

Crédito rural e exportações do agronegócio brasileiro: EFEITOS TOTAIS, EFEITOS DIRETOS E CANAIS PRODUTIVOS

Sthefany Silibri Moura^{*}
Rafael Mesquita Pereira[†]
Livia Madeira Triaca[‡]
Ricardo Aguirre Leal[§]

Resumo

O presente trabalho tem como objetivo principal analisar a participação do crédito rural nas exportações do agronegócio brasileiro. Para tanto, a partir da construção de um painel de dados com observações das 27 unidades federativas, no período de 2002 a 2022, são estimados modelos de efeitos fixos para verificar como o crédito rural, nas modalidades de custeio, investimento e comercialização, influencia os montantes exportados por este setor-chave da economia do país. Estes efeitos são decompostos em diretos e totais, com o intuito de avaliar se estas modalidades estão diretamente ligadas ao montante das exportações ou se apenas funcionam como potencializadoras da produção, sem influenciar especificamente as vendas externas do segmento. Os resultados mostram que o crédito rural contribui para o desempenho exportador do agronegócio brasileiro por meio de mecanismos diferenciados: enquanto o investimento fortalece a base produtiva e amplia a capacidade de produção, a comercialização parece atuar de forma mais direta na inserção mercantil e exportadora das cadeias agropecuárias.

Palavras-chave: Crédito Rural, Dados em Painel; Efeitos Fixos *Two-Way*; Exportações; Agronegócio.

Abstract

The primary objective of this study is to analyze the role of rural credit in Brazilian agribusiness exports. To this end, fixed-effects models are estimated using a panel dataset covering the country's 27 federal units from 2002 to 2022; the aim is to determine how rural credit—categorized into operating, investment, and marketing credit—influences export volumes in this key economic sector. These effects are decomposed into direct and total effects to assess whether these credit types are directly linked to export volumes or merely serve to boost production without specifically influencing the segment's foreign sales. The results indicate that rural credit contributes to the export performance of Brazilian agribusiness through distinct mechanisms: while investment strengthens the productive base and expands production capacity, marketing credit appears to play a more direct role in integrating agricultural supply chains into markets and export activities.

Keywords: Rural Credit; Panel Data; Two-Way Fixed Effects; Exports; Agribusiness.

Classificação JEL: F14; R12; C33

Área de Economia Regional

^{*} Mestranda no Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal de Juiz de Fora. E-mail: ssilibrimoura@gmail.com.

[†] Professor Adjunto do Instituto de Ciências Econômicas, Administrativas e Contábeis da Universidade Federal do Rio Grande. E-mail: rafaelmesquita@furg.br.

[‡] Professora Adjunta do Instituto de Ciências Econômicas, Administrativas e Contábeis da Universidade Federal do Rio Grande. E-mail: liviamtriaca@gmail.com.

[§] Professor Associado do Instituto de Ciências Econômicas, Administrativas e Contábeis da Universidade Federal do Rio Grande. E-mail: ricardo.leal@furg.br.

1 INTRODUÇÃO

O agronegócio exerce influência significativa no funcionamento socioeconômico brasileiro, contribuindo para o desenvolvimento do país (Santos et al., 2016). Ele respondeu por 23,2% do PIB brasileiro em 2024, representando um montante de R\$ 2,72 trilhões (CEPEA, 2025).

Em 2023, as exportações do setor corresponderam a 49% da estrutura exportadora nacional, com um incremento de 1,5 ponto percentual em relação ao desempenho de 2022, segundo o Ministério da Agricultura e Pecuária – MAPA (2024). Nesse mesmo período, foram exportadas cerca de 193,02 milhões de toneladas de grãos, revelando uma expansão de 24,3% em comparação ao ano anterior. Destaca-se, nesse contexto, a exportação de soja em grãos em dezembro de 2023, que atingiu uma alta de 66,2%, correspondente a US\$ 1,99 bilhão, sendo US\$ 1,2 bilhão oriundo apenas da demanda chinesa, o que representa 86,5% do volume exportado.

Diante da relevância do agronegócio e das exportações do setor para a economia nacional, as evidências indicam que o acesso ao crédito pode ser condição importante para que suas atividades se realizem de forma satisfatória, lucrativa e promotora do desenvolvimento. Nesse cenário, o Crédito Rural (CR) configura-se como uma política pública essencial para o financiamento da agricultura brasileira, operando em quatro modalidades distintas: custeio, investimento, comercialização e industrialização. O custeio abrange os custos do fluxo produtivo, desde o plantio até a colheita; o investimento destina-se à aquisição de bens de capital ou serviços de impacto duradouro na produção; a comercialização visa garantir ao produtor condições adequadas para a venda de sua produção; e a industrialização apoia a tecnificação dos produtos agrícolas e pecuários (Pintor et al., 2015; Banco Central do Brasil, 2024).

Dados para o ano-safra de 2023/2024 mostram que foram destinados R\$ 400,7 bilhões ao setor agrícola pela política de crédito rural, sendo R\$ 219,8 bilhões para o custeio, R\$ 98 bilhões para o investimento, R\$ 51,7 bilhões para comercialização e R\$ 31,2 bilhões para a industrialização. Dentre esses números, é válido destacar que a região Sul do país contou com o maior quantitativo para os créditos de custeio e industrialização, correspondendo a R\$ 68,64 bilhões e R\$ 15,52 bilhões, respectivamente. Já para as modalidades de investimento e comercialização, houve o predomínio da região Centro-Oeste com R\$ 28,33 bilhões e R\$ 18,00 bilhões, respectivamente (Banco Central do Brasil, 2024).

Atualmente, a agricultura brasileira é financiada pelo Sistema Nacional de Crédito Rural (SNCR) e pelo Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar (PRONAF), ambos do Governo Federal, sendo consideradas as políticas mais proeminentes no fomento da prática agrícola no país (Leite; Wesz Junior, 2014). Segundo o Censo Agropecuário de 2017, cerca de 77% dos estabelecimentos agropecuários são classificados como de agricultura familiar, embora ocupem apenas 23% da área total dos estabelecimentos. Frente a essa predominância, torna-se indispensável evidenciar a importância do PRONAF no cenário socioeconômico brasileiro. Criado em 1995, o programa visa ampliar o acesso ao crédito para agricultores familiares – aqueles que conduzem estabelecimentos produtivos de menor escala, com uso preponderante de mão de obra familiar. Por meio de taxas de juros reduzidas e critérios de elegibilidade adaptados à realidade desse segmento, o PRONAF viabiliza incrementos de produtividade, geração de renda e capacitação da força de trabalho, suprimindo uma lacuna historicamente não atendida pelo SNCR (Padilha et al., 2024).

Na literatura, trabalhos como os de Pintor et al. (2015), Gasques et al. (2017), Freitas et al. (2020) analisam a importância do crédito rural sob diversas dimensões, recorrendo a modelos econométricos com dados em painel. De maneira geral, os estudos adotam indicadores de produção agropecuária, como o Valor Adicionado Bruto (VAB), o Valor Bruto da Produção (VBP) e o Produto Interno Bruto (PIB) agropecuário como variáveis dependentes, e convergem para a conclusão de que o crédito rural exerce efeito positivo e estatisticamente significativo sobre o desempenho do setor, configurando-se como um vetor relevante de expansão da produção e de modernização da atividade agropecuária brasileira.

Diante do exposto, o objetivo principal deste trabalho consiste em buscar verificar se o crédito rural produz efeitos positivos nas exportações do agronegócio brasileiro. Para tanto, constrói-se um

painel de dados por unidades da federação para o período de 2002 a 2022, estimando regressões que investigam a influência das modalidades de crédito rural – custeio, investimento e comercialização – sobre o desempenho exportador do setor. Estes efeitos são decompostos em dois canais: os diretos, para avaliar se estas modalidades estão diretamente ligadas ao montante das exportações; e os totais, para verificar se elas apenas funcionam como potencializadores da produção, sem influenciar especificamente nas vendas externas do agronegócio brasileiro. É importante ressaltar que o crédito rural na modalidade industrialização não é considerado na pesquisa em virtude da indisponibilidade de dados referentes a esta modalidade para períodos anteriores a 2013. Dessa forma, optou-se por não incluir estas informações para viabilizar a construção de um painel mais extenso.

A principal contribuição desta pesquisa reside na ampliação do escopo analítico da literatura existente. Enquanto os estudos anteriores concentram-se predominantemente nos efeitos do crédito rural sobre indicadores de produção interna, como o VAB agropecuário, o VBP e o PIB do setor, o presente trabalho contribui ao tomar as exportações do agronegócio como variável dependente, dimensão ainda pouco explorada nessa literatura.

Os resultados indicam que a contribuição do crédito rural para as exportações do agronegócio brasileiro não deve ser interpretada de forma homogênea. As modalidades de crédito exercem papéis distintos. O crédito de investimento apresenta associação positiva com exportações nos modelos de efeito total, mas seus efeitos parecem ser mediados por canais produtivos, aqui representados pelo VAB agropecuário e área colhida. O crédito de comercialização, por sua vez, apresenta a evidência mais consistente do estudo, permanecendo positivo e estatisticamente significativo nos dois tipos de efeitos e em todas as especificações analisadas. Já o crédito de custeio não apresenta evidência estatística robusta de associação com as exportações, apesar da sua maior participação no crédito total.

Para atender aos objetivos propostos, o trabalho está organizado da seguinte forma: além desta introdução, a seção dois apresenta os principais agentes da política de crédito rural brasileiro, o SNCR e o PRONAF. Na seção três são apresentadas as evidências na literatura. A seção quatro descreve a metodologia adotada e a base de dados. A seção cinco expõe os resultados obtidos a partir da estimação dos modelos econométricos e, por fim, a seção seis apresenta as considerações do estudo.

2 POLÍTICA DE CRÉDITO RURAL: O SNCR E O PRONAF

O crédito rural oficial constitui a base de financiamento do setor agropecuário brasileiro, com elevada dependência do Governo Federal tanto na provisão de recursos quanto no suporte à comercialização da produção e à gestão de riscos. Os principais motivadores da política agrícola brasileira compreendem a adequação dos recursos disponíveis, a redução da oscilação da renda e a promoção da estabilidade alimentar (Coelho, 2001). Nesse arcabouço, destacam-se dois instrumentos centrais: o Sistema Nacional de Crédito Rural (SNCR), voltado ao financiamento da agricultura em geral, e o Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar (PRONAF), criado para atender especificamente os agricultores familiares, historicamente excluídos das linhas de crédito convencionais (Leite; Wesz Junior, 2014).

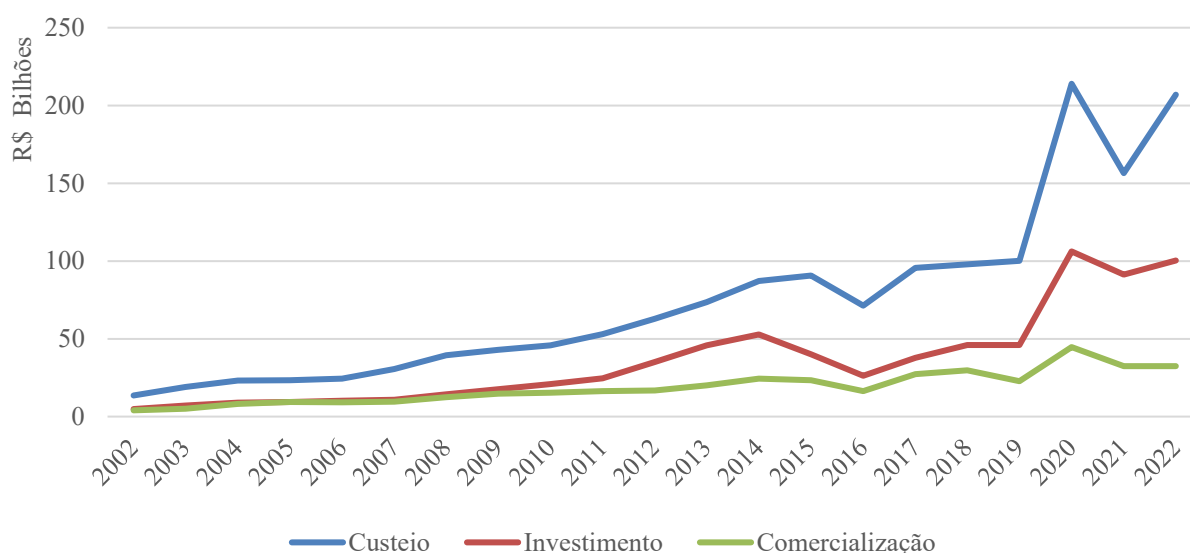
O Sistema Nacional de Crédito Rural (SNCR) opera sob a lógica do crédito direcionado, regulando a origem dos recursos, as condições de utilização e os limites de cobrança de juros. Seus objetivos, definidos pela Lei 4.829/1965, abrangem o estímulo ao investimento agropecuário, o custeio eficiente da produção e comercialização, o benefício aos produtores rurais, especialmente os de menor porte, e a modernização das práticas agrícolas. Nesse sentido, o crédito direcionado aliado aos subsídios configura-se como uma ferramenta relevante para o setor rural, em especial para pessoas físicas, dado que os juros praticados nas operações não direcionadas tendem a ser significativamente mais elevados (Araújo; Li, 2018).

Complementarmente, o PRONAF foi criado em 1995 para suprir uma lacuna histórica do SNCR no que diz respeito ao acesso ao crédito pelos agricultores familiares, que enfrentavam altos custos de financiamento e baixa capacidade de pagamento a taxas de mercado, o que tornava o investimento em produtividade frequentemente inviável (Guanziroli, 2007). Por meio de taxas de

juros subsidiadas e condições adaptadas à realidade desse segmento, o programa visa o incremento produtivo e socioeconômico dos agricultores familiares, viabilizando o acesso à tecnologia e aos recursos necessários ao aprimoramento da atividade agrícola (Schneider; Cazella; Mattei, 2021). A decisão de captação de recursos no âmbito do programa, por sua vez, é orientada pela compatibilidade entre o investimento realizado e as condições de pagamento disponíveis ao produtor (Guanziroli, 2007).

A Figura 1 apresenta a evolução do total de crédito rural disponibilizado entre 2002 e 2022. Observa-se crescimento modesto nos primeiros anos, seguido de expansão expressiva a partir de 2013, que coincide com medidas governamentais de estímulo ao investimento em irrigação, armazenamento e modernização produtiva, em resposta à volatilidade dos preços agrícolas, com ampliação das fontes de recursos a partir de 2012, passando a incluir o Tesouro Nacional e os Depósitos Compulsórios no Banco Central do Brasil – BCB (MAPA, 2013). Em 2016, houve retração associada ao ajuste fiscal doméstico e à desaceleração da demanda mundial, com redução de 11% nos recursos voltados ao investimento (MAPA, 2015). O pico em 2020, por sua vez, ocorreu em um contexto de intervenções governamentais para preservação do sistema produtivo durante a pandemia de Covid-19 (MAPA, 2020).

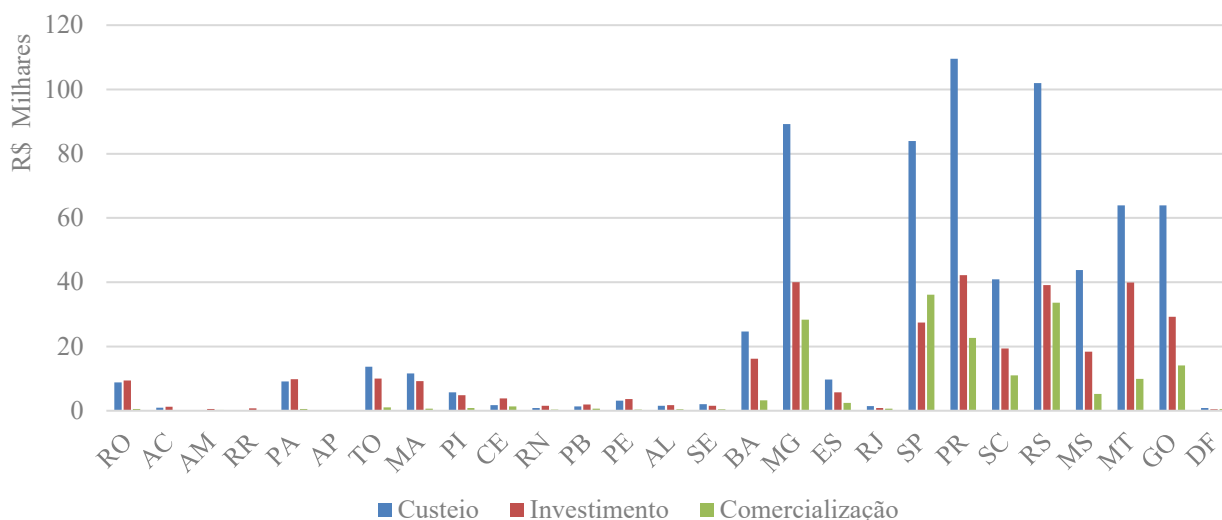
Figura 1 – Montante das modalidades de CR destinados ao longo do tempo



Fonte: Elaboração própria a partir de dados da Matriz de Crédito Rural (BCB, 2026).

A Figura 2 evidencia a distribuição média do crédito rural por unidade da federação no mesmo período, revelando clara concentração no eixo Centro-Sul, com destaque para Paraná, Rio Grande do Sul, Minas Gerais, São Paulo, Mato Grosso, Mato Grosso do Sul e Goiás. Essa assimetria regional reflete o favorecimento de médios e grandes produtores, cujas produções voltadas ao mercado externo, aliadas à capacidade de oferta de terras como garantia, facilitam o acesso ao crédito (Amaral; Bacha, 2025). Tal concentração aprofunda as disparidades socioeconômicas entre os diferentes grupos produtivos, na medida em que a política tende a beneficiar mais os grandes produtores que os pequenos e familiares (Neves et al., 2020).

Figura 2 – Média do montante das modalidades de CR destinado para cada unidade federativa entre 2002 e 2022



Fonte: Elaboração própria a partir de dados da Matriz de Crédito Rural (BCB, 2026).

A concentração regional e a assimetria no acesso ao crédito rural, evidenciadas na Figura 2, não constituem um fenômeno isolado, uma vez que se trata de um padrão recorrentemente identificado na literatura. Estudos como os de Leite e Wesz Junior (2014), Neves et al. (2020) e Amaral e Bacha (2025) convergem para a constatação de que a política de crédito rural tende a favorecer mais os médios e grandes produtores que os pequenos agricultores e da agricultura familiar, mantendo desigualdades estruturais no acesso aos recursos públicos de financiamento agropecuário.

3 REVISÃO DE LITERATURA

A literatura que analisa crédito rural brasileiro abrange desde estudos sobre sua relevância para o desempenho produtivo do setor até investigações sobre suas limitações e assimetrias de acesso. No geral, as evidências empíricas constataam que o crédito rural exerce um efeito positivo sobre indicadores de produção agropecuária, embora reconheçam que sua efetividade dependa das condições estruturais.

Nessa direção, Pintor et al. (2015) realizaram um estudo e buscaram analisar o efeito do crédito rural sobre o Valor Bruto da Produção (VBP) agropecuária dos estados brasileiros, utilizando dados em painel para os estados brasileiros e uma especificação com efeitos fixo, concluindo que existe uma associação positiva entre o crédito rural e o VBP agropecuário, que se mostra relevante para o crescimento econômico. A análise ancora-se no pensamento schumpeteriano, segundo o qual o crédito viabiliza novos arranjos produtivos ao permitir que empreendedores sem meios próprios de produção financiem inovações, associando diretamente a ampliação do acesso ao crédito rural ao crescimento do agronegócio.

Aprofundando a análise dessa relação, Gasques et al. (2017) investigaram os efeitos do crédito rural sobre o VBP agrícola, o PIB do agronegócio, o PIB da agropecuária e a produtividade total dos fatores, por meio de modelos de Função de Transferência. Os autores identificaram que a relação entre crédito rural e PIB agropecuário é compatível com o papel indutor da aquisição de bens de capital e o acesso a inovações tecnológicas na modernização produtiva, o que agrega valor ao produto final.

Freitas et al. (2020) destacam que a disponibilidade de crédito rural afeta positivamente a renda dos produtores ao facilitar a aquisição de insumos e maquinários, com implicações tanto para o desempenho setorial quanto para a geração de emprego e renda nas cadeias produtivas do agronegócio. Ademais, os autores investigaram os efeitos do crédito rural sobre o VBP e a eficiência técnica dos estabelecimentos agropecuários brasileiros. Utilizando dados do Censo Agropecuário de

2017, os autores observaram que, independentemente da modalidade analisada, o acesso ao crédito está associado a maiores níveis de produção e à redução da ineficiência técnica. No entanto, os resultados mostraram que a distribuição dos recursos é concentrada nas regiões Centro-Sul, em detrimento das regiões com maior presença de agricultores familiares, como o Nordeste. Desta forma, a política creditícia pode ocasionar um efeito positivo de elevação da produção, ao mesmo tempo em que agrava as desigualdades de renda no meio rural.

Já Rocha (2020), ao detalhar os meios de fomento agrícola brasileiros a partir do Sistema Nacional de Crédito Rural, analisa a relação entre o crédito rural a juros livres e as taxas reguladas, além de mensurar os impactos do IBC-Br (Índice de Atividade Econômica do Banco Central), da inadimplência e da inflação sobre a disponibilidade de crédito rural. O autor conclui que o crédito rural, isoladamente, não é responsável pelo incremento de produtividade, uma vez que os estabelecimentos, tanto os que já usufruem do crédito quanto os que apresentam potencial para fazê-lo, carecem de medidas complementares para o uso eficiente do capital. Identificou-se ainda que o crédito rural a juros livres é acionado sobretudo quando o acesso ao crédito regulado, mais atrativo em razão de suas taxas mais baixas, não é possível. Por fim, o autor aponta o endividamento rural como um problema estrutural brasileiro, agravado por ciclos de renegociação que elevam o risco de inadimplência, na medida em que o tomador passa a incorporar a possibilidade de renegociação futura em sua decisão de captação de recursos, o que impõe limites à capacidade da política creditícia de promover ganhos sustentáveis de produtividade.

Essa limitação se manifesta também nas assimetrias de acesso ao crédito. Leite e Wesz Junior (2014), ao analisarem a alocação de contratos na produção de soja em Mato Grosso, constataram que o acesso às linhas de financiamento, custeio e comercialização é concentrado em grandes produtores com maior capacidade de pagamento e oferta de garantias. Esse resultado dialoga com os achados de Neves et al. (2020), que identificaram que a política de crédito rural tende a beneficiar os grandes produtores em detrimento dos pequenos e familiares, e de Amaral e Bacha (2025), que associam essa concentração ao maior nível de bancarização e à posse de terras como garantia, evidenciando a persistência das desigualdades estruturais no acesso à política de crédito rural.

O presente estudo avança nessa literatura ao tomar as exportações do agronegócio como variável dependente, investigando o efeito das modalidades de crédito rural, custeio, investimento e comercialização, sobre o desempenho exportador das 27 unidades federativas (UF), no período de 2002 a 2022, dimensão ainda pouco explorada na literatura nacional sobre crédito rural.

4 METODOLOGIA

Para a realização das análises e estimações econométricas, construiu-se um painel de dados anual para as 27 UFs, cobrindo o período de 2002 a 2022. A estrutura final da base compreende, portanto, 27 unidades de corte transversal observadas ao longo de 21 anos, totalizando 567 observações potenciais. A utilização de dados em painel justifica-se pela possibilidade de explorar simultaneamente a variação temporal e a heterogeneidade entre as unidades federativas, permitindo controlar características estruturais não observadas e persistentes dos estados, como aptidão agrícola, infraestrutura logística, proximidade de portos, estrutura fundiária, composição produtiva, grau de bancarização e inserção histórica em cadeias agroexportadoras. Conforme discutido por Wooldridge (2010) e Gujarati e Porter (2011), modelos de painel permitem controlar parte importante da heterogeneidade não observada que poderia enviesar as estimativas obtidas por modelos puramente transversais ou por séries temporais agregadas.

As variáveis consideradas são:

- **Exportações do agronegócio brasileiro:** obtida no MAPA, por meio do portal AGROSTAT.
- **Crédito rural – modalidade investimento:** obtida na base de dados do BCB, na Seção Matriz de Dados de Crédito Rural (MDCR).

- **Crédito rural – modalidade custeio:** obtida na base de dados do BCB, na Seção MDCR.
- **Crédito rural – modalidade comercialização:** obtida na base de dados do BCB, na Seção MDCR.
- **Valor Adicionado Bruto da Agropecuária:** obtida na base de dados do Sistema de Contas Regionais do IBGE do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Corresponde à diferença entre o valor da produção e o consumo intermediário.
- **Área Colhida:** corresponde à produção agrícola municipal, obtida na base de dados do IBGE. Foram somados os valores das lavouras temporárias e permanentes.
- **Taxa de câmbio:** corresponde à taxa real efetiva média por ano, obtida no sistema do BCB, pelo Sistema Gerenciador de Séries Temporais (SGS).
- **IC-Br Agropecuária:** o Índice de Commodities do Brasil referente à agropecuária, corresponde a uma média mensal ponderada dos preços de commodities agropecuárias exportadas produzidas no Brasil. É obtida no site do BCB.

Na versão final da base, todas as variáveis monetárias expressas em reais — exportações, modalidades de crédito rural e Valor Adicionado Bruto da Agropecuária — são deflacionadas pelo Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), calculado pelo IBGE. Esse procedimento é essencial para remover o componente puramente nominal das séries e permitir que as estimações capturem variações reais nas exportações e no crédito rural ao longo do tempo. Sem esse ajuste, parte dos coeficientes poderia refletir apenas inflação acumulada no período, e não mudanças efetivas no volume real de recursos destinados ao setor ou no desempenho exportador. Assim, a Tabela 1 apresenta as estatísticas descritivas da base de dados (todas as UF's em todos os anos), referentes às variáveis utilizadas nas estimações após o ajuste monetário, mantendo-se as variáveis monetárias em valores reais. A área colhida é expressa em hectares, enquanto a taxa de câmbio e o IC-Br são mantidos em seus respectivos índices originais.

Tabela 1: Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas nos modelos econométricos

Variável	Abreviação	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
Exportações Agro	<i>ExpAgro</i>	4.902,40	7.518,87	8,90	41.223,05
CR-Custeio	<i>CRCust</i>	3.831,19	5.906,99	0,00	31.310,05
CR-Investimento	<i>CRInvest</i>	1.849,01	2.577,68	0,00	15.272,04
CR-Comercialização	<i>CRCom</i>	1.027,96	1.869,04	0,00	9.392,54
VAB Agro	<i>VABAgro</i>	0,0139	0,0152	0,0001	0,0865
Área colhida	<i>AreaCol</i>	2.009.665	2.965.365	2.678	17.600.000
Taxa de câmbio	<i>TxCambio</i>	106,86	21,26	74,97	144,60
IC-Br Agro	<i>ICBrAgro</i>	160,52	84,03	85,90	402,17

Fonte: Elaboração própria. As variáveis Exportações, CR-Custeio, CR-Investimento, CR-Comercialização e VAB Agro estão expressas em milhões de Reais.

Observa-se que, entre as modalidades de crédito rural, o custeio apresenta maior participação média, seguido pelo investimento e pela comercialização. Esse padrão reflete a própria estrutura do Sistema Nacional de Crédito Rural, historicamente orientado ao financiamento das despesas correntes de produção, como aquisição de insumos, sementes, fertilizantes, defensivos e manutenção das atividades agropecuárias. Como destacam Gazolla e Schneider (2013) e Oliveira (2016), o crédito de custeio ocupa posição central na política agrícola brasileira por garantir a continuidade do ciclo produtivo. No entanto, a análise econométrica desenvolvida neste estudo parte da hipótese de que as

diferentes modalidades de crédito podem afetar as exportações por canais distintos: o custeio pode atuar sobre a manutenção da produção corrente; o investimento pode afetar a capacidade produtiva, a modernização e a expansão da área; e a comercialização pode influenciar mais diretamente a estocagem, o escoamento, a venda e o *timing* de inserção nos mercados externos. É com base nessa diferenciação que o estudo busca analisar se, e por quais canais, as modalidades de crédito rural se associam às exportações do agronegócio brasileiro.

A estratégia empírica central do estudo baseia-se em modelos com efeitos fixos de unidades federativas (UF) e ano, também conhecidos como modelos *two-way fixed effects* (TWFE). A identificação desses modelos decorre da variação intraestadual ao longo do tempo, isto é, compara-se a evolução das exportações de uma mesma unidade federativa em anos nos quais há diferentes níveis de crédito rural, controlando simultaneamente por características fixas das UFs e por choques comuns a todos os estados em determinado ano. Formalmente, o modelo de efeito total é especificado como:

$$\ln(\text{ExpAgro}_{it}) = \beta_0 + \beta_1 \ln(\text{CRCust}_{it}) + \beta_2 \ln(\text{CRInvest}_{it}) + \beta_3 \ln(\text{CRCom}_{it}) + \alpha_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

onde $\ln$ é a função do logaritmo natural, α_i denota os efeitos fixos de unidade federativa, λ_t os efeitos fixos de ano e ε_{it} é o termo de erro idiossincrático.

A inclusão de α_i permite controlar fatores estruturais e invariantes no tempo que diferenciam os estados brasileiros, como condições edafoclimáticas, localização geográfica, infraestrutura histórica, distância a portos, estrutura fundiária e perfil produtivo. Por sua vez, λ_t controla choques agregados que afetam simultaneamente todas as unidades federativas, como variações nos preços internacionais das commodities, mudanças na política agrícola nacional, alterações nas condições macroeconômicas, crise financeira internacional, pandemia de Covid-19 e demais eventos comuns ao período analisado. Essa abordagem segue a literatura econométrica de modelos de painel com efeitos fixos, segundo a qual a consistência das estimativas depende da hipótese de exogeneidade estrita condicional, isto é, de que, após controlar os efeitos fixos e os regressores incluídos, não existam choques não observados variantes no tempo correlacionados simultaneamente às modalidades de crédito e às exportações (Wooldridge, 2010; Angrist; Pischke, 2009).

A especificação anterior é denominada, neste estudo, modelo de efeito total. Essa denominação decorre do fato de que não são incluídos controles para VAB agropecuário e área colhida, uma vez que essas variáveis podem representar canais pelos quais o crédito rural afeta as exportações. Em outras palavras, se o crédito de investimento amplia a capacidade produtiva, aumenta a área colhida ou eleva o valor adicionado da agropecuária, controlar diretamente essas variáveis na regressão poderia bloquear parte do efeito que se pretende estimar. Por essa razão, o modelo de efeito total busca captar a associação entre crédito rural e exportações sem condicionar aos potenciais mecanismos produtivos intermediários.

Em seguida, estima-se o modelo de efeito direto, no qual são incluídos o VAB agropecuário e a área colhida. A especificação é dada por:

$$\ln(\text{ExpAgro})_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln(\text{CRCust}_{it}) + \beta_2 \ln(\text{CRInvest}_{it}) + \beta_3 \ln(\text{CRCom}_{it}) + \gamma_1 \ln(\text{VABAgro}_{it}) + \gamma_2 \ln(\text{AreaCol}_{it}) + \alpha_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Nessa formulação, os coeficientes das modalidades de crédito são interpretados como associações diretas condicionadas à escala produtiva e ao valor gerado pela agropecuária estadual. Assim, a comparação entre os modelos de efeito total e efeito direto permite avaliar se a relação entre crédito rural e exportações ocorre principalmente por meio dos canais produtivos ou se persiste mesmo após controlar tais dimensões. Caso o coeficiente de determinada modalidade de crédito seja significativo no modelo de efeito total, mas perca significância no modelo direto, isso sugere que sua relação com as exportações é mediada pelo VAB agropecuário ou pela área colhida. Por outro lado, se o coeficiente permanece significativo no modelo direto, há evidência de uma associação mais próxima ao desempenho exportador, independente da escala produtiva observada.

Adicionalmente, são estimados modelos específicos para os canais produtivos, tendo como variáveis dependentes o VAB agropecuário e a área colhida. Esses exercícios, apresentados na Tabela A2 do Apêndice, permitem verificar se as modalidades de crédito rural estão associadas à expansão da capacidade produtiva dos estados. A especificação geral desses modelos é dada por:

$$\ln(Z)_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln(CRCust_{it}) + \beta_2 \ln(CRInvest_{it}) + \beta_3 \ln(CRCom_{it}) + \alpha_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

em que Z_{it} representa, alternadamente, o VAB agropecuário ou a área colhida. Esses modelos não são interpretados como testes formais de mediação causal, mas como exercícios auxiliares para compreender os mecanismos econômicos que podem explicar a diferença entre efeitos totais e diretos.

A análise também incorpora especificações com defasagens de um e dois anos das modalidades de crédito rural. Essa escolha é motivada pela natureza temporal da atividade agropecuária e pelas diferenças entre as modalidades de crédito. O crédito de investimento, por exemplo, tende a financiar bens de capital, máquinas, equipamentos, infraestrutura, irrigação, armazenagem e melhorias produtivas cujos efeitos sobre produção e exportações podem ocorrer apenas após algum período de maturação. O crédito de custeio pode estar associado ao calendário agrícola, de modo que recursos contratados em determinado ano podem afetar a produção e a exportação em anos posteriores. O crédito de comercialização, por sua vez, pode influenciar estoques, contratos, decisões intertemporais de venda e condições de escoamento. Para captar esses efeitos, estima-se a seguinte especificação:

$$\ln(ExpAgro_{it}) = \beta_0 + \beta_1 \ln(CRCust_{it-s}) + \beta_2 \ln(CRInvest_{it-s}) + \beta_3 \ln(CRCom_{it-s}) + \alpha_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

para $(s = 1)$ e $(s = 2)$. Também são estimadas versões diretas desses modelos, nas quais se adicionam $\ln(VABAgro_{it})$ e $\ln(AreaCol_{it})$. As defasagens não eliminam, por si só, problemas de endogeneidade, mas reduzem parte da simultaneidade contemporânea entre crédito e exportações e permitem avaliar a persistência temporal da associação estimada.

Um ponto metodológico relevante refere-se ao tratamento dos zeros observados nas modalidades de crédito rural. Nas especificações log-log convencionais, a transformação $\ln(x)$ só é definida para valores estritamente positivos. Como algumas observações apresentam valor zero para determinadas modalidades de crédito, os modelos log-log principais utilizam apenas as observações com valores positivos nas variáveis logaritimizadas, reduzindo a amostra efetiva de 567 para 511 observações.

Para verificar se a exclusão dessas observações afeta os resultados, foram implementadas duas estratégias de robustez. A primeira consiste na transformação $\ln(1 + x)$, aplicada às modalidades de crédito rural. Essa transformação permite preservar observações com valor zero, pois $\ln(1 + 0) = 0$. Assim, são estimados modelos TWFE alternativos com a amostra completa de 567 observações, substituindo $\ln(CR)$ por $\ln(1 + CR)$. Embora os coeficientes dessas especificações não sejam perfeitamente comparáveis aos dos modelos log-log tradicionais, eles permitem avaliar se os sinais e a significância estatística dos resultados são sensíveis à exclusão dos zeros.

A segunda estratégia de robustez consiste na estimação por Poisson Pseudo-Maximum Likelihood com efeitos fixos de alta dimensão, doravante PPML. O uso de PPML é amplamente recomendado na literatura de comércio internacional, especialmente após Silva e Tenreiro (2006), que demonstram que modelos log-lineares estimados por mínimos quadrados podem gerar estimativas inconsistentes na presença de heterocedasticidade. Além disso, o PPML permite estimar modelos multiplicativos preservando fluxos iguais a zero na variável dependente e reduzindo problemas associados à transformação logarítmica. Embora, neste estudo, as exportações não apresentem zeros, o PPML é útil como robustez por permitir utilizar as variáveis de crédito transformadas por $\ln(1 + x)$ e manter a amostra completa. A especificação estimada assume a seguinte forma para a média condicional:

$$E(ExpAgro_{it}) = \exp[\beta_0 + \beta_1 \ln(1 + CRCust_{it}) + \beta_2 \ln(1 + CRInvest_{it}) + \beta_3 \ln(1 + CRCom_{it}) + \alpha_i + \lambda_t] \quad (5)$$

Nas versões diretas do PPML, adicionam-se $\ln(VABAgro_{it})$ e $\ln(AreaCol_{it})$. A estimação é realizada com efeitos fixos de unidade federativa e ano. Os coeficientes do PPML são interpretados como efeitos proporcionais aproximados sobre a média condicional das exportações, preservando-se a comparação qualitativa com os modelos log-log quanto ao sinal, à significância e à robustez dos resultados. A aplicação de PPML com efeitos fixos de alta dimensão segue a literatura metodológica recente associada a modelos de comércio e dados de painel com múltiplos efeitos fixos, como Correia, Guimarães e Zylkin (2020).

Para avaliar a adequação da escolha por efeitos fixos em relação aos modelos de efeitos aleatórios, utiliza-se o teste de Mundlak. O procedimento de Mundlak (1978), também conhecido como abordagem de efeitos aleatórios correlacionados, consiste em adicionar ao modelo de efeitos aleatórios as médias temporais dos regressores por unidade de corte transversal. A lógica do teste é verificar se essas médias são conjuntamente significativas. Caso sejam, há evidência de correlação entre os efeitos específicos das unidades e os regressores, o que enfraquece a hipótese central do modelo de efeitos aleatórios tradicional.

A hipótese nula do teste é que as médias temporais dos regressores não são conjuntamente relevantes, isto é, que seus coeficientes são todos iguais a zero. A rejeição da hipótese nula indica que os efeitos específicos das unidades estão correlacionados com os regressores, favorecendo a utilização de efeitos fixos. Esse procedimento é particularmente útil porque o teste de Hausman convencional pode ser instável em presença de erros-padrão robustos ou clusterizados, conforme discutido por Wooldridge (2010).

Por fim, são realizados exercícios adicionais de robustez por meio da exclusão de grandes estados exportadores do agronegócio. Esse procedimento busca verificar se os resultados são conduzidos exclusivamente pelas unidades federativas com maior peso na pauta agroexportadora nacional. Ao reestimar os modelos sem esses estados, avalia-se se os coeficientes das modalidades de crédito rural, especialmente os de comercialização e investimento, permanecem em direção e significância semelhantes às observadas na amostra completa.

5 RESULTADOS

Esta seção apresenta os resultados das estimações dos efeitos das modalidades de crédito rural sobre as exportações do agronegócio brasileiro. A análise empírica está organizada em três etapas. Primeiro, são discutidas as estimativas principais obtidas por modelos com efeitos fixos de unidades federativas e ano, distinguindo-se os efeitos totais e os efeitos diretos das modalidades de crédito rural sobre as exportações. Em seguida, são analisados os modelos com defasagens de um e dois períodos, com o objetivo de verificar se os efeitos do crédito sobre o desempenho exportador ocorrem de forma contemporânea ou persistem no tempo. Por fim, são apresentados exercícios de robustez, incluindo especificações que preservam os zeros nas modalidades de crédito, estimações por PPML e modelos que excluem grandes estados exportadores do agronegócio.

5.1 Resultados principais

A escolha dos modelos com efeitos fixos de unidades federativas e ano como especificação principal decorre da própria estrutura dos dados e dos diagnósticos econométricos realizados. Essa escolha é reforçada pelos resultados do teste de Mundlak, reportados na Tabela A1 do Apêndice. A significância conjunta das médias temporais dos regressores por unidade federativa indica que a hipótese de ausência de correlação entre os efeitos específicos das UFs e as variáveis explicativas é pouco plausível, sobretudo no modelo de efeito total. Esse resultado enfraquece a adequação de modelos de efeitos aleatórios como especificação principal e justifica a preferência por modelos de efeitos fixos. Assim, os resultados centrais do estudo são interpretados a partir dos modelos TWFE,

enquanto as especificações com efeitos fixos apenas de UF (FE) são apresentadas como exercícios complementares, especialmente porque permitem manter variáveis macroeconômicas que variam apenas no tempo, como taxa de câmbio e IC-Br.

A Tabela 2 apresenta os resultados das estimações dos efeitos totais e diretos das modalidades de crédito rural sobre as exportações do agronegócio brasileiro. A distinção entre efeito total e efeito direto é central para a interpretação dos coeficientes. Nos modelos de efeito total, as variáveis VAB agropecuário e área colhida não são incluídas como controles, pois podem representar canais por meio dos quais o crédito rural afeta as exportações. Já nos modelos de efeito direto, essas variáveis são incorporadas à especificação, permitindo verificar se as modalidades de crédito continuam associadas ao desempenho exportador mesmo quando se controla pela escala produtiva e pelo valor gerado pela agropecuária estadual.

Tabela 2 – Resultados das estimações dos efeitos totais e diretos das modalidades de crédito rural nas exportações do agronegócio brasileiro via efeitos fixos de unidades federativas e ano (TWFE) e somente unidades federativas (FE)

VARIÁVEIS	Variável dependente: <i>ln</i> exportações agrícolas			
	TWFE		FE	
	Efeito Total	Efeito Direto	Efeito Total	Efeito Direto
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>lnCRCust</i>	0,160 (0,108)	0,0787 (0,0944)	0,163 (0,107)	0,0824 (0,0889)
<i>lnCRInvest</i>	0,243** (0,105)	0,0209 (0,0888)	-0,0346 (0,0526)	-0,0465 (0,0405)
<i>lnCRCom</i>	0,153** (0,0629)	0,0779** (0,0346)	0,135** (0,0599)	0,0741** (0,0338)
<i>lnVABAgro</i>		0,487** (0,206)		0,502*** (0,176)
<i>lnAreaCol</i>		0,693*** (0,176)		0,702*** (0,175)
<i>lnTxCambio</i>			-0,634*** (0,201)	-0,594*** (0,175)
<i>lnICBr</i>			0,0428 (0,147)	-0,310** (0,123)
Constante	9,906*** (2,663)	3,819 (2,406)	18,59*** (1,951)	9,233*** (2,060)
Efeitos fixos				
Unidades Federativas	Sim	Sim	Sim	Sim
Ano	Sim	Sim	Não	Não
Observações	511	511	511	511
R ²	0,955	0,971	0,949	0,968
R ² within	0,192	0,470	0,230	0,513

Fonte: Elaborado pelos autores. Nota: Variáveis prefixadas com “ln” foram transformadas com o logaritmo natural. Erros-padrão robustos à heterocedasticidade clusterizados por unidades federativas. Significância estatística das estimativas definidas por: *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Os resultados do modelo TWFE de efeito total, apresentado na coluna (1), mostram que as modalidades de crédito rural não se comportam de forma homogênea. O crédito de custeio apresenta coeficiente positivo, igual a 0,160, mas estatisticamente não significativo. Isso indica que, embora a elasticidade estimada sugira que um aumento de 1% no crédito de custeio estaria associado a um aumento de aproximadamente 0,16% nas exportações agrícolas, essa relação não é estatisticamente distinguível de zero nos níveis convencionais de significância. Portanto, não há evidência robusta de que variações no crédito de custeio estejam diretamente associadas ao aumento das exportações do agronegócio no modelo principal.

Em contraste, o crédito de investimento apresenta coeficiente positivo e estatisticamente significativo no modelo de efeito total. A elasticidade estimada é de 0,243, indicando que um aumento

de 1% no crédito rural de investimento está associado a uma elevação de aproximadamente 0,243% nas exportações do agronegócio. Esse resultado é compatível com a natureza dessa modalidade de crédito, voltada ao financiamento de bens de capital, máquinas, equipamentos, infraestrutura produtiva, armazenagem e modernização tecnológica. Tais investimentos tendem a ampliar a capacidade produtiva dos estabelecimentos agropecuários e, conseqüentemente, podem aumentar a oferta potencialmente destinada ao mercado externo.

O crédito de comercialização também apresenta efeito positivo e estatisticamente significativo no modelo de efeito total. O coeficiente estimado é de 0,153, sugerindo que um aumento de 1% nessa modalidade de crédito está associado a um crescimento aproximado de 0,153% nas exportações do agronegócio. Esse resultado é particularmente relevante, pois o crédito de comercialização está mais diretamente relacionado às etapas posteriores à produção, como estocagem, escoamento, carregamento, venda, formação de preços, gestão de liquidez e *timing* de comercialização. Assim, a significância dessa modalidade sugere que o crédito rural pode afetar o desempenho exportador não apenas pelo financiamento da produção, mas também pelo apoio às condições de venda e inserção mercantil das cadeias agropecuárias.

A comparação entre as colunas (1) e (2) da Tabela 2 permite avaliar se esses efeitos permanecem quando se controla pelos canais produtivos. No modelo de efeito direto, o coeficiente do crédito de custeio diminui de 0,160 para 0,0787 e continua estatisticamente não significativo. Esse resultado reforça a ausência de evidência robusta para essa modalidade. O crédito de investimento, por sua vez, sofre uma redução expressiva: seu coeficiente passa de 0,243 no modelo total para apenas 0,0209 no modelo direto, perdendo completamente a significância estatística. Essa mudança sugere que o efeito do crédito de investimento sobre as exportações ocorre predominantemente por meio da expansão da capacidade produtiva, e não por um canal direto sobre a comercialização externa.

Essa interpretação é reforçada pelos coeficientes do VAB agropecuário e da área colhida, ambos positivos e estatisticamente significativos no modelo direto. O coeficiente do VAB agropecuário é de 0,487, indicando que um aumento de 1% no valor adicionado da agropecuária está associado a um aumento aproximado de 0,487% nas exportações do agronegócio. Já a elasticidade estimada para a área colhida é de 0,693, sugerindo que a expansão da área produtiva possui forte associação com o desempenho exportador. Esses resultados evidenciam que a escala produtiva e a geração de valor pela agropecuária são dimensões fundamentais para explicar a inserção externa do setor.

Diferentemente do crédito de investimento, o crédito de comercialização permanece positivo e estatisticamente significativo no modelo direto. Seu coeficiente diminui de 0,153 para 0,0779, mas continua significativo a 5%. Isso significa que, mesmo após controlar pelo VAB agropecuário e pela área colhida, um aumento de 1% no crédito de comercialização está associado a um aumento de aproximadamente 0,078% nas exportações. Essa persistência sugere que a modalidade de comercialização possui um componente diretamente relacionado ao desempenho exportador, para além da escala produtiva. Em termos econômicos, esse resultado é coerente com a hipótese de que o crédito de comercialização melhora as condições de venda, reduz restrições financeiras no período pós-colheita, permite melhor *timing* de mercado e amplia a capacidade dos produtores ou agentes da cadeia de acessar mercados externos.

As colunas (3) e (4) da Tabela 2 apresentam especificações com efeitos fixos apenas de unidades federativas, permitindo a inclusão da taxa de câmbio e do IC-Br. Esses modelos devem ser interpretados com cautela, pois, ao não controlar por efeitos fixos de ano, estão mais expostos à influência de choques comuns no tempo. Ainda assim, eles oferecem evidências complementares. O crédito de comercialização permanece positivo e estatisticamente significativo tanto no modelo de efeito total quanto no modelo direto, com elasticidades de 0,135 e 0,0741, respectivamente. Esse padrão é bastante próximo ao observado nos modelos TWFE, reforçando a robustez da associação entre crédito de comercialização e exportações. O crédito de investimento, por outro lado, não é significativo nas especificações com efeitos fixos apenas de UF, o que reforça a interpretação de que sua relação com exportações é mais sensível à estrutura de controles e, sobretudo, mediada por fatores produtivos.

Entre as variáveis macroeconômicas, a taxa de câmbio apresenta coeficiente negativo e estatisticamente significativo nas duas especificações FE. No modelo de efeito total, a elasticidade estimada é de -0,634, enquanto no modelo direto é de -0,594. Considerando a forma como a variável é construída¹, esse resultado sugere que movimentos de queda no índice cambial estão associados a reduções na competitividade das exportações do agronegócio. Em qualquer caso, esses resultados devem ser lidos como evidências complementares, pois os choques cambiais são comuns a todas as unidades federativas e, nos modelos TWFE, são absorvidos pelos efeitos fixos de ano.

Os resultados da Tabela A2 do Apêndice ajudam a compreender os mecanismos por trás das diferenças entre efeito total e efeito direto. Nos modelos que têm o VAB agropecuário e a área colhida como variáveis dependentes, o crédito de investimento apresenta coeficientes positivos e estatisticamente significativos em ambos os canais produtivos. Esse resultado confirma que a modalidade de investimento está associada à expansão da capacidade produtiva dos estados, seja pelo aumento do valor adicionado da agropecuária, seja pela ampliação da área colhida. Dessa forma, a perda de significância do crédito de investimento no modelo direto da Tabela 3 não deve ser interpretada como ausência de relevância econômica dessa modalidade, mas como evidência de que sua contribuição para as exportações ocorre principalmente por meio da estrutura produtiva.

Ainda segundo a Tabela A2, o crédito de comercialização apresenta associação positiva e significativa com a área colhida, embora não apresente efeito estatisticamente significativo sobre o VAB agropecuário. Esse resultado sugere que a modalidade de comercialização pode estar mais associada a regiões e culturas com maior orientação mercantil e exportadora, especialmente aquelas que demandam mecanismos de financiamento para estocagem, venda e escoamento da produção. A ausência de efeito sobre o VAB, por sua vez, indica que o papel dessa modalidade não está necessariamente vinculado à elevação contemporânea do valor adicionado, mas sim às condições de circulação e comercialização da produção.

A Tabela 3 apresenta as estimações com defasagens de um e dois períodos para as modalidades de crédito rural. A inclusão de defasagens é importante porque os efeitos do crédito sobre exportações podem não se materializar integralmente no mesmo ano de contratação. O crédito de investimento, em especial, tende a apresentar efeitos defasados, dada a maturação de máquinas, equipamentos, infraestrutura, armazenagem e tecnologias produtivas. O crédito de custeio também pode ter defasagens associadas ao calendário agrícola, enquanto o crédito de comercialização pode influenciar exportações em períodos posteriores por meio de estoques, contratos e decisões intertemporais de venda.

Tabela 3 – Resultados das estimações dos efeitos totais e diretos das modalidades de crédito rural nas exportações do agronegócio brasileiro com defasagens de um e dois períodos via efeitos fixos de unidades federativas e ano (TWFE)

VARIÁVEIS	Variável dependente: <i>ln exportações agrícolas</i>			
	Efeito Total	Efeito Direto	Efeito Total	Efeito Direto
	(1)	(2)	(3)	(4)
$(lnCRCust)_{t-1}$	0,121 (0,118)	0,0188 (0,0851)		
$(lnCRInvest)_{t-1}$	0,245** (0,103)	0,0465 (0,0724)		
$(lnCRCom)_{t-1}$	0,174** (0,0706)	0,0942* (0,0469)		
$(lnCRCust)_{t-2}$			0,143 (0,117)	0,0431 (0,0785)
$(lnCRInvest)_{t-2}$			0,191** (0,0916)	0,0401 (0,0719)
$(lnCRCom)_{t-2}$			0,139** (0,0606)	0,0896* (0,0447)

¹ Nesta série, aumentos do índice representam desvalorização da moeda doméstica em termos reais, o que amplia a competitividade tanto das exportações quanto da produção interna substituta de produtos importados.

<i>lnVABAgro</i>		0,516** (0,215)		0,477** (0,182)
<i>lnAreaCol</i>		0,714*** (0,174)		0,683*** (0,160)
Constante	10,35*** (2,237)	3,670 (2,168)	11,72*** (2,119)	4,161* (2,329)
Efeitos fixos				
Unidades Federativas	Sim	Sim	Sim	Sim
Ano	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	471	471	446	446
R ²	0,958	0,975	0,962	0,977
R ² within	0,184	0,507	0,158	0,488

Fonte: Elaborado pelos autores. Nota: Variáveis prefixadas com “ln” foram transformadas com o logaritmo natural. Erros-padrão robustos à heterocedasticidade clusterizados por unidades federativas. Significância estatística das estimativas definidas por: *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Os modelos com defasagens preservam, em termos gerais, o padrão observado nas especificações contemporâneas. O crédito de custeio permanece sem associação estatisticamente significativa com as exportações, tanto com uma quanto com duas defasagens. O crédito de investimento continua positivo e significativo nos modelos de efeito total, mas perde significância nos modelos de efeito direto. O crédito de comercialização, por sua vez, mantém coeficientes positivos nos dois tipos de especificação, embora, nos modelos de efeito direto, a significância estatística seja mais fraca.

Em comparação com os resultados contemporâneos da Tabela 2, as estimativas defasadas não indicam alteração substancial no papel relativo das modalidades de crédito. No modelo de efeito total, o coeficiente do investimento passa de 0,243 na especificação contemporânea para 0,245 com uma defasagem e 0,191 com duas, enquanto o coeficiente da comercialização passa de 0,153 para 0,174 e 0,139, respectivamente. As magnitudes permanecem relativamente próximas, sem evidência de que a associação se concentre exclusivamente no ano de contratação do crédito.

Nos modelos de efeito direto, o investimento permanece não significativo nas especificações contemporânea e defasadas, padrão compatível com a hipótese de que sua associação com as exportações ocorra principalmente por meio dos canais produtivos. A comercialização também preserva o resultado observado anteriormente: seu coeficiente permanece positivo após a inclusão do VAB agropecuário e da área colhida, embora a significância passe de 5% no modelo contemporâneo para 10% nos modelos defasados. Esse resultado sugere persistência da associação, mas não permite afirmar que os efeitos defasados sejam mais intensos do que o efeito contemporâneo.

Em conjunto, as especificações defasadas oferecem evidências complementares aos resultados principais. Elas indicam que as associações do investimento e da comercialização com as exportações não se restringem ao período corrente, sem alterar a interpretação central do estudo. O investimento se relaciona às exportações sobretudo nos modelos de efeito total, enquanto a comercialização apresenta a associação mais estável entre os diferentes horizontes temporais e também permanece relevante nos modelos de efeito direto. Em termos econômicos, esse resultado é coerente com a hipótese de que o crédito de comercialização melhora as condições de venda, reduz restrições financeiras no período pós-colheita, permite melhor *timing* de mercado e amplia a capacidade dos produtores ou agentes da cadeia de acessar mercados externos.

5.2 Análise de robustez

A Tabela 4 apresenta os exercícios de robustez que preservam os zeros nas modalidades de crédito rural. Essa etapa é importante porque as especificações log-log tradicionais excluem observações com valor zero nas variáveis de crédito, reduzindo a amostra para 511 observações. Para avaliar se os resultados são sensíveis a essa perda de observações, foram estimados modelos com transformação logarítmica que preserva zeros e modelos PPML. As estimações passam, assim, a utilizar a amostra completa de 567 observações.

Tabela 4 – Resultados das estimações dos efeitos totais e diretos das modalidades de crédito rural nas exportações do agronegócio brasileiro, preservando-se os zeros nas modalidades de crédito rural via efeitos fixos de unidades federativas e ano (TWFE) e PPML

VARIÁVEIS	Variável dependente			
	<i>ln</i> exportações agrícolas		Exportações agrícolas em nível	
	TWFE		PPML	
	Efeito Total	Efeito Direto	Efeito Total	Efeito Direto
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>lnCRCust</i>	-0,00587 (0,0263)	-0,00547 (0,0152)	0,0624 (0,0803)	0,0121 (0,0180)
<i>lnCRInvest</i>	0,0189 (0,0306)	0,00502 (0,0186)	0,0204 (0,0440)	-0,0245 (0,0168)
<i>lnCRCom</i>	0,0351*** (0,00946)	0,0256*** (0,00487)	0,0349* (0,0206)	0,0252*** (0,00960)
<i>lnVABagro</i>		0,460*** (0,153)		0,401*** (0,0874)
<i>lnAreaCol</i>		0,744*** (0,185)		0,739*** (0,142)
Constante	20,00*** (0,649)	6,521*** (2,329)	6,837*** (1,887)	-6,288*** (1,609)
Efeitos fixos				
Unidades Federativas	Sim	Sim	Sim	Sim
Ano	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	567	567	567	567
R ²	0,9467	0,9682	-	-
R ² within	0,0525	0,4346	-	-

Fonte: Elaborado pelos autores. Nota: No modelo PPML a variável dependente está em nível e os coeficientes da regressão são efeitos proporcionais aproximados. Variáveis prefixadas com “ln” foram transformadas com o logaritmo natural. Erros-padrão robustos à heterocedasticidade clusterizados por unidades federativas. Significância estatística das estimativas definidas por: *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Os resultados confirmam o principal achado do estudo. Nas especificações TWFE que preservam os zeros, o crédito de comercialização permanece positivo e estatisticamente significativo nos modelos de efeito total e direto. No modelo total, o coeficiente estimado é de 0,0351, significativo a 1%; no modelo direto, o coeficiente é de 0,0256, também significativo a 1%. Embora as magnitudes não sejam diretamente comparáveis às da Tabela 3, em razão da transformação utilizada para preservar os zeros, a direção e a significância dos coeficientes reforçam a robustez da associação entre crédito de comercialização e exportações.

As estimações por PPML, apresentadas nas colunas (3) e (4), reforçam essa evidência. O PPML é particularmente adequado em aplicações de comércio internacional porque permite trabalhar com fluxos em nível, reduz problemas associados à log-linearização sob heterocedasticidade e preserva observações que seriam perdidas em modelos log-log convencionais. No modelo PPML de efeito total, o coeficiente do crédito de comercialização é de 0,0349 e significativo a 10%. No modelo direto, o coeficiente é de 0,0252 e significativo a 1%. Novamente, custeio e investimento não apresentam significância estatística robusta. Além disso, VAB agropecuário e área colhida permanecem positivos e estatisticamente significativos, confirmando a importância dos canais produtivos para o desempenho exportador.

A Tabela 5 apresenta uma segunda verificação de robustez, excluindo grandes estados exportadores do agronegócio. Estes estados, conforme pode ser visto na Figura 2, são: São Paulo, Paraná, Rio Grande do Sul, Mato Grosso, Goiás e Minas Gerais. Esse exercício busca avaliar se os resultados são conduzidos exclusivamente por unidades federativas com maior peso na pauta agroexportadora nacional, como grandes produtores de grãos, carnes e outras commodities. Os

resultados mostram que a exclusão dessas UF's não altera a conclusão principal. No modelo de efeito total, o crédito de investimento permanece positivo e significativo, com elasticidade de 0,299, enquanto o crédito de comercialização apresenta coeficiente de 0,159, também significativo a 5%. No modelo direto, o investimento perde significância, ao passo que o crédito de comercialização permanece positivo e significativo, com elasticidade de 0,0807.

Tabela 5 – Resultados das estimações dos efeitos totais e diretos das modalidades de crédito rural nas exportações do agronegócio brasileiro excluindo-se grandes estados exportadores do setor via efeitos fixos de unidades federativas e ano (TWFE)

VARIÁVEIS	Variável dependente: <i>ln</i> exportações agrícolas	
	Efeito Total	Efeito Direto
	(1)	(2)
<i>lnCRCust</i>	0,144 (0,121)	0,0839 (0,114)
<i>lnCRInvest</i>	0,299** (0,140)	0,0384 (0,116)
<i>lnCRCom</i>	0,159** (0,0665)	0,0807** (0,0357)
<i>lnVABAgro</i>		0,505* (0,256)
<i>lnAreaCol</i>		0,711*** (0,214)
Constante	8,624** (3,265)	3,024 (2,794)
Efeitos fixos		
Unidades Federativas	Sim	Sim
Ano	Sim	Sim
Observações	385	385
R ²	0,916	0,944
R ² within	0,1961	0,4615

Fonte: Elaborado pelos autores. Nota: Variáveis prefixadas com “ln” foram transformadas com o logaritmo natural. Erros-padrão robustos à heterocedasticidade clusterizados por unidades federativas. Significância estatística das estimativas definidas por: *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Esse resultado é particularmente importante porque demonstra que a associação entre crédito de comercialização e exportações não é explicada apenas pela presença dos maiores estados agroexportadores. Mesmo em uma amostra reduzida, o crédito de comercialização mantém magnitude e significância próximas às observadas na amostra completa. Além disso, a área colhida continua fortemente associada às exportações, com coeficiente de 0,711 no modelo direto, enquanto o VAB agropecuário permanece positivo e marginalmente significativo. Assim, a robustez à exclusão de grandes exportadores fortalece a interpretação de que a modalidade de comercialização exerce papel relevante para a dinâmica exportadora do agronegócio brasileiro.

Do ponto de vista econômico, os resultados obtidos estão em consonância com a literatura sobre crédito rural e desempenho agropecuário no Brasil, que associa o crédito à ampliação da produção, à modernização tecnológica, ao aumento da produtividade e ao fortalecimento da renda no setor rural. Estudos como Pintor et al. (2015), Gasques, Bacchi e Bastos (2017), Freitas, Silva e Teixeira (2020) e Borges e Parré (2022) mostram que o crédito rural possui efeitos relevantes sobre indicadores produtivos, como VBP (Valor Bruto da Produção), PIB agropecuário, produtividade e eficiência técnica. Os resultados deste estudo avançam nessa literatura ao mostrar que, quando a variável de interesse é o desempenho exportador, os efeitos do crédito dependem fortemente da modalidade analisada e dos canais considerados.

A evidência para o crédito de investimento sugere um mecanismo de transmissão produtivo. Essa modalidade não se mostra robustamente associada às exportações quando VAB agropecuário e

área colhida são incluídos no modelo, mas apresenta efeito positivo nos modelos de efeito total e nos modelos de canais produtivos. Assim, o investimento parece contribuir para a capacidade exportadora ao elevar a escala, a infraestrutura e o potencial produtivo dos estados. Essa interpretação é coerente com a função econômica dessa modalidade de crédito, voltada ao financiamento de ativos de maior duração e à modernização das atividades agropecuárias.

A evidência para o crédito de comercialização, por sua vez, aponta para um mecanismo mais diretamente relacionado ao comércio exterior. A persistência dos coeficientes positivos e significativos em diferentes especificações sugere que essa modalidade contribui para reduzir restrições financeiras no momento da venda, melhorar condições de estocagem e escoamento, permitir estratégias intertemporais de comercialização e fortalecer a capacidade dos agentes agropecuários de acessar mercados externos. Esse resultado também dialoga com a literatura de economia internacional que destaca o papel das restrições financeiras sobre a capacidade exportadora. Exportar envolve custos fixos, custos de distribuição, financiamento de produção, logística, prazos de recebimento e riscos comerciais. Nesse contexto, linhas de crédito associadas à comercialização podem facilitar a inserção externa ao aliviar restrições de liquidez e permitir que produtores e firmas da cadeia agropecuária realizem vendas em condições mais favoráveis.

Por outro lado, os resultados para o crédito de custeio são menos robustos. Embora seus coeficientes sejam, em geral, positivos nas especificações principais, eles não são estatisticamente significativos. Isso não implica que o custeio seja irrelevante para a agropecuária, mas indica que, na escala estadual agregada e no período analisado, sua variação não está associada de forma robusta ao crescimento das exportações do agronegócio. Uma possível explicação é que o custeio financia despesas correntes da produção, incluindo atividades voltadas tanto ao mercado interno quanto ao mercado externo. Além disso, seus efeitos podem estar dispersos entre diferentes culturas, perfis de produtores e regiões, tornando menos evidente uma relação direta com exportações agregadas.

Dessa forma, o principal achado da pesquisa é que o crédito rural contribui para o desempenho exportador do agronegócio brasileiro por mecanismos diferenciados. Enquanto o investimento fortalece a base produtiva e amplia a capacidade de produção, a comercialização parece atuar de forma mais direta sobre a inserção mercantil e exportadora das cadeias agropecuárias. A robustez dos resultados é sustentada pelos testes de Mundlak, que justificam a preferência por efeitos fixos; pelos modelos de canais produtivos, que esclarecem a diferença entre efeitos totais e diretos; pelas estimações com defasagens, que confirmam persistência temporal; pelas especificações que preservam zeros e pelo PPML, que reduzem preocupações com seleção amostral e log-linearização; e pela exclusão de grandes estados exportadores, que demonstra que os achados não são conduzidos apenas pelas unidades federativas de maior peso na pauta agroexportadora nacional. Em conjunto, essas evidências reforçam que a política de crédito rural deve ser compreendida não apenas como instrumento de financiamento da produção, mas também como mecanismo relevante de apoio à comercialização, ao escoamento e à inserção internacional do agronegócio brasileiro.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho investigou a relação entre as diferentes modalidades de crédito rural e as exportações do agronegócio brasileiro, utilizando um painel anual das 27 unidades federativas para o período de 2002 a 2022. A estratégia empírica baseou-se em modelos com efeitos fixos de unidades federativas e ano, distinguindo os efeitos totais dos efeitos diretos do crédito rural, além de incorporar especificações com defasagens de um e dois períodos. Essa abordagem permitiu controlar características estruturais persistentes dos estados e choques comuns ao longo do tempo, bem como examinar se a influência do crédito sobre as exportações ocorre diretamente ou por meio de canais produtivos, como o Valor Adicionado Bruto da agropecuária e a área colhida.

Os resultados indicam que as modalidades de crédito rural desempenham papéis distintos na dinâmica exportadora. O crédito de investimento apresentou associação positiva com as exportações nos modelos de efeito total e nas especificações defasadas, mas perdeu magnitude e significância quando foram incluídos os controles referentes ao VAB agropecuário e à área colhida. Esse

comportamento, associado aos resultados dos modelos de canais produtivos, sugere que o crédito de investimento contribui para o desempenho exportador principalmente por meio da ampliação da capacidade produtiva, da modernização da atividade agropecuária e da expansão da área cultivada. O crédito de custeio, embora tenha apresentado coeficientes predominantemente positivos, não demonstrou associação estatisticamente robusta com as exportações no conjunto das especificações analisadas.

O resultado mais consistente refere-se ao crédito de comercialização, que permaneceu positivo e estatisticamente significativo nos modelos de efeito total e direto, nas especificações contemporâneas e defasadas e nos diferentes exercícios de robustez. A estabilidade desse resultado indica que essa modalidade possui relação mais próxima com as etapas de armazenamento, escoamento, formação de estoques, gestão da liquidez e realização das vendas externas. A robustez das evidências é reforçada pelo teste de Mundlak, que sustentou a escolha dos modelos de efeitos fixos, pelas estimações dos canais produtivos, pelos modelos que preservaram as observações com crédito igual a zero, pelas estimações por PPML e pela exclusão dos principais estados agroexportadores. Em conjunto, esses procedimentos mostram que os achados não decorrem exclusivamente de uma única transformação dos dados, especificação econométrica ou grupo de unidades federativas.

As evidências apresentadas reforçam a relevância do crédito rural como instrumento de apoio ao agronegócio brasileiro, mas também demonstram que seus efeitos não são homogêneos entre as modalidades. Enquanto o crédito de investimento fortalece a base produtiva que sustenta a inserção externa do setor, o crédito de comercialização parece atuar mais diretamente sobre a capacidade de transformar a produção em vendas ao mercado internacional. Assim, o aperfeiçoamento da política de crédito rural deve considerar não apenas a expansão do volume total de recursos, mas também sua composição, seu direcionamento e sua articulação com infraestrutura, armazenagem, logística e comercialização. Desse modo, o crédito rural permanece fundamental para a competitividade, a expansão produtiva e a consolidação do agronegócio brasileiro nos mercados internacionais.

Apesar das contribuições apresentadas, é oportuno reconhecer as limitações que condicionam esse trabalho. A análise temporal restrita a 2022, decorrente da disponibilidade dos dados da área colhida, não permite a investigação atual dos efeitos do crédito rural. Além disso, o montante do CR em cada uma de suas modalidades é observado em conjunto, ou seja, não é desmembrado entre os diferentes programas de crédito destinados aos produtores, como o SNCR e o PRONAF. Ademais, a indisponibilidade de séries de crédito rural na modalidade industrialização compactáveis com o horizonte temporal proposto na pesquisa limita, também, a verificação de efeitos relevantes que essa modalidade poderia apresentar nas exportações do agronegócio brasileiro. Pesquisas futuras que levem em conta os aportes de cada política creditícia separadamente poderão delimitar de forma mais assertiva o escopo do destino de cada aporte financeiro para a produção agrícola e os seus efeitos nas exportações brasileiras.

REFERÊNCIAS

- AMARAL, Felipe. José Gurgel; BACHA, Carlos José Caetano. Evolução do crédito rural no Brasil de 1969 a 2023. **Revista de Economia Contemporânea**, Rio de Janeiro, v. 29, art. e252903, p. 1-30, 2025.
- ANGRIST, Joshua D.; PISCHKE, Jörn-Steffen. **Mostly harmless econometrics: an empiricist's companion**. Princeton: Princeton University Press, 2009.
- ARAÚJO, Bruno César; LI, Denise Leyi. Crédito rural. **Financiamento do desenvolvimento no Brasil**. Brasília: Ipea, p. 225-258, 2018.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL (BCB). **Matriz de Dados do Crédito Rural**: crédito concedido. Brasília, DF: Banco Central do Brasil, 2026. Disponível em: <<https://www.bcb.gov.br/estabilidadefinanceira/micrrural>>. Acesso em: 12 jul. 2026.

- BORGES, Murilo José; PARRÉ, José Luiz. O impacto do crédito rural no produto agropecuário brasileiro. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, DF, v. 60, n. 2, 2022.
- BRASIL. Lei nº 4.829, de 5 de novembro de 1965. Institui o crédito rural. Diário Oficial da União, Brasília, 09 nov. 1965. Disponível em: <https://www.planalto.gov.br/ccivil_03/Leis/L4829.htm>. Acesso em: 10 dez. 2025.
- BRASIL. Ministério da Agricultura e Pecuária (MAPA). **Plano Agrícola e Pecuário 2013/2014**. Brasília: MAPA, 2013. Disponível em: <<https://www.gov.br/agricultura/pt-br/assuntos/politica-agricola/todas-publicacoes-de-politica-agricola/plano-agricola-e-pecuario-2013-2014.pdf>> Acesso em: 21 out. 2025.
- BRASIL. Ministério da Agricultura e Pecuária (MAPA). **Plano Agrícola e Pecuário 2015/2016**. Brasília, DF: MAPA, 2015. Disponível em: <<https://www.gov.br/agricultura/pt-br/assuntos/politica-agricola/todas-publicacoes-de-politica-agricola/plano-agricola-pecuario-2015-2016.pdf>> Acesso em: 21 out. 2025.
- BRASIL. Ministério da Agricultura e Pecuária (MAPA). **Plano Agrícola e Pecuário 2020/2021**. Brasília, DF: MAPA, 2020. Disponível em: <<https://www.gov.br/agricultura/pt-br/assuntos/politica-agricola/todas-publicacoes-de-politica-agricola/plano-agricola-pecuario-2020-2021/view>> Acesso em: 22 out. 2025.
- BRASIL. Ministério da Agricultura e Pecuária (MAPA). Exportações do agronegócio fecham 2023 com US\$ 166,55 bilhões em vendas. Brasília, DF, 16 jan. 2024. Disponível em: <https://www.gov.br/agricultura/pt-br/assuntos/noticias/2024/exportacoes-do-agronegocio-fecham-2023-com-us-166-55-bilhoes-em-vendas>. Acesso em: 12 jul. 2026.
- COELHO, Carlos Nayro. 70 anos de política agrícola no Brasil (1931-2001). **Revista de Política Agrícola**, Brasília, DF, v. 10, n. 3, p. 3-58, 2001. Disponível em: <<https://rpa.sede.embrapa.br/RPA/article/view/237>> Acesso em: 12 jul. 2026.
- CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA (CEPEA). **PIB do Agronegócio Brasileiro: Sumário Executivo – 4º Trimestre de 2024**. Brasília: CONFEDERAÇÃO DA AGRICULTURA E PECUÁRIA DO BRASIL (CNA), 2025. Disponível em: <<https://www.cnabrazil.org.br/publicacoes/sumario-executivo-pib-do-agronegocio-4o-trimestre-de-2024>>. Acesso em: 12 jul. 2026.
- CORREIA, Sergio; GUIMARÃES, Paulo; ZYLKIN, Thomas. Fast Poisson estimation with high-dimensional fixed effects. **The Stata Journal**, College Station, v. 20, n. 1, p. 95-115, 2020.
- FREITAS, Carlos Otávio de; SILVA, Fernanda Aparecida; TEIXEIRA, Erly Cardoso. Crédito rural e desempenho produtivo na agropecuária brasileira. In: VIEIRA FILHO, José Eustáquio Ribeiro; GASQUES, José Garcia (org.). **Uma jornada pelos contrastes do Brasil: cem anos do Censo Agropecuário**. Brasília, DF: Ipea, 2020. p. 281-294. DOI: <<https://doi.org/10.38116/978-65-5635-011-0/cap20>>.
- GASQUES, José Garcia; BACCHI, Mirian Rumenos P.; BASTOS, Eliana Teles. Impactos do crédito rural sobre variáveis do agronegócio. **Revista de Política Agrícola**, Brasília, DF, v. 26, n. 4, p. 132-140, 2017.
- GAZOLLA, Marcio; SCHNEIDER, Sergio. Qual “fortalecimento” da agricultura familiar? Uma análise do Pronaf crédito de custeio e investimento no Rio Grande do Sul. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Piracicaba, v. 51, n. 1, p. 45-68, jan./mar. 2013.
- GUANZIROLI, Carlos E. PRONAF dez anos depois: resultados e perspectivas para o desenvolvimento rural. **Revista de economia e sociologia rural**, v. 45, p. 301-328, 2007.
- GUJARATI, Damodar Nath.; PORTER, Dawn Carlton. **Econometria básica**. 5. ed. Porto Alegre: AMGH, 2011.

- LEITE, Sergio Pereira; WESZ JUNIOR, Valdemar João. Estado, políticas públicas e agronegócio no Brasil: revisitando o papel do crédito rural. **Revista Pós Ciências Sociais**, São Luís, v. 11, n. 22, p. 83-108, jul./dez. 2014.
- MUNDLAK, Yair. On the pooling of time series and cross section data. **Econometrica**, Cleveland, v. 46, n. 1, p. 69-85, 1978.
- NEVES, Mateus de Carvalho Reis; FREITAS, Carlos Otávio; SILVA, Felipe de Figueiredo; COSTA, Davi Rogério de Moura; BRAGA, Marcelo José. Does access to rural credit help decrease income inequality in Brazil? **Journal of Agricultural and Applied Economics**, Cambridge, v. 52, n. 3, p. 440-460, 2020
- OLIVEIRA, F. S. S. **Sistema financeiro e financiamento do setor agropecuário no contexto macroeconômico brasileiro**: uma análise da evolução, magnitude e distribuição do crédito rural segundo regiões, os produtos e os produtores (2000-2010). 2016. Dissertação (Mestrado em Economia) – Universidade Federal do Rio Grande do Norte, Natal, 2016.
- PADILHA, Brida Teixeira; NIQUITO, Thais Waideman; FRIO, Gustavo Saraiva; RIBEIRO, Felipe Garcia. O cooperativismo de crédito como propulsor de políticas públicas: o caso do Pronaf. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 52., 2024. **Anais [...]**. [S. l.]: ANPEC, 2024. Disponível em: <https://www.anpec.org.br/encontro/2024/submissao/files_I/i11-df35bda892e4aadee8c3ec80cee2d968.pdf>. Acesso em: 12 jul. 2026.
- PINTOR, Eduardo de; SILVA, Geisiane Michelle da; PIACENTI, Carlos Alberto. Crédito rural e crescimento econômico no Brasil. **Revista de Política Agrícola**, Brasília, DF, v. 24, n. 1, p. 5-19, 2015.
- ROCHA, Guilherme André Peleglini. **Crédito rural no Brasil: da política governamental ao mercado privado**. 2020. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2020. Disponível em: <<https://teses.usp.br/teses/disponiveis/11/11132/tde-16072020-085756/>>. Acesso em: 12 jul. 2026.
- SANTOS, Leandro Pereira dos; AVELAR, João Marcos Borges; SHIKIDA, Pery Francisco Assis; CARVALHO, Maria Auxiliadora de. Agronegócio brasileiro no comércio internacional. **Revista de Ciências Agrárias**, Lisboa, v. 39, n. 1, p. 54-69, 2016.
- SCHNEIDER, Sergio; CAZELLA, Ademir Antonio; MATTEI, Lauro. Histórico, caracterização e dinâmica recente do Pronaf – Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar. **Revista grifos**, v. 30, n. 51, p. 12-41, 2021.
- SILVA, João Manoel Cabral Santos; TENREYRO, Silvana. The log of gravity. **The Review of Economics and Statistics**, Cambridge, v. 88, n. 4, p. 641-658, nov. 2006.
- WOOLDRIDGE, Jeffrey Marc. **Econometric analysis of cross section and panel data**. 2. ed. Cambridge: MIT Press, 2010.

APÊNDICE

Tabela A1 – Resultados das estimações dos efeitos das modalidades de crédito rural nas exportações do agronegócio brasileiro via estimador de efeitos aleatórios para o teste de Mundlak

VARIÁVEIS	Variável dependente: <i>ln</i> exportações agrícolas	
	Efeito Total	Efeito Direto
	(1)	(2)
<i>lnCRCust</i>	0,167 (0,106)	0,0853 (0,0966)
<i>lnCRIInvest</i>	0,245** (0,105)	0,0219 (0,0910)

<i>lnCRCom</i>	0,152** (0,0633)	0,0774** (0,0348)
<i>lnVABAgro</i>		0,487** (0,207)
<i>lnAreaCol</i>		0,691*** (0,177)
<i>lnCRCust – média</i>	-0,191 (0,396)	0,278 (0,369)
<i>lnCRInvest – média</i>	0,317 (0,338)	-0,165 (0,357)
<i>lnCRCom – média</i>	0,323 (0,226)	0,149 (0,195)
<i>lnVABAgro – média</i>		0,311 (0,261)
<i>lnAreaCol – média</i>		-0,782*** (0,286)
Constante	3,178 (2,765)	6,834** (3,148)
Efeitos fixos		
Unidades Federativas	Não	Não
Ano	Sim	Sim
Observações	511	511
Número de UF's	27	27
R ² within	0,326	0,558
R ² between	0,868	0,896
R ² overall	0,840	0,889
Teste de Mundlak		
<i>lnCRCust – média = 0</i>		
<i>lnCRInvest – média = 0</i>		
<i>lnCRCom – média = 0</i>		
<i>lnVABAgro – média = 0</i>		
<i>lnAreaCol – média = 0</i>		
$\chi^2(5) = 11,04$ $Prob > \chi^2 = 0,0506$		

Fonte: Elaborado pelos autores. Nota: Variáveis prefixadas com “ln” foram transformadas com o logaritmo natural. Erros-padrão robustos à heterocedasticidade clusterizados por unidades federativas. Significância estatística das estimativas definidas por: *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Tabela A2 – Resultados das estimações dos efeitos das modalidades de crédito rural nos canais produtivos: VAB Agropecuária e Área colhida

VARIÁVEIS	Variáveis dependentes	
	lnVABAgro	lnAREAcoll
<i>ln_CRCust</i>	0,0373 (0,0498)	0,0911 (0,107)
<i>ln_CRInvest</i>	0,175*** (0,0531)	0,198** (0,0890)
<i>ln_CRCCom</i>	0,0237 (0,0270)	0,0912*** (0,0256)
Constante	4,217*** (1,400)	5,824** (2,451)
Efeitos fixos		
Unidades Federativas	Sim	Sim
Ano	Sim	Sim
Observações	511	511
R ²	0,970	0,975
R ² within	0,105	0,180

Fonte: Elaborado pelos autores. Nota: Variáveis prefixadas com “ln” foram transformadas com o logaritmo natural. Erros-padrão robustos à heterocedasticidade clusterizados por unidades federativas. Significância estatística das estimativas definidas por: *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.