https://teses.usp.br/teses/disponiveis/12/12140/tde-08012009-204720/publico/Isabel_M_Cavalcanti.pdf>. Acesso em: 14 out. 2021.

DORNELAS, L. N. D.; Evolução da política de crédito rural no Brasil: uma análise histórica. **Revista de Extensão Rural**, v. 27, n. 2, abr./jun. 2020. Disponível em: <<https://periodicos.ufsm.br/extensaorural/article/view/37583/0>>. Acesso em: 16 out. 2021. Doi:<https://doi.org/10.5902/2318179637583>.

DUMITRESCU, E.; HURLIN, C. Testing for Granger non-causality in heterogeneous panels. **Economics Modelling**, v. 29, n. 4, p. 1450-1460, 2012. Disponível em: <<https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S0264999312000491>>. Acesso em: 15 out. 2021. Doi:<https://doi.org/10.1016/j.econmod.2012.02.014>.

FISHER, R. A. **Statistical methods for research workers**. 4th ed. Edinburgh: Oliver & Boyd, 1932.

FREITAS, C. O.; SILVA, F. A.; TEIXEIRA, E. C. Crédito rural e desempenho produtivo na agropecuária brasileira. . In: VIEIRA FILHO, J. E. R.; GASQUES, J. G. (Org). **Uma Jornada pelos contrastes do Brasil: cem anos do censo agropecuário**. Brasília: IPEA, IBGE, 2020, p. 281-294.

GASQUES, J. G.; BACCHI, M. R. P.; BASTOS, E. T. Impactos do crédito rural sobre variáveis do agronegócio. **Revista de Política Agrícola**, Brasília, ano XXVI, ed. 4, p. 132-140, 2017. Disponível em: <<https://seer.sede.embrapa.br/index.php/RPA/article/view/1315>>. Acesso em: 19 out. 2021.

GASQUES, J. G. Sources of growth in brazilian agriculture: total factor productivity. **Eurochoices**, v. 16, n. 1, 2017. Disponível em: <<https://onlinelibrary.wiley.com/doi/epdf/10.1111/1746-692X.12146>>. Acesso em: 21 nov. 2021. Doi:<https://doi.org/10.1111/1746-692X.12146>.

GUJARATI, D. N.; PORTER, D. C. **Econometria Básica**. 5ª ed. Porto Alegre: AMGH, 2011.

HULIN, C. Testing Granger causality in heterogenous panel data models with fixed coefficients. In: 53ème Congres Annuel de L' Association Française de Science Economique, Paris, 2004. Disponível em: <https://www.afse.fr/global/gene/link.php?doc_id=139&fg=1>. Acesso em: 21 out. 2021.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística 2021. Disponível em: <<https://www.ibge.gov.br/>>. Acesso em: 05 out. 2021.

IPEADATA. Instituto de Pesquisa em Economia Aplicada. Disponível em: <<http://ipeadata.gov.br/ExibeSerie.aspx?serid=38389>>. Acesso em: 05 out. 2021.

JOHANSEN, S. **Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models**. Oxford: Oxford University Press, 1995.

KAO, C. Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data. **Journal of Econometrics**, v. 90, p. 1-44, 1999. Disponível em: <<https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S0304407698000232>>. Acesso em: 18 out. 2021. Doi:[https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(98\)00023-2](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(98)00023-2).

LEVIN, A; LIN, Chien-Fu; CHU, Chia-Shang. J. Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. **Journal of Econometrics**, v.108, n.1, p. 1-24. Disponível em: < <https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S0304407601000987>>. Acesso em: 13 out. 2021. Doi:[https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(01\)00098-7](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(01)00098-7).

IM, K. S.; PESARAN, M. H.; SHIN, Y. Testing for unit roots in heterogeneous panels. **Journal of Econometrics**, v. 115, p. 53-74, 2003. Disponível em: < <https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S0304407603000927>>. >. Acesso em: 06 out. 2021. Doi:[https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(03\)00092-7](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(03)00092-7).

MAPA, Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento 2021. Disponível em: <<https://www.gov.br/pt-br/orgaos/ministerio-da-agricultura-pecuaria-e-abastecimento>>. Acesso em: 23 out. 2021.

MAPA, Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento 2020. Disponível em: <<https://www.gov.br/agricultura/pt-br/assuntos/noticias/pib-do-setor-agropecuario-apresentou-crescimento-de-2-em-2020>>. Acesso em: 23 out. 2021.

MEDEIROS, A. P.; FILHO, R. B.; VIEIRA, K. M.; CERETTA, P. S. Análise do impacto do crédito rural na produção agrícola brasileira no período 2006-2014. **Revista em Agronegócio e Meio Ambiente, Maringá (PR)**, v. 10, ed. 3, p. 729-755, 2017.

Disponível em:

<<https://periodicos.unicesumar.edu.br/index.php/rama/issue/view/163>>. Acesso em: 23 out. 2021. Doi:<http://dx.doi.org/10.17765/2176-9168.2017v10n3p633-652>.

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, ed. 1, p. 9-35, 2013. Disponível em:

<https://periodicos.ufba.br/index.php/revnexeco/issue/view/820>. Acesso em: 26 out. 2021. Doi:[10.9771/1516-9022rene.v7i1.6763](https://doi.org/10.9771/1516-9022rene.v7i1.6763).

PEDRONI, P. Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, nesp., v. 61, p. 653-670, 1999. Disponível em: <<https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1111/1468-0084.0610s1653>>. Acesso em: 02 out. 2021. Doi:<https://doi.org/10.1111/1468-0084.0610s1653>

PINTOR, E.; SILVA, G. M.; PIACENTI, C. A. Crédito rural e crescimento econômico no Brasil. **Revista de Política Agrícola, Brasília**, ano XXIV, ed. 1, p. 5-19, 2015. Disponível em: <https://www.gov.br/agricultura/pt-br/assuntos/politica-agricola/todas-publicacoes-de-politica-agricola/revista-de-politica-agricola/2017/revista-de-politica-agricola-no-4-2017/view>. Acesso em: 27 out. 2021.

PIRES, M. J. S.; Contradições em processo: um estudo da estrutura e evolução do PRONAF de 2000 A 2010. **Texto para Discussão**, Brasília: Ipea, 2013. Disponível em: http://repositorio.ipea.gov.br/bitstream/11058/2433/1/TD_1914.pdf. Acesso em: 27 out. 2021.

RAMOS, S. Y.; MARTHA JÚNIOR, G. B. Evolução da política de crédito rural brasileira. **Documentos**, Planaltina: Embrapa, 2010. Disponível em: <https://www.embrapa.br/busca-de-publicacoes/-/publicacao/899862/evolucao-da-politica-de-credito-rural-brasileira>. Acesso em: 20 nov. 2021.

REGINATO, V. G.; CUNHA, M. S.; VASCONCELOS, M. R. Crédito rural e nível de atividade da agropecuária brasileira: uma análise de causalidade em painel. **Revista de Economia e Agronegócio**, Viçosa, v. 17, n. 3, p. 442-461, 2019. Disponível em: <https://periodicos.ufv.br/rea/>. Acesso em: 4 nov. 2021.

ROCHA, G. A. P.; OZAKI, V. A. Crédito rural histórico e panorama atual. **Revista de Política agrícola**, v. 29, n. 4, out./dez. 2020. Disponível em: <https://seer.sede.embrapa.br/index.php/RPA/article/view/1536/pdf>. Acesso em: 24 nov. 2021.

SANTOS, J. M.; MARQUETTI, A. A.; OLIVEIRA, G. Relações de causalidade entre variáveis ambientais e econômicas: uma abordagem em dados de painel. **Revista de**

Economia e Agronegócio, Viçosa, v. 18, n. 3, p. 1-26, 2020. Disponível em: <https://periodicos.ufv.br/rea/article/view/11073/6736>. Acesso em: 25 out. 2021.

SCHUMPETER, J. A. **Teoria do desenvolvimento econômico**. São Paulo: Abril Cultura, 1982. (Coleção os economistas).

TEIXEIRA, E. C.; MIRANDA, M. H.; FREITAS, C. O. **Políticas governamentais aplicadas ao agronegócio**. 1. ed. Viçosa: Editora UFV, 2014. v. 1, 199 p.

UNCTAD. United Nations Conference on Trade and Development. Disponível em: <https://unctad.org/webflyer/statistics-quality-assurance-framework>. Acesso em: 05 out. 2021.

VIEIRA FILHO, J. E. R.; GASQUES, J. G.; RONSOM, S. Inovação e expansão agropecuária brasileira. In: VIEIRA FILHO, J. E. R.; GASQUES, J. G. (Org). **Uma Jornada pelos contrastes do Brasil: cem anos do censo agropecuário**. Brasília: IPEA, IBGE, 2020, p. 121-134.

Cristiano Stamm. Doutor em Planejamento Urbano e Regional (2013) pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul e professor do Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Regional e Agronegócio (PGDRA-UNIOESTE). E-mail: Cristiano.stamm@gmail.com.

Raiane Benevides Ferreira. Doutoranda em Desenvolvimento Regional e Agronegócio. Universidade Estadual do Oeste do Paraná (UNIOESTE). E-mail: raianebenevides.ce@gmail.com.

Kennedy Jamestony de Carvalho e Souza. Doutorando em Desenvolvimento Regional e Agronegócio. Universidade Estadual do Oeste do Paraná (UNIOESTE). E-mail: jamestonykennedy@gmail.com.

Submetido em: 07/07/2022

Aprovado em: 28/03/2023

CONTRIBUIÇÃO DE CADA AUTOR

Cristiano Stamm:

- a. Fundamentação teórico-conceitual e problematização;
- b. Supervisão/orientação;
- c. Escrita – Revisão e Edição

Raiane Benevides Ferreira:

- a. Metodologia;
- b. Pesquisa de dados e análise estatística
- c. Elaboração de figuras e tabelas;
- d. Elaboração e redação do texto.

Kennedy Jamestony de Carvalho e Souza:

- a. Fundamentação teórico-conceitual e problematização;
- b. Elaboração e redação do texto;
- c. Seleção das referências bibliográficas

Fontes de financiamento: Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPQ) e Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES).