
IMPACTO DO COOPERATIVISMO NA RENDA E NO EMPREGO DA AGRICULTURA FAMILIAR EM GOIÁS: EVIDÊNCIAS DE 2017

*Impact of cooperativism on income and employment in smallhold farming in Goiás:
Evidence from 2017*

Lindomar Pegorini Daniel

Economista. Doutor em Economia Aplicada. Professor. Universidade do Estado de Mato Grosso. Campus Universitário de Sinop. Av. dos Ingás, 3001, Jardim Imperial, 78555-000, Sinop, Mato Grosso, Brasil. lindomar.pegorini@unemat.br

Mateus de Carvalho Reis Neves

Gestor de Cooperativas. Doutor em Economia Aplicada. Professor. Universidade Federal de Viçosa. Departamento de Economia Rural. Edifício Edson Potsch Magalhães, Rua Purdue, s/n, Campus Universitário, 36570-900, Viçosa, Minas Gerais, Brasil.
mateus.neves@ufv.br

Marcelo Dias Paes Ferreira

Gestor do Agronegócio. Doutor em Economia Aplicada. Professor. Universidade Federal de Viçosa. Departamento de Economia Rural. Edifício Edson Potsch Magalhães, Rua Purdue, s/n, Campus Universitário, 36570-900, Viçosa, Minas Gerais, Brasil.
marcelo.ferreira@ufv.br

Guilherme Resende Oliveira

Economista. Doutor em Economia. Professor. Centro Universitário UNIALFA. Av. Perimetral Norte, nº 4129, Vila João Vaz, 74445-190, Goiânia, Goiás, Brasil. resendego@gmail.com

Érica Basílio Tavares Ramos

Economista. Doutora em Agronegócio. Gerente. Instituto Mauro Borges (IMB). Antiga Chefatura de Polícia, Praça Dr. Pedro Ludovico Teixeira (Praça Cívica), nº.26 - St. Central, 74003-010, Goiânia, Goiás, Brasil. ericabasiliotavares@gmail.com

Resumo: O cooperativismo é uma forma tradicional e eficaz de organização de produtores familiares, visando melhorar o desempenho operacional e econômico das propriedades rurais, além de gerar efeitos positivos para a sociedade, como a criação de empregos e o aumento na produção de alimentos. Este estudo busca fornecer evidências sobre o efeito causal da associação em cooperativas no desempenho das propriedades familiares. Foram analisados os impactos da participação em cooperativas sobre a renda bruta, produtividade e geração de emprego na agricultura familiar do estado de Goiás. Para contornar o viés de autosseleção, utilizou-se a técnica de *Propensity Score Matching* (PSM). A base de dados, proveniente da Declaração de Aptidão ao Pronaf (DAP) e fornecida pela Emater-GO, abrange 5.781 agricultores familiares em 2017, dos quais 1.173 são cooperados. Os resultados indicam que a participação em cooperativas aumenta a renda anual da atividade agrícola familiar em aproximadamente R\$ 14.400,00, a produtividade por hectare em R\$ 768,00 e o emprego na fazenda em 0,235 unidades de trabalho. Assim, o estudo evidencia uma relação causal entre a organização em cooperativas e o melhor desempenho das propriedades rurais, sugerindo que o estímulo ao cooperativismo pode gerar impactos produtivos positivos entre os agricultores familiares goianos.

Palavras-chave: PSM, produtividade, impacto, Emater.

Abstract: Cooperativism is a traditional and effective way of organizing family producers, aiming to improve the operational and economic performance of rural properties, as well as generating positive effects for society, such as job creation and increased food production. This study seeks to provide evidence of the causal effect of cooperative membership on the performance of family farms. The impacts of cooperative participation on gross income, productivity, and job creation in family farming in the state of Goiás were analyzed. To address self-selection bias, the Propensity Score Matching (PSM) technique was used. The database, derived from the Declaration of Aptitude for Pronaf (DAP) and provided by Emater-GO, covers 5,781 family farmers in 2017, of whom 1,173 are cooperative members. The results indicate that participation in cooperatives increases annual income from family agricultural activity by approximately R\$ 14,400.00, productivity per hectare by R\$ 768.00, and employment on the farm by 0.235 labor units. Thus, the study provides evidence of a causal relationship between cooperative organization and improved performance of rural properties, suggesting that promoting cooperativism can generate positive productive impacts among family farmers in Goiás.

Keywords: PSM, productivity, impact, Emater.

JOL: Q13, Q18, O18.

1 INTRODUÇÃO

O progresso tecnológico tem impulsionado a agricultura brasileira nas últimas três décadas, resultando em crescimento significativo na produção agropecuária (Rada, 2013; Rada et al., 2019). No entanto, o avanço é desigual, especialmente no Cerrado, onde há uma grande diferença entre o potencial produtivo e o que é efetivamente alcançado (Rada, 2013). Pequenos produtores, embora contribuam para o crescimento agregado, enfrentam barreiras como baixa adoção de tecnologia, acesso restrito ao crédito e problemas de gestão, o que reduz sua eficiência (Rada et al., 2019).

Com restrições orçamentárias no setor público, cooperativas são uma alternativa viável para mitigar desigualdades, respondendo a falhas de mercado e melhorando a renda e o bem-estar dos cooperados (Fairbairn, 2004; Schrader, 1989; Zeuli; Radel, 2005). No setor agropecuário, cooperativas ajudam pequenos agricultores a competir de forma mais justa com grandes agentes, promovendo maior integração entre os produtores (Batzios et al., 2021; Bernard et al., 2008).

Estudos internacionais mostram que o cooperativismo aumenta os lucros dos cooperados, melhora o acesso a serviços e aumenta a eficiência produtiva (Merrett; Walzer, 2001; Verhofstadt; Maertens, 2015). No entanto, no Brasil, análises quantitativas sobre os efeitos das cooperativas agropecuárias ainda são limitadas, especialmente em relação ao impacto direto nos produtores (Begnis et al., 2014). Apesar do aumento de interesse no tema recentemente, em sua maioria, os trabalhos tratam dos modelos de gestão adotados e de cooperativas de crédito.

Dessa forma, este estudo investiga o impacto da participação em cooperativas sobre variáveis socioeconômicas de agricultores familiares em Goiás, incluindo renda, produtividade e emprego rural. Goiás, com 152 mil estabelecimentos agropecuários, é relevante para a agricultura brasileira, especialmente no bioma Cerrado, onde 63% das propriedades são familiares, mas apenas 12% estão vinculadas a cooperativas (IBGE, 2023). Em 2017, o setor agropecuário de Goiás teve crescimento robusto, impulsionado por uma produção recorde de grãos e expansão da pecuária, com um dos maiores rebanhos bovinos do País (IBGE, 2018). Apesar disso, o estado enfrentou desafios como a concentração de terras e a necessidade de modernização para pequenos produtores. Esse cenário sugere grande potencial de expansão do cooperativismo como ferramenta de desenvolvimento rural.

O estudo utiliza o método *Propensity Score Matching* (PSM), para medir os efeitos causais da participação em cooperativas (Cunningham, 2021; Huntington-Klein, 2022). A amostra contou com 5.781 agricultores familiares de Goiás, coletados em 2017, focando nos impactos sobre renda bruta, produtividade (renda por hectare) e emprego rural. Esses indicadores são essenciais para avaliar o desempenho da agricultura familiar, influenciando o desenvolvimento econômico rural. O cooperativismo pode reduzir desigualdades regionais, especialmente em áreas como o Cerrado, onde a adoção de tecnologia é mais lenta (Rada, 2013). Programas como o PROCAP-Agro e o Brasil Mais Cooperativo apoiam o cooperativismo, mas carecem de avaliação sobre seus efeitos na agricultura familiar.

Portanto, o presente estudo contribui com o debate sobre o papel das cooperativas como complemento às políticas públicas de extensão rural, especialmente em Goiás, onde a agricultura familiar desempenha um papel significativo na economia local.

2 REVISÃO DE LITERATURA

Para eliminar problemas relacionados a imperfeições ou falhas de mercado que afetam o desempenho de pequenos agricultores, Alves e Souza (2015) destacaram a importância das políticas públicas, em que estão inseridas ações para o fomento de organizações coletivas. Vários estudos apontam que os pequenos agricultores poderiam superar esses problemas se organizados em grupos de ação coletiva, como, por exemplo, as cooperativas (Abate et al., 2014; Bernard et al., 2008; Bernard et al., 2013; Bernard; Spielman, 2009; Charles et al., 2019; Fischer; Qaim, 2012; Narrod et al., 2009; Naziri et al., 2014; Neves et al., 2021; Wossen et al., 2017).

Os pequenos agricultores tendem a enfrentar desvantagens comparativas quando se trata de comercializar a sua produção (Bernard; Taffesse, 2012). Com isso, as cooperativas agrícolas têm sido amplamente vistas como um meio eficaz para ajudar os pequenos agricultores a terem acesso a insumos ou a preços mais baixos, melhorar a ligação ao mercado e o poder de negociação, melhorar as habilidades de produção, elevar os padrões de segurança e qualidade agroalimentares e na mitigação de riscos (Ji *et al.*, 2019).

Ma *et al.* (2018) afirmaram que melhorar a produtividade agrícola e a eficiência técnica entre os pequenos agricultores é uma estratégia-chave para o desenvolvimento rural e redução da pobreza nos países em desenvolvimento. No entanto, os pequenos agricultores geralmente enfrentam várias restrições de produção e comercialização, como altos custos de transação de acesso aos mercados de insumos e produtos, indisponibilidade de tecnologias modernas e acesso precário a serviços de crédito. Para superar tais restrições mercadológicas, Charles, Battese e Villano (2019) afirmaram que as cooperativas agrícolas têm sido um bom instrumento de política, com o objetivo de impulsionar a produção agrícola em países em desenvolvimento.

Vários estudos buscaram analisar o desempenho e o impacto de cooperativas na produção agrícola, principalmente em países em desenvolvimento (Abate *et al.*, 2014; Bernard; Taffesse; Gabre-Madhin, 2008; Bernard *et al.*, 2013; Bernard; Spielman, 2009; Charles *et al.*, 2019; Fischer; Qaim, 2012; Narrod *et al.*, 2009; Naziri *et al.*, 2014; Neves *et al.*, 2021; Wossen *et al.*, 2017). Tais trabalhos mostraram que a associação a uma cooperativa traz inúmeros benefícios aos agricultores. Dessa forma, as cooperativas têm sido consideradas organizações que desempenham efeitos significativos sobre fatores socioeconômicos, e na redução de custos de transação ou melhorando o poder de barganha dos agricultores (Bernard *et al.*, 2008; Francesconi; Ruben, 2012; Mojo *et al.*, 2017).

Charles et al. (2019) observaram que problemas como baixo poder de mercado e incapacidade de capturar economias de escala dos pequenos agricultores podem ser superados através de uma cooperativa. Através da associação a uma cooperativa, é possível aumentar a oferta produtiva e acessar mercados mais vantajosos, como os mercados externos, que pagam preços mais elevados. Além disso, as cooperativas auxiliam os agricultores a negociarem e comercializarem de maneira mais efetiva. Assim, é possível capturar as economias de escala e ampliar o poder de mercado, maximizando os lucros e minimizando os custos.

Problemas comuns dos agricultores decorrentes do processo produtivo, como compra de insumos, fornecimento de serviços, contratação de assistência técnica e acesso a canais de comercialização e processamento de produtos podem ser sanados por meio de uma cooperativa (Hellin *et al.*, 2009). Na prática, as cooperativas aumentam a renda dos agricultores e contribuem para o desenvolvimento socioeconômico dos cooperados (Charles et al., 2019). No entanto, Ramos, Ferreira e Oliveira (2022) ressaltam que é preciso ter eficiência na alocação dos recursos para o que objetivo principal seja alcançado.

Neves *et al.* (2021) constataram que o aumento da participação de cooperados entre os agricultores nos municípios brasileiros resulta em aumentos na renda líquida, principalmente devido a uma maior expansão do valor da produção agrícola em relação ao aumento do custo de produção.

As cooperativas desempenham um papel fundamental nos sistemas mundiais de produção e distribuição de alimentos, garantindo que os produtos agrícolas cheguem aos consumidores (Giagnocavo *et al.*, 2018). Ademais, as cooperativas organizam os agricultores como estratégia para fortalecer suas posições econômicas, facilitando a negociação de preços, além de proporcionar acesso ao crédito e estendendo a assistência técnica (Brandão; Breitenbach, 2019).

Ramos e Vieira Filho (2021) analisaram o efeito da presença institucional das cooperativas e associações agropecuárias sobre o valor da produção de pequenos agricultores nos municípios brasileiros, os resultados mostraram que a promoção de arranjos coletivos e a inclusão de instituições locais é um bom instrumento de desenvolvimento regional.

Costa et al. (2020) mostraram que, em regiões brasileiras mais intensivas em práticas cooperativistas, os agricultores cooperados apresentam melhor desempenho produtivo se comparados àqueles agricultores em regiões com menor grau de cooperativismo. Apesar dos pontos positivos do cooperativismo agropecuário, o setor ainda necessita de políticas públicas que fortaleçam as organizações coletivas, uma vez que muitos agricultores ainda desconhecem o papel de uma cooperativa. Neves et al. (2019) também observaram efeitos heterogêneos das cooperativas entre as regiões brasileiras e que ainda há um longo caminho a ser percorrido para que cooperativismo seja mais efetivo no meio rural brasileiro.

3 METODOLOGIA

Para avaliar se a participação em cooperativas, além de outros fatores, pode ser associada a um desempenho superior da propriedade rural familiar quando comparada àquelas que não são cooperadas, pode-se utilizar a análise de regressão linear. Essa análise refere-se ao estudo da associação de uma variável (dependente) em relação a outras variáveis (explicativas). Tal técnica é utilizada para estimar e/ou prever o valor médio da variável dependente em termos dos valores conhecidos das variáveis explicativas. De modo geral, análises de regressão linear são desenvolvidas a partir do uso de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO).

Todavia, a utilização do estimador MQO fica inviabilizada quando alguma das variáveis não é aleatória, como pode ser o caso da participação em organizações cooperativas. Nesse caso, impõe-se a necessidade de utilização de técnicas que considerem o fato de que participar de cooperativa seja não aleatório, ou seja, as características do produtor, de sua propriedade e de seu entorno podem estar vinculadas à decisão de associar-se a uma cooperativa. Em outras palavras, tanto o desempenho produtivo de um produtor, quanto a opção de participar em cooperativas dependem de outras variáveis, o que geraria um viés na análise do efeito do cooperativismo sobre o desempenho. Métodos que contornam tais problemas são conhecidos na literatura especializada como técnicas de avaliação de impacto.

A avaliação de impacto visa à mensuração do efeito de tratamento ou de intervenção de algum programa, política, lei ou, como no caso desta análise, da participação em cooperativas sobre algum produto ou indicador socioeconômico de interesse. Nesta análise, o interesse reside sobre o efeito da participação em cooperativas do produtor rural familiar sobre o seu desempenho quanto à renda bruta, a produtividade e o emprego de mão de obra em sua propriedade.

Geralmente, o tratamento é atribuído a algum grupo de interesse (tratados), e o grupo que não recebe tratamento é chamado de grupo de controle. É de interesse saber o impacto desse tratamento sobre o grupo tratado em relação ao grupo de controle. Neste trabalho, o grupo de tratamento foi composto pelas propriedades rurais familiares cujo responsável é associado a uma cooperativa e o grupo de controle será composto pelas propriedades não associadas a cooperativas.

O objetivo da avaliação de impacto é mensurar a diferença de desempenho ou atributo existente entre os grupos tratado e de controle para verificar o efeito da participação no tratamento. Os modos mais comuns de se auferir o efeito de tratamento são o efeito médio de tratamento (*Average Treatment Effect - ATE*) e o efeito médio de tratamento sobre os tratados (*Average Treatment Effect on the Treated – ATT*). O Efeito Médio de Tratamento (ATE) pode ser definido como a diferença média existente no desempenho entre os grupos tratado e de controle:

$$\text{ATE} = E(y_1 - y_0) = \bar{\square}(y_1|x,D=1) - E(y_0|x,D=0) \quad (1)$$

em que $\bar{\square}(\cdot)$ representa o operador de valor esperado ou a média, y_1 e y_0 representam as variáveis de interesse (renda bruta, produtividade e emprego de mão de obra) para os grupos tratado e de controle, respectivamente, D identifica os grupos tratado (1 = participa de cooperativa) e de controle (0 = não participa de cooperativa) e x é o vetor de características do produtor e de sua propriedade.

Segundo Khandker et al. (2010), o problema do ATE é que os grupos de tratamento e de controle podem não ter a mesma chance de participação no tratamento, então, a diferença média observada entre

os grupos pode não ser totalmente devida à participação em cooperativas. O problema ocorre devido à dificuldade de se definir o *contrafactual* (o que teria ocorrido com o grupo de tratados caso não tivessem recebido o tratamento). Ao contrário dos experimentos controlados, nos estudos observacionais a decisão de participar do tratamento não é aleatória devido aos propósitos do programa (cooperativas) e a autosseleção ao tratamento (características do produtor que o levam a participar de cooperativas). O fato de características observáveis e não observáveis estarem relacionadas à participação no programa ($D = 1$) introduzem correlação entre o termo de erro e a variável de tratamento (D), isso viola um dos pressupostos do Modelo Clássico de Regressão Linear, que ampara a utilização do MQO, causando viés e inconsistência nas estimativas de MQO do efeito médio de tratamento, conhecido nessa abordagem como viés de seleção ou viés de autosseleção.

Para evitar o problema, utiliza-se, quando a participação no tratamento não é aleatória, o segundo modo de mensurar o efeito de tratamento (ATT), definido como a diferença média observada do desempenho entre o grupo de tratados e o mesmo grupo caso não tivesse recebido tratamento:

$$\text{ATT} = E(y_1 - y_0|D = 1) = E(y_1|x, D = 1) - E(y_0|x, D = 1) \quad (2)$$

em que o último termo a direita representa o *contrafactual*. Como não é possível observar o *contrafactual*, ele deve ser estimado. Em outras palavras, uma vez que o produtor participa de cooperativas, não há como saber o que aconteceria caso ele não tivesse participado.

O método de estimação utilizado pelo presente estudo será o *Propensity Score Matching* (PSM). O PSM tem sido utilizado para medir o impacto de adoção de tecnologia (Al-Shater *et al.*, 2016; Mendola, 2007; Zulfiqar; Thapa, 2016), da participação de esquemas de produção agrícola sob contratos (Mishra *et al.*, 2016) e da liberação de crédito subsidiado para a agricultura (Santos; Braga, 2013) sobre indicadores socioeconômicos da produção agrícola. Tal metodologia pode ser facilmente adaptada para a análise sobre as questões ligadas ao cooperativismo (Cazzuffi, 2012; Rodrigo, 2012; Schuntzemberger *et al.*, 2015). Mais detalhes sobre a técnica PSM em uma abordagem acessível podem ser encontrados em Cunningham (2021) e Huntington-Klein (2022).

Em termos simples, identifica-se um grupo de produtores que não participa de cooperativas, mas que possui características muito próximas com o grupo que participa. Este último grupo é denominado *contrafactual*, sendo obtido a partir da estimação de um escore de propensão (probabilidade) de ser cooperado. O escore de propensão é calculado com base em uma regressão *probit*, onde se estima a probabilidade associada a cada variável sobre a decisão a participar de cooperativas. Pode-se, então, definir o ATT da seguinte forma:

$$\text{ATT} = E(y_1 - y_0|p(x), D = 1) = E(y_1|p(x), D = 1) - E(y_0|p(x), D = 0) \quad (3)$$

em que $p(x) = \text{prob}(D = 1|x) = E(D|x)$ é a probabilidade ou escore de propensão do produtor rural familiar participar de cooperativa dadas as suas características e as características da propriedade. De posse dessas informações, será possível identificar o impacto que a participação em cooperativas exerce sobre a renda, a produtividade e o emprego de mão de obra das propriedades rurais familiares no estado de Goiás.

3.1 Dados

Para estimar o ATT, foram utilizados dados fornecidos pela Agência Goiana de Assistência Técnica, Extensão Rural e Pesquisa Agropecuária, referentes a agricultores familiares atendidos por essa entidade no ano de 2017. Tais dados foram colhidos para fins de Declaração de Aptidão ao Pronaf - DAP, sendo bastante abrangentes, haja vista que a Emater-GO emitiu cerca de 60% das DAPs naquele ano para o estado de Goiás. Além de informações relativas à participação em cooperativas, à renda agropecuária, à produtividade e ao emprego, tal base contém informações socioeconômicas relevantes para se estimar o escore de propensão, como características individuais do produtor, da propriedade e regionais. Informações como idade, escolaridade, gênero, estado civil, área e tipo de ocupação do estabelecimento, assim como a localização, estão disponíveis. A base é composta por 5.871 agricultores familiares, dos quais 1.173 parti-

pam de cooperativas. Tal base de dados é semelhante a utilizada por Herrera *et al.* (2018), que fizeram um estudo a nível nacional, com outros objetivos, igualmente utilizando informações das DAPs.

Para estimação de modelos de probabilidade, como o *probit*, é comum considerar variáveis que sejam estatisticamente significativas e que maximizem as medidas de qualidade de ajuste, como o poder preditivo. Com base na experiência dos pesquisadores no tema cooperativismo, optou-se por manter um conjunto maior de variáveis mesmo não atendendo aos critérios de seleção citados. Além disso, ressalta-se que a restrição de informações imposta pela disponibilidade de dados é uma limitação ao estudo – variáveis como tipo de cultura, tecnologias adotadas, certificações, objetivo da cooperativa, dentre outras, tornariam a pesquisa mais robusta, permitindo explorar outras características do fenômeno.

Na Tabela 1, encontra-se a descrição dos dados de produtores familiares do estado de Goiás. No que se refere às variáveis de desempenho do estabelecimento, observa-se a renda média de R\$ 82.566,35 por ano, com produtividade média de R\$ 4.678,01 por hectare ao ano e média de 2,44 empregados ou familiares desenvolvendo atividades na propriedade. Os valores relativamente altos para os desvios-padrão evidenciam a discrepância entre os produtores, o que se acredita esteja também relacionado à participação em cooperativas, em que se enquadram cerca 20% dos indivíduos da amostra.

Tabela 1 – Estatísticas descritivas, Agricultores Familiares, Goiás, 2017

	Medida	Média	Desvio-Padrão	Mínimo	Máximo
Variáveis de desempenho					
Renda Agropecuária	R\$	82.566,35	71.752,49	0,00	109.000,00
Produtividade	R\$/ha	4.678,01	10.099,37	0,00	319.642,80
Emprego	Nº	2,44	1,19	0,00	21,00
Características individuais					
Cooperado	1 se cooperado	0,20	0,40	0,00	1,00
Masculino	1 se homem	0,84	0,37	0,00	1,00
Idade	Anos	51,85	13,99	17,00	96,00
Idade ao quadrado	Efeito quadrático	2.884,14	1.459,26	289,00	9.216,00
Casado	1 se casado	0,70	0,46	0,00	1,00
Divorciado	1 se divorciado	0,06	0,24	0,00	1,00
Viúvo	1 se viúvo	0,05	0,22	0,00	1,00
Ensino superior	1 se ens. superior completo	0,05	0,21	0,00	1,00
Ensino médio	1 se ensino médio completo	0,23	0,42	0,00	1,00
Ensino fundamental	1 se ensino fund. completo	0,20	0,40	0,00	1,00
Alfabetizado	1 se ens. fund. incompleto	0,50	0,50	0,00	1,00
Características do estabelecimento					
Área	ha	37,55	34,73	0,10	280,00
Reside na propriedade	1 se reside na propriedade	0,77	0,42	0,00	1,00
Renda estabelecimento	% obtido na propriedade	0,97	0,08	0,50	1,00
Agricultura-principal	1 se agricultura	0,73	0,43	0,00	1,00
Pecuarista-principal	1 se pecuária	0,25	0,44	0,00	1,00
Arrendatário	1 se arrendatário	0,18	0,38	0,00	1,00
Posseiro	1 se posseiro	0,05	0,21	0,00	1,00
Assentado	1 se assentado	0,05	0,21	0,00	1,00
Parceiro	1 se parceiro	0,00	0,05	0,00	1,00
Outra condição	1 se outra condição	0,06	0,23	0,00	1,00
Características regionais					
Mesorregião leste	1 se leste	0,12	0,32	0,00	1,00
Mesorregião sul	1 se sul	0,32	0,47	0,00	1,00
Mesorregião norte	1 se norte	0,14	0,35	0,00	1,00
Mesorregião noroeste	1 se noroeste	0,07	0,26	0,00	1,00
Observações	5.871				

Fonte: Resultados da pesquisa com base nos dados da Emater-GO.

Cenário parecido com relação à dispersão dos produtores também é obtido em relação às características da propriedade. Tem-se em média estabelecimentos com 37,55 hectares, onde é gerada cerca de 97% da renda do produtor, proveniente principalmente do desenvolvimento da atividade agrícola (73,9%). A maioria dos produtores, 77%, reside na propriedade cuja principal forma de ocupação é a de proprietário (66%). Em geral, as propriedades estão localizadas na mesorregião Centro Goiano. Espera-se que a variância observada, tanto no desempenho quanto nas características do estabelecimento, esteja correlacionada com tais variáveis. Dentre as características individuais dos produtores, 84% são homens com idade média de 51,85 anos. Outros atributos de destaque são a presença de cônjuge (70%) e o baixo nível de escolaridade – cerca de 50% dos produtores não têm o ensino fundamental completo.

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Nesta seção, demonstram-se os possíveis efeitos oriundos do fato de ser membro de cooperativas nas variáveis de interesse deste trabalho (renda agropecuária, produtividade e emprego). Para tanto, os dados primários, referentes a 5.871 agricultores familiares, foram submetidos às metodologias elencadas no tópico anterior, visando à obtenção de comparações não viesadas entre agricultores familiares membros e não membros de cooperativas no estado de Goiás. Inicialmente, na Tabela 2, apresenta-se o teste *t* de diferença de médias entre os grupos de controle (não cooperados) e tratado (cooperados). Em princípio, são identificadas diferenças significativas entre os não cooperados e cooperados no que tange ao desempenho e às características do estabelecimento, inclusive a localização. Os cooperados têm renda média superior (R\$ 25.930,80), o que vai ao encontro do preconizado na literatura que argumenta que as cooperativas têm a capacidade de aumentar a renda do produtor rural (Alves, 2003; Merrett; Walzer, 2001; Valentimov, 2007; Verhofstadt; Maertens, 2015; Zhang et al., 2007). Além disso, os cooperados empregam 0,262 unidades de trabalho a mais do que não cooperados, contam com maior presença do cônjuge, residem mais em seus estabelecimentos e têm maior proporção da renda obtida da atividade agrícola.

A condição de ocupação também difere entre grupos: os cooperados são mais posseiros e menos assentados que os não cooperados. Apesar da diferença significativa observada entre os grupos, os resultados não são conclusivos a respeito da condição de cooperado apresentar melhor desempenho. Isso se deve ao fato de que o teste de diferença de médias leva em consideração apenas o desvio-padrão para determinar a diferença entre grupos. Como o teste apontou que existem outros fatores que são associados à probabilidade de o agricultor familiar ter a condição de cooperado, torna-se necessária a aplicação de um método que controle a influência dessas características sobre o desempenho da propriedade e forneça o efeito líquido da participação em cooperativas sobre as variáveis de interesse. Em outras palavras, as diferenças observadas nas variáveis de interesse podem estar associadas às covariáveis presentes na Tabela 2.

Dessa forma, os grupos cooperados e não cooperados não são homogêneos, e a simples comparação de diferença de médias das variáveis de interesse entre os grupos não é válida, pois tal diferença pode se dever a outros fatores que não o fato de ser ou não cooperado. Um exemplo de variável importante que pode estar influenciando as diferenças de médias é o tamanho das propriedades. Em média, os não cooperados tem propriedades cerca de 3,5 hectares menores que os cooperados. Por possuírem propriedades maiores, os cooperados teriam uma renda agrícola e número de empregados maiores, tendo em vista a maior escala de produção. Por outro lado, estudos indicam que, no contexto de pequenas propriedades, há uma relação inversa entre o tamanho da propriedade e a produtividade (Ferreira; Féres, 2020; Helfand; Taylor, 2021; Rada; Helfand; Magalhães, 2019; Rada; Fuglie, 2019). Então, as diferenças de média observadas na Tabela 2 devem-se, talvez, à diferença na dotação de terra, por exemplo.

Tabela 2 – Teste de diferença de médias entre grupos tratado e de controle para as variáveis analisadas, Agricultores Familiares, Goiás, 2017

Variáveis	Diferença em relação ao Cooperado		
Variáveis de desempenho			
Renda Agropecuária	-25.930,80	-11,17	***
Produtividade	-28,60	-0,09	
Emprego	-0,262	-6,75	***
Características individuais			
Masculino	0,0206	-1,72	
Idade	0,0553	0,12	
Idade ao quadrado	21,23	0,44	
Casado	-0,0482	-3,23	**
Divorciado	0,0154	1,94	
Viúvo	0,0113	1,61	
Ensino superior	0,0014	0,21	
Ensino médio	0,0082	-0,6	
Ensino fundamental	0,0130	-0,99	
Alfabetizado	0,0129	0,79	
Características do estabelecimento			
Área	-3,466	-3,05	**
Reside na propriedade	-0,0882	-6,46	***
Renda estabelecimento	-0,0079	-2,94	**
Pecuarista-principal	0,0208	1,46	
Arrendatário	0,0103	-0,83	
Posseiro	0,0355	5,09	***
Assentado	-0,0184	-2,67	**
Parceiro	0,0031	-1,9	
Outra condição	0,0131	-1,72	
<i>Características regionais</i>			
Mesorregião leste	0,106	10,12	***
Mesorregião sul	-0,309	-21	***
Mesorregião norte	-0,064	-5,67	***
Mesorregião noroeste	0,056	6,78	***
Observações	5.871		

Fonte: Resultados da pesquisa com base nos dados da Emater-GO.

Notas: Estatística t entre parênteses, * p < 0,10, ** p < 0,05, *** p < 0,01.

Na Tabela 3, apresentam-se os resultados da estimação dos modelos em que as variáveis de interesse (renda, produtividade e emprego) são explicadas pelas características do produtor e do estabelecimento, sendo os efeitos marginais médios obtidos pelo método dos mínimos quadrados ordinários (MQO) com correção para heterocedasticidade. Ao controlar o efeito das características do produtor e do estabelecimento sobre o desempenho, a condição de cooperado continua exercendo efeito positivo sobre a renda bruta, com cooperados tendo renda R\$ 14.727,20 superior aos não cooperados, e sobre o emprego (0,224). Entretanto, ambos os impactos são menores quando comparados aos obtidos via teste de diferença de médias. Já sobre a produtividade, a condição de cooperado continua a não apresentar efeito significativo.

Com relação aos fatores individuais, o fato de ser do sexo masculino está associado positivamente à renda e à produtividade, no entanto, propriedades com mulheres na condição de liderança empregam mais mão de obra. A idade está positivamente associada com a renda agrícola e com a produtividade, mas com retornos decrescentes. Ser casado(a) ou viúvo(a) está relacionado à maior renda e emprego em comparação a ser solteiro, não influenciando a produtividade. Já a escolaridade apresenta relação positiva e crescente sobre a renda e a produtividade, porém apresenta efeito negativo sobre o emprego. Possivelmente, produtores com maior grau de escolaridade são mais adeptos a mecanização e automação ou estão mais propensos a trabalhar com culturas que gerem maior renda, mas que exigem maior nível de tecnologia e capital.

Para as características do estabelecimento, o tamanho da área está positivamente relacionado com a renda (com retornos decrescentes – formato de U invertido), mas com relacionamento negativo e decrescente para a produtividade. Ou seja, quanto maior a propriedade, maior a renda bruta, havendo perda de produção até certo ponto (Barret et al., 2010). Para o emprego, o tamanho exerce efeito positivo. O fato de o produtor morar na propriedade está associado com menor desempenho na renda e na produtividade, mas é positivo para emprego de mão de obra. Esse fenômeno justifica-se para a agricultura familiar, pois residir na propriedade indica que o produtor não dedica todo o seu esforço para fins comerciais, mas possivelmente também para subsistência e, ainda, há mais familiares ligados ao trabalho no estabelecimento. Eastwood et al. (2010) apontam que, em muitos casos, pequenos agricultores que residem em suas propriedades tendem a utilizar a terra não apenas para produção comercial, mas também para subsistência, o que resulta em menor especialização e, consequentemente, menor produtividade e renda agrícola. No entanto, o estudo destaca que esses produtores frequentemente empregam mais mão de obra familiar, dada a disponibilidade de membros da família para o trabalho na propriedade, corroborando a relação positiva entre residência na propriedade e emprego de mão de obra.

Ainda, essa conclusão é corroborada pelo efeito positivo da condição de arrendatário sobre renda e produtividade, quando comparada às demais condições de ocupação. Tal fato pode decorrer da necessidade de gerar renda na propriedade arrendada a ponto de possibilitar o pagamento ao dono da terra. Deininger et al. (2011) mostram que os arrendatários geralmente apresentam níveis mais altos de produtividade e renda em comparação com os proprietários, devido ao seu incentivo financeiro para utilizar a terra de forma mais eficiente.

Mesmo utilizando uma metodologia mais robusta, como a estimativa por MQO com variáveis de controle, fatores não observáveis podem influenciar a decisão do produtor ser cooperado, introduzindo viés de autoseleção, que invalidaria a análise. Aliás, o fato de não ser possível comparar a situação do cooperado com seu *contrafactual* (o desempenho do cooperado caso não fosse cooperado) pode trazer os mesmos problemas aos resultados. Para evitar essa situação, estima-se o efeito médio de tratamento sobre os tratados (ATT), a partir do método de Escore de Propensão com Pareamento pela distância de Mahalanobis. O ATT é calculado em dois passos: no primeiro, estima-se o escore de propensão a partir de uma regressão *probit* e, no segundo, comparam-se os grupos de tratamento (cooperados) e de controle (não cooperados) que apresentam igual propensão de participar de cooperativas. Ou seja, passam a ser comparados grupos com características semelhantes, diferindo em apenas um elemento: um grupo é formado por agricultores familiares cooperados (tratados) e outro é formado por não cooperados (controle).

Tabela 3 – Resultados da estimativa do efeito médio de tratamento por MQO, Agricultores Familiares, Goiás, 2017

	Renda Agropecuária	Produtividade	Emprego
Constante	-103.349,50 ***	0,00	1.617,80 0,4 2,203 *** 0,00
Características individuais			
Cooperado	14.727,20 ***	0,00	443,4 0,11 0,224 *** 0,00
Masculino	17.131,20 ***	0,00	707,2 ** 0,03 -0,177 *** 0,00
Idade	1.665,50 ***	0,00	87,22 * 0,07 0,0106 0,15
Idade ao quadrado	-21,91 ***	0,00	-0,998 ** 0,01 0,00003 0,64
Casado	8.550,10 ***	0,00	478,7 0,15 0,527 *** 0,00
Divorciado	3.065,80	0,42	-332,5 0,4 0,106 0,13
Viúvo	13.791,40 **	0,01	30,18 0,94 0,134 * 0,09
Ensino superior	32.307,20 ***	0,00	2.166,90 ** 0,01 -0,535 *** 0,00
Ensino médio	24.555,10 ***	0,00	1.754,90 ** 0,01 -0,399 *** 0,00
Ensino fundamental	18.932,70 ***	0,00	947,9 * 0,08 -0,363 *** 0,00
Alfabetizado	12.018,60 ***	0,00	605,5 0,22 -0,291 ** 0,02
Características do estabelecimento			
Área	1.254,90 ***	0,00	-214,8 *** 0 0,0022 ** 0,04
Área ao quadrado	-4,95 ***	0,00	0,97 *** 0 0,00001 0,29
Reside na propriedade	-7.175,40 ***	0,00	-1.476,90 *** 0 0,106 *** 0,00
Renda estabelecimento	98.657,00 ***	0,00	6.243,50 *** 0 0,592 *** 0,00
Pecuarista-principal	-3.844,30 *	0,05	-716,6 *** 0 -0,14 *** 0,00
Arrendatário	8.732,90 ***	0,00	674,4 * 0,07 0,0418 0,39
Posseiro	-18.239,70 ***	0,00	-1.374,80 *** 0 0,0681 0,44
Assentado	-17.996,70 ***	0,00	-1.527,50 *** 0 0,0934 0,23
Parceiro	-8.407,60	0,44	2.305,30 0,27 0,249 0,49
Outra condição	-3.516,30	0,41	628,4 0,38 0,0272 0,70
Características regionais			
Mesorregião leste	-14.361,80 ***	0,00	476,3 0,34 0,316 *** 0,00
Mesorregião sul	19.959,50 ***	0,00	710,4 ** 0,03 0,0418 0,26
Mesorregião norte	-39.363,30 ***	0,00	-796,3 ** 0,03 0,194 *** 0,00
Mesorregião noroeste	-14.362,80 ***	0,00	-114,5 0,67 0,0599 0,26
Observações	5.871		5.871 5.871
R2	0,241		0,137 0,076
R2 Ajustado	0,238		0,133 0,072

Fonte: Resultados da pesquisa com base nos dados da Emater-GO.

Nota: p-valor entre parênteses, * p < 0,10, ** p < 0,05, *** p < 0,01.

Na Tabela 4, são exibidos os resultados da estimativa do modelo *probit*, no qual a variável dependente é a condição de participação ou não em cooperativas. Já as covariáveis estão definidas como as características do produtor e da propriedade. Em termos gerais, fatores ligados ao estabelecimento e à localização se mostraram importantes para explicar a condição de cooperado. Quanto às características individuais, idade e ser casado estão relacionadas de forma direta à participação em cooperativa, por sua vez, ser do sexo masculino e escolaridade não apresentaram relevância. O tamanho do estabelecimento e a condição de proprietário também são fatores que se relacionam de forma positiva à probabilidade de ser cooperado.

Tabela 4 – Resultados da estimativa do escore de propensão (*probit*), Agricultores Familiares, Goiás, 2017

Variáveis	Coefficiente		Erro padrão	t	valor p
Constante	-3,099	***	0,415	-7,470	0,000
Características individuais					
Masculino	0,042		0,060	0,710	0,480
Idade	0,018	*	0,009	1,860	0,060
Idade ao quadrado	0	*	0,000	-1,910	0,060
Casado	0,103	*	0,060	1,720	0,090
Divorciado	-0,088		0,100	0,880	0,380
Viúvo	0,051		0,117	0,440	0,660
Ensino superior	0,322		0,217	1,490	0,140
Ensino médio	0,311		0,197	1,570	0,120
Ensino fundamental	0,26		0,196	1,330	0,190
Alfabetizado	0,248		0,192	1,290	0,200
Características do estabelecimento					
Área	0,005	***	0,002	3,220	0,000
Área ao quadrado	0	***	0,000	-3,260	0,000
Reside na propriedade	0,333	***	0,052	6,340	0,000
Renda estabelecimento	0,728	***	0,262	2,770	0,010
Pecuarista-principal	-0,135	***	0,049	-2,770	0,010
Arrendatário	0,025		0,059	0,420	0,670
Posseiro	-0,425	***	0,122	-3,490	0,000
Assentado	0,051		0,091	0,560	0,580
Parceiro	0,571	*	0,336	1,700	0,090
Outra condição	-0,03		0,087	0,350	0,730
Características regionais					
Mesorregião leste	-0,32	***	0,089	-3,580	0,000
Mesorregião sul	0,9	***	0,050	17,920	0,000
Mesorregião norte	0,668	***	0,065	10,210	0,000
Mesorregião noroeste	-0,171	*	0,104	-1,640	0,100
Observações	5.781				
Pseudo R2	0,118				
LR	692,19	***			

Fonte: Resultados da pesquisa com base nos dados da Emater-GO.

Notas: * p < 0,10, ** p < 0,05, *** p < 0,01.

Após a estimativa do escore de propensão, o ATT é estimado pelo pareamento dos grupos tratado (cooperados) e de controle (não cooperados) pela distância de Mahalanobis. Na Tabela 5, apresenta-se o resultado do efeito médio de tratamento sobre os tratados.

Tabela 5 – Estimação do efeito médio de tratamento sobre os tratados por PSM, Agricultores Familiares, Goiás, 2017

Variáveis de desempenho	Média do Grupo		ATT	Estatística t	
	Tratado	Controle			
Renda Agropecuária	103.324,61	88.900,96	14.423,64	3.802,64	3,79
Produtividade	4.704,80	3.936,19	768,61	329,29	2,33
Emprego	2,647	2,412	0,235	0,057	4,08
Observações	1.173	4.608			

Fonte: Resultados da pesquisa com base nos dados da Emater-GO.

Em acordo com os resultados dos métodos anteriores, o ATT também indica que ser cooperado promove um aumento médio sobre a renda do agricultor familiar. Entretanto, o valor adicional de R\$ 14.423,64 sobre a renda bruta dos cooperados sobre os não cooperados é o menor dentre os métodos utilizados, demonstrando que, ao não considerar os vieses derivados das características dos produtores

rurais, o impacto das cooperativas sobre a renda seria superestimado. O efeito positivo de cooperativas sobre a renda tem sido verificado em vários estudos, relacionados a culturas e regiões específicas ao redor do mundo, momente junto a pequenos produtores (Batzios et al., 2021; Bernard et al., 2008; Bernard; Spielman, 2009; Fischer; Qaim, 2012). Os trabalhos brasileiros realizados com fins similares ao do presente estudo, porém abrangendo todo o território nacional, também verificaram o efeito positivo do cooperativismo sobre a renda (Neves et al., 2021) e sobre a eficiência (Costa et al., 2020), este último, avaliando especificamente a agricultura familiar.

Quanto ao efeito de ser cooperado sobre o número de empregos das propriedades, aqueles cooperados empregam 0,235 unidades de trabalho a mais nas suas propriedades, em comparação aos não cooperados. São valores maiores do que aqueles obtidos pelos modelos sem controle de vieses, demonstrando que os efeitos do cooperativismo estariam sendo subestimados caso não se fizesse o uso do ATT. Esses valores são importantes, demonstrando a relevância da associação a cooperativas na capacidade de gerar postos de trabalho no campo.

Adicionalmente, ao contrário dos resultados obtidos via teste de diferença de média e MQO, o ATT evidencia que participar de cooperativas também promove aumento médio de produtividade da ordem de R\$ 768,61 por hectare, quando comparado com a situação dos não cooperados. Tal fato pode ser explicado por fatores como acesso a serviços de assistência técnica, melhores condições para compra de insumos e obtenção de crédito para a produção. Esses são alguns dos benefícios destacados na literatura como sendo usualmente oferecidos por cooperativas brasileiras (Cechin, 2014; Freitas et al., 2021; Neves et al., 2019).

Portanto, é possível afirmar que a atuação das cooperativas promove crescimento econômico, geração de renda e de emprego em Goiás. Como principal resultado deste trabalho, pode-se destacar o impacto positivo que os agricultores familiares membros de cooperativas percebem sobre sua produtividade. Técnicas tradicionais, como o MQO, estavam subestimando o efeito da participação em cooperativas sobre a produtividade. Possivelmente, o efeito positivo encontrado com a utilização de PSM indica que os agricultores que são cooperados adotam tal estratégia para compensar algum fator que os fazem ter produtividade menor, reforçando o caráter mitigador de falhas de mercado e de estratégia para acesso a melhores práticas de produção e gestão atribuído às cooperativas (Fairbairn, 2004; Merrett; Walzer, 2001; Valentínov, 2007; Zeuli; Radel, 2005). Apesar de suas qualidades, é importante ressaltar que o PSM tem fragilidades como a necessidade de que grupos de cooperados e não cooperados tenham escore de propensão iguais, conhecida como região de suporte comum. Também há a necessidade de atender à hipótese de balanceamento das variáveis de controle, ou seja, a média das variáveis de controle devem ser estatisticamente iguais entre os grupos tratado e de controle, e caso exista heterogeneidade não observável na base de dados, os resultados podem estar viesados. Ressalta-se que o suporte comum e o balanceamento não foram problemas nesse caso, além disso, a heterogeneidade não observável é um problema em dados longitudinais.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O cooperativismo, como forma de organização dos agricultores familiares, tem sido difundido em todo território nacional. Entretanto, essa difusão torna-se mais efetiva e assertiva na medida em que se baseie em estudos que mensurem o real efeito da participação em cooperativas no desempenho das propriedades rurais de seus cooperados. Nesse sentido, é importante que haja medidas, mais e menos agregadas, do retorno econômico e produtivo ligado à associação a cooperativas, buscando indicações que possam melhor esclarecer se, de fato, a associação a cooperativas tem a capacidade de elevar a produtividade e a renda dos estabelecimentos agropecuários.

As análises qualitativas apontam para a existência de uma relação causal entre a participação em cooperativas e maior organização, poder de barganha e desempenho operacional e econômico de propriedades cooperadas. Análises quantitativas de avaliação de impacto geram evidências empíricas sobre o efeito causal. Neste trabalho, demonstrou-se que a participação em cooperativas tem impacto positivo

sobre a renda agropecuária, a produtividade e a geração de empregos em propriedades familiares em Goiás. Para a geração de empregos, técnicas de diferença de média, MQO ou de PSM trazem resultados semelhantes. Para a renda agropecuária, MQO e PSM apresentam resultados próximos. Por fim, ao captar o efeito médio no tratado (cooperado), a técnica PSM mostrou que a participação em cooperativas tem como impacto o aumento na produtividade agrícola das propriedades familiares no estado de Goiás.

Os achados deste estudo têm implicações importantes para as políticas públicas no estado de Goiás. Os resultados sugerem que o incentivo à associação cooperativa pode ser um bom instrumento para melhorar o valor da produção dos agricultores brasileiros. Assim, as políticas públicas que visam promover o cooperativismo e aumentar o quadro associativo teriam efeitos positivos sobre a renda líquida das fazendas.

Em suma, os órgãos de representação do setor cooperativista podem valer-se dos resultados de estudos dessa natureza para demonstrar a importância da participação das cooperativas na economia e, desse modo, justificar o apoio a investimentos direcionados à propagação da educação cooperativista no meio rural, visando ao desenvolvimento dessas sociedades de pessoas.

REFERÊNCIAS

- ABATE, G. T.; FRANCESCONI, G. N.; GETNET, K. Impact of agricultural cooperatives on smallholders' technical efficiency: Empirical evidence from Ethiopia. **Annals of Public and Cooperative Economics**, v. 85, n. 2, p. 257-286, 2014. Disponível em: <https://doi.org/10.1111/apce.12035>. Acesso em: 24 nov. 2023.
- ALVES, A. G. **As Cooperativas Agropecuárias e o BRDE: Histórico, Situação Atual e Perspectivas**. Banco Regional de Desenvolvimento do Extremo Sul, Diretoria de Planejamento, Superintendência de Planejamento. 2003.
- ALVES, E.; SOUZA, G. S. Pequenos estabelecimentos também enriquecem? Pedras e tropeços. **Revista de Política Agrícola**, v. 24, n. 3, p. 7-21, 2015.
- BARRETT, C. B., BELLEMARE, M. F., HOU, J. Y. Reconsidering Conventional Explanations of the Inverse Productivity–Size Relationship. **World Development**, v. 38, Issue 1, jan. 2010.
- BATZIOS, A.; KONTOGEORGOS, A.; CHATZITHEODORIDIS, F.; SERGAKI, P. What makes producers participate in marketing cooperatives? The Northern Greece case. **Sustainability (Switzerland)**, v. 13, n. 4, p. 1-15, 2021. Disponível em: <https://doi.org/10.3390/su13041676>. Acesso em: 24 nov. 2023.
- BEGNIS, H. S. M.; AREND, S. C.; ESTIVALETE, V. F. B. Em Frente ao Espelho: A Produção do Conhecimento em Cooperativas na Revista de Economia e Sociologia Rural. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 52, n. 1, p. 99-116, 2014.
- BERNARD, T.; SPIELMAN, D. J. Reaching the rural poor through rural producer organizations? A study of agricultural marketing cooperatives in Ethiopia. **Food Policy**, v. 34, n. 1, p. 60-69, 2009. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.foodpol.2008.08.001>. Acesso em: 24 nov. 2023.
- BERNARD, T.; TAFFESSE, A. S. Returns to scope? Smallholders' commercialization through multipurpose cooperatives in Ethiopia. **Journal of African Economies**, v. 21, n. 3, p. 440-464, 2012. Disponível em: <https://doi.org/10.1093/jae/ejs002>. Acesso em: 24 nov. 2023.

BERNARD, T.; ABATE, G. T.; LEMMA, S. **Agricultural cooperatives in Ethiopia: Results of the 2012 ATA Baseline Survey.** Research Ethiopia's Agriculture Policy. 2013. Disponível em: <https://doi.org/10.13140/RG.2.1.4326.2325>. Acesso em: 24 nov. 2023.

BERNARD, T.; TAFFESSE, A. S.; GABRE-MADHIN, E. Impact of cooperatives on smallholders' commercialization behavior: Evidence from Ethiopia. **Agricultural Economics**, v. 39, n. 2, p. 147-161, 2008. Disponível em: <https://doi.org/10.1111/j.1574-0862.2008.00324.x>. Acesso em: 24 nov. 2023.

BRANDÃO, J. B.; BREITENBACH, R. What are the main problems in the management of rural cooperatives in Southern Brazil? **Land Use Policy**, v. 85, junho, p. 121-129, 2019. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.landusepol.2019.03.047>. Acesso em: 24 nov. 2023.

CAZZUFFI, C. **Small Scale Farmers in the Market and the Role of Processing and Marketing Cooperatives: A Case Study of Italian Dairy Farmers.** University of Sussex, 2012.

CECHIN, A. Cooperativas Brasileiras no Mercados Agroalimentares Contemporâneos: Limites e Perspectivas. In: BUAINAIN A. M.; ALVES E. R. A.; SILVEIRA J. M.; NAVARRO Z. (Eds.), **O Mundo Rural no Brasil do Século 21: A Formação de um Novo Padrão Agrário e Agrícola.** Embrapa, 2014. p. 479-507.

CHARLES, T.; BATTESE, G. E.; VILLANO, R. A. Family farms plus cooperatives in China: Technical efficiency in crop production. **Journal of Asian Economics**, v. 64, outubro, p. 101-129, 2019. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.asieco.2019.07.002>. Acesso em: 24 nov. 2023.

COSTA, R. A.; VIZCAINO, C. A. C.; COSTA, E. M. Participação em Cooperativas e Eficiência Técnica entre Agricultores Familiares no Brasil. In Vieira Filho J. E. R.; Gasques J. G. (Eds.). **Uma jornada pelos contrastes do Brasil: cem anos de Censo Agropecuário.** IPEA, 2020. p. 243-255. Disponível em: <https://doi.org/http://dx.doi.org/10.38116/978-65-5635-011-0>. Acesso em: 24 nov. 2023.

CUNNINGHAM, S. **Causal Inference: The Mixtape.** New Haven & London: Yale University Press, 2021. 572 p.

DEININGER, K.; ALI, D. A.; ALEMU, T. Productivity effects of land rental markets in Ethiopia: Evidence from a matched tenant–landlord sample. **Policy Research Working Paper 5727**, The World Bank, Jul. 2011.

EASTWOOD, R.; LIPTON, M.; NEWELL, A. Farm Size. **Handbook of Agricultural Economics**, vol. 4, p. 3323-3397, Elsevier, 2010.

EL-SHATER, T.; YIGEZU, Y. A.; MUGERA, A.; PIGGIN, C.; HADDAD, A.; KHALIL, Y.; LOSS, S.; AW-HASSAN, A. Does Zero Tillage Improve the Livelihoods of Smallholder Cropping Farmers? **Journal of Agricultural Economics**, v. 67, n. 1, p. 154-172, 2016. Disponível em: <https://doi.org/10.1111/1477-9552.12133>. Acesso em: 24 nov. 2023.

FAIRBAIRN, B. History of Cooperatives. In: MERRET, C. D.; WALZE N. (Eds.), **Cooperatives and Local Development: Theory and Applications for the 21st Century.** Routledge, 2004. p. 23-51.

FERREIRA, M. D. P.; FÉRES, J. G. Farm size and Land use efficiency in the Brazilian Amazon. **Land Use Policy**, v. 99, n. 104901, 2020. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.landusepol.2020.104901>. Acesso em: 24 nov. 2023.

FISCHER, E.; QAIM, M. Linking Smallholders to Markets: Determinants and Impacts of Farmer Collective Action in Kenya. **World Development**, v. 40, n. 6, p. 1255-1268, 2012. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2011.11.018>. Acesso em: 24 nov. 2023.

FRANCESCONI, G. N.; RUBEN, R. The Hidden Impact of Cooperative Membership on Quality Management: A Case Study from the Dairy Belt of Addis Ababa. **Journal of Entrepreneurial and Organizational Diversity**, v. 1, n. 1, p. 85-103, 2012. Disponível em: <https://doi.org/10.5947/jeod.2012.005>. Acesso em: 24 nov. 2023.

FREITAS, C. O.; SILVA, F. F.; BRAGA, M. J.; NEVES, M. C. R. Rural extension and technical efficiency in the Brazilian agricultural sector. **International Food and Agribusiness Management Review**, v. 24, n. 2, p. 215-232, 2021. Disponível em: <https://doi.org/10.22434/IFAMR2020.0094>. Acesso em: 24 nov. 2023.

GIAGNOCAVO, C.; GALDEANO-GÓMEZ, E.; PÉREZ-MESA, J. C. Cooperative Longevity and Sustainable Development in a Family Farming System. **Sustainability**, v. 10, n. 2198, p. 1-15, 2018. Disponível em: <https://doi.org/10.3390/su10072198>. Acesso em: 24 nov. 2023.

HELPAND, S. M.; TAYLOR, M. P. H. The inverse relationship between farm size and productivity: Refocusing the debate. **Food Policy**, v. 99, n. 101977, 2021. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.foodpol.2020.101977>. Acesso em: 24 nov. 2023.

HELLIN, J.; LUNDY, M.; MEIJER, M. Farmer organization, collective action and market access in Meso-America. **Food Policy**, v. 34, n. 1, p. 16-22, 2009. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.foodpol.2008.10.003>. Acesso em: 24 nov. 2023.

HERRERA, G. P.; LOURIVAL, R.; COSTA, R. B.; MENDES, D. R. F.; MOREIRA, T. B. S.; ABREU, U. G. P.; CONSTANTINO, M. Econometric Analysis of Income, Productivity and Diversification among Smallholders in Brazil. **Land Use Policy**, v. 76, julho, p. 455-459, 2018. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.landusepol.2018.02.025>. Acesso em: 24 nov. 2023.

HUNTINGTON-KLEIN, N. **The Effect: An Introduction to Research Design and Causality**. New York: CRC Press, 2022. 646 p.

IBGE - INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. SIDRA. Sistema IBGE de Recuperação Automática: **Censo Agropecuário 2017**. 2023.

_____. **Produção Agrícola Municipal**. IBGE. Rio de Janeiro, 2018.

IMB - INSTITUTO MAURO BORGES DE ESTATÍSTICAS E ESTUDOS SOCIOECONÔMICOS. **Caderno de Indicadores de Goiás**, 2021.

JI, C.; JIN, S.; WANG, H.; YE, C. Estimating effects of cooperative membership on farmers' safe production behaviors: Evidence from pig sector in China. **Food Policy**, v. 83, fevereiro, p. 231-245, 2019. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.foodpol.2019.01.007>. Acesso em: 24 nov. 2023.

KHANDKER, S. R.; KOOLWAL, G. B.; SAMAD, H. A. **Handbook on Impact Evaluation: Quantitative Methods and Practices.** The World Bank. 2010.

MA, W.; RENWICK, A.; YUAN, P.; RATNA, N. Agricultural cooperative membership and technical efficiency of apple farmers in China: An analysis accounting for selectivity bias. **Food Policy**, v. 81, novembro, p. 122-132, 2018. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.foodpol.2018.10.009>. Acesso em: 24 nov. 2023.

MAPA - MINISTÉRIO DA AGRICULTURA E PECUÁRIA. **Programa Brasil Mais Cooperativo.** 2021. Disponível em: <https://www.gov.br/agricultura/pt-br/assuntos/agricultura-familiar/brasil-mais-cooperativo>. Acesso em: 24 nov. 2023.

MENDOLA, M. Agricultural Technology Adoption and Poverty Reduction: A Propensity-Score Matching Analysis for Rural Bangladesh. **Food Policy**, v. 32, n. 3, p. 372-393, 2007. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.foodpol.2006.07.003>. Acesso em: 24 nov. 2023.

MERRETT, C. D.; WALZER, N. **A Cooperative Approach to Local Economic Development.** Quorum Books. 2001.

MISHRA, A. K.; KUMAR, A.; JOSHI, P. K.; D'SOUZA, A. Impact of Contracts in High Yielding Varieties Seed Production on Profits and Yield: The Case of Nepal. **Food Policy**, v. 62, julho, p. 110-121, 2016. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.foodpol.2016.05.005>. Acesso em: 24 nov. 2023.

MOJO, D.; FISCHER, C.; DEGEFA, T. The determinants and economic impacts of membership in coffee farmer cooperatives: recent evidence from rural Ethiopia. **Journal of Rural Studies**, v. 50, fevereiro, p. 84-94, 2017. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.jrurstud.2016.12.010>. Acesso em: 24 nov. 2023.

NARROD, C.; ROY, D.; OKELLO, J.; AVENDAÑO, B.; RICH, K.; THORAT, A. Public-private partnerships and collective action in high value fruit and vegetable supply chains. **Food Policy**, v. 34, n. 1, p. 8-15, 2009. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.foodpol.2008.10.005>. Acesso em: 24 nov. 2023.

NAZIRI, D.; AUBERT, M.; CODRON, J. M.; LOC, N. T. T.; MOUSTIER, P. Estimating the Impact of Small-Scale Farmer Collective Action on Food Safety: The Case of Vegetables in Vietnam. **Journal of Development Studies**, v. 50, n. 5, p. 715-730, 2014. Disponível em: <https://doi.org/10.1080/00220388.2013.874555>. Acesso em: 24 nov. 2023.

NEVES, M. C. R.; CASTRO, L. S.; FREITAS, C. O. O impacto das cooperativas na produção agropecuária brasileira: uma análise econômética espacial. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 57, n. 4, p. 559-576, 2019. Disponível em: <https://doi.org/10.1590/1806-9479.2019.187145>. Acesso em: 25 nov. 2023.

NEVES, M. C. R.; SILVA, F. F.; FREITAS, C. O.; BRAGA, M. J. The Role of Cooperatives in Brazilian Agricultural Production. **Agriculture**, v. 11, n. 948, 2021. Disponível em: <https://doi.org/10.3390/agriculture11100948>. Acesso em: 25 nov. 2023.

RADA, N. Assessing Brazil's Cerrado agricultural miracle. **Food Policy**, v. 38, fevereiro, p. 146-155, 2013. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.foodpol.2012.11.002>. Acesso em: 25 nov. 2023.

RADA, N. E.; FUGLIE, K. O. New perspectives on farm size and productivity. **Food Policy**, v. 84, abril, p. 147152, 2019. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.foodpol.2018.03.015>. Acesso em: 27 nov. 2023.

RADA, N.; HELFAND, S.; MAGALHÃES, M. Agricultural productivity growth in Brazil: Large and small farms excel. **Food Policy**, v. 84, n. April 2018, p. 17685, 2019.

RAMOS, É. B. T.; FERREIRA, M. D. P.; OLIVEIRA, G. R. Análise da eficiência das unidades locais da Emater em Goiás: uma abordagem quantitativa. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, 60 (spe), 2022. Disponível em: <https://doi.org/10.1590/1806-9479.2021.252837>. Acesso em: 27 nov. 2023.

RAMOS, É. B. T.; VIEIRA FILHO, J. E. R. Cooperativismo e associativismo na produção agropecuária de menor porte no Brasil. **Texto para Discussão – IPEA**, n. 2693, 2021. Disponível em: <http://repositorio.ipea.gov.br/handle/11058/10833>. Acesso em: 27 nov. 2023.

RODRIGO, M. F. Do Cooperatives Help the Poor? Evidence from Ethiopia. **Annals of Agricultural and Applied Economics Association's (AAEA) Annual Meeting**, 29, 2012.

SANTOS, R. B. N.; BRAGA, M. J. Impactos do Crédito Rural na Produtividade da Terra e do Trabalho nas Regiões Brasileiras. **Economia Aplicada**, v. 17, n. 3, p. 299-324, 2013. Disponível em: <https://doi.org/10.1590/S1413-80502013000300004>. Acesso em: 27 nov. 2023.

SCHRADER, L. F. Economic Justification. In Cobia, D. W. (Ed.), **Cooperatives in Agriculture**, p. 121-136. Prentice Hall. 1989.

SCHUNTZEMBERGER, A. M. D. S.; JACQUES, E. R.; GONÇALVES, F. D. O.; SAMPAIO, A. V. Análises Quase-Experimentais Sobre o Impacto das Cooperativas de Crédito Rural Solidário no PIB Municipal da Agropecuária. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 53 n. 3, p. 497-516, 2015.

VALENTINOV, V. Why are cooperatives important in agriculture? An organizational economics perspective. **Journal of Institutional Economics**, v. 3, n. 1, p. 55-69, 2007. Disponível em: <https://doi.org/10.1017/S1744137406000555>. Acesso em: 27 nov. 2023.

VERHOFSTADT, E.; MAERTENS, M. Can agricultural cooperatives reduce poverty? Heterogeneous impact of cooperative membership on farmers' welfare in Rwanda. **Applied Economic Perspectives and Policy**, v. 37, n. 1, p. 86106, 2015. Disponível em: <https://doi.org/10.1093/aep/ppu021>. Acesso em: 27 nov. 2023.

WOSSEN, T.; ABDOULAYE, T.; ALENE, A.; HAILE, M. G.; FELEKE, S.; OLANREWAJU, A.; MANYONG, V. Impacts of extension access and cooperative membership on technology adoption and household welfare. **Journal of Rural Studies**, v. 54, agosto, p. 223-233, 2017. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.jrurstud.2017.06.022>. Acesso em: 27 nov. 2023.

ZEULI, K. A.; RADEL, J. Cooperatives as a community development strategy: linking theory and practice. **Journal of Regional Analysis and Policy**, v. 35, n. 1, p. 4354, 2005. Disponível em: <https://doi.org/http://dx.doi.org/10.22004/ag.econ.132302>. Acesso em: 27 nov. 2023.

ZHANG, J.; GODDARD, E.; LEROHL, M. Estimating Pricing Games in the Wheat-handling Market in Saskatchewan: The Role of a Major Cooperative. In Novkovic, S.; V. Sena (Eds.), **Cooperative Firms in Global Markets**. Emerald Group Publishing Limited. 2007. Disponível em: [https://doi.org/10.1016/S0885-3339\(06\)10006-X](https://doi.org/10.1016/S0885-3339(06)10006-X). Acesso em: 27 nov. 2023.

ZULFIQAR, F.; THAPA, G. B. Is ‘Better Cotton’ better than Conventional Cotton in Terms of Input Use Efficiency and Financial Performance? **Land Use Policy**, v. 52, março, p. 136-143, 2016. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.landusepol.2015.12.013>. Acesso em: 27 nov. 2023.