RBGDR

LIDERANÇA FEMININA E SEGURANÇA ALIMENTAR INFANTIL NOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS

WOMEN'S LEADERSHIP AND CHILD FOOD SECURITY IN BRAZILIAN MUNICIPALITIES

RBGDR

REVISTA BRASILEIRA DE GESTÃO E DESENVOLVIMENTO REGIONAL
V.22, N˚4, Edição Especial 2026 | Taubaté/SP - Brasil | ISSN 1809-239x

LIDERANÇA FEMININA E SEGURANÇA ALIMENTAR INFANTIL NOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS

WOMEN'S LEADERSHIP AND CHILD FOOD SECURITY IN BRAZILIAN MUNICIPALITIES

Adelar Fochezatto[1] | Jean Sleifer[2]
Leonel dos Santos Silveira[3] | Isabela Mallmann Fochezatto[4]

Recebimento: 15/02/2026
Aceite: 11/07/2026

[1] Doutor em Economia (UFRGS).
Professor na Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul.
Porto Alegre – RS, Brasil.
E-mail: adelar@pucrs.br

[2] Doutorando em Economia do Desenvolvimento.
Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul (PUCRS).
Email: jean.sleifer@gmail.com

[3] Doutorando em Economia do Desenvolvimento.
Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul (PUCRS).
Email: leonel.s@edu.pucrs.br

[4] Mestranda em Economia do Desenvolvimento.
Pontifícia Universidade Católica do RioGrande do Sul (PUCRS).
Email: isabela.fochezatto@edu.pucrs.br

RESUMO

Um dos grandes desafios para o desenvolvimento econômico brasileiro é eliminar a fome e a subnutrição, principalmente de crianças. Nesse contexto, a atividade agropecuária tem um papel fundamental como provedora de alimentos. O objetivo deste estudo é avaliar se uma maior presença feminina na gestão de estabelecimentos agropecuários está associada a menores taxas de subnutrição de crianças de até cinco anos. Para tanto, é utilizado o método quase experimental *Propensity Score Matching* (PSM). O grupo de tratamento é formado por municípios pertencentes a clusters espaciais de alta presença feminina no comando de atividades agropecuárias, e o grupo de controle, por municípios similares, mas não pertencentes a esses clusters. Os dados de liderança feminina são do último Censo Agropecuário (IBGE, 2017), e os indicadores de subnutrição infantil são do Sistema de Vigilância Alimentar e Nutricional (Ministério da Saúde, 2026). Os resultados indicam que a liderança feminina diminui a taxa de crianças subnutridas nos municípios em que há predomínio de agricultura familiar. Portanto, a agricultura familiar funciona como mediadora do efeito da liderança feminina sobre a subnutrição infantil.

Palavras-chave: Segurança Alimentar. Brasil. Agropecuária. Gênero. *Propensity Score Matching*.

ABSTRACT

One of the major challenges for Brazilian economic development is to eliminate hunger and malnutrition, especially among children. In this context, agriculture plays a fundamental role as a food provider. The objective of this study is to assess whether a greater female presence in the management of agricultural establishments is associated with lower rates of malnutrition among children up to five years of age. To this end, the quasi-experimental Propensity Score Matching (PSM) method is used. The treatment group consists of municipalities belonging to spatial clusters with a high female presence in charge of agricultural activities, and the control group consists of similar municipalities that do not belong to these clusters. The data on female leadership are from the latest Agricultural Census (IBGE, 2017), and the indicators of child malnutrition are from the Food and Nutrition Surveillance System (Ministry of Health, 2026). The results indicate that female leadership reduces the rate of malnourished children in municipalities where family farming predominates. Therefore, family farming acts as a mediator of the effect of female leadership on child malnutrition.

Keywords: Food Security. Brazil. Agriculture. Gender. Propensity Score Matching.

INTRODUÇÃO

A fome continua sendo um grande desafio para o desenvolvimento em muitos países. Embora alguns progressos tenham sido alcançados nos últimos anos, ainda há um longo caminho para erradicar a fome e a insegurança alimentar (FAO, 2025). O Brasil, apesar de ter saído do Mapa da Fome da ONU em 2024/2025, ainda apresenta um cenário preocupante. A proporção de domicílios em insegurança alimentar grave caiu de 4,1% para 3,2% entre 2023 e 2024, o que indica que cerca de 2 milhões de pessoas deixaram de passar fome nesse intervalo. Mas, apesar disso, as estatísticas oficiais apontam que 24,2% dos lares brasileiros ainda convivem com algum grau de insegurança alimentar (leve, moderada ou grave), totalizando aproximadamente 54,7 milhões de pessoas (IBGE, 2024).

A subnutrição causa problemas de saúde em todas as idades, mas é mais crítica em crianças. Diferentemente dos adultos, as crianças estão em uma fase de crescimento acelerado e de formação de sistemas vitais, tornando o impacto da falta de nutrientes mais devastador e, muitas vezes, irreversível. Em termos gerais, pode-se dizer que a subnutrição nessa fase da vida pode ocasionar problemas físicos e cognitivos, com consequências na vida adulta (Ministério da Saúde, 2005; Dipasquale, 2020; Kirolos *et al*., 2024; Roger *et al*., 2022; Ansuya *et al*., 2023).

Em relação aos problemas físicos, a subnutrição aumenta a vulnerabilidade a doenças, pois, ao enfraquecer o sistema imunológico, cria um ciclo vicioso de maior frequência de doenças (diarreias e infecções) e maior perda de nutrientes. Também leva ao atraso físico (baixa estatura para a idade), já que, nessa condição, o corpo prioriza funções básicas de sobrevivência em vez do crescimento ósseo e muscular. Além disso, estudos indicam que crianças subnutridas têm maior probabilidade de desenvolver doenças crônicas, como diabetes, hipertensão e problemas cardiovasculares na vida adulta (Ministério da Saúde, 2005; Dipasquale, 2020). No que se refere aos problemas cognitivos, a infância é um período crítico para a formação neural. A falta de nutrientes nessa fase da vida pode prejudicar permanentemente a memória, o raciocínio e o aprendizado, reduzindo o potencial escolar e profissional no futuro (Kirolos *et al*., 2024; Roger *et al*., 2022; Ansuya *et al*., 2023).

No Brasil, segundo dados do Sistema de Vigilância Alimentar e Nutricional do Ministério da Saúde (SISVAN), em 2025 havia entre 260 mil e 350 mil crianças subnutridas (de 3,3% a 4,5% do total), considerando os indicadores de peso e magreza para a idade. Se for considerado especificamente o indicador de altura

muito baixa ou baixa para a idade, o número aumenta para quase 850 mil crianças nessa condição (11% do total) (Ministério da Saúde, 2026).

Estudos mostram que existe uma correlação direta entre o maior poder de decisão das mulheres e melhorias nutricionais de crianças. Isso ocorre porque as mulheres tendem a priorizar gastos com saúde, educação e alimentação de qualidade para os filhos. Diferentemente dos homens, que tendem a reservar uma parcela maior da renda para consumo pessoal, as mulheres tendem a utilizar uma proporção maior com gastos para a família (Hoddinott; Haddad, 1995; Quisumbing, 2003). O relatório do Banco Mundial (World Bank, 2012) destaca que o aumento do controle de recursos pelas mulheres resulta em melhorias imediatas na sobrevivência e na nutrição das crianças. A ONU (2019) reforça que investir na autonomia econômica feminina é uma das estratégias mais eficazes para erradicar a fome infantil.

A Economia do cuidado foca em atividades essenciais para a reprodução da vida (limpeza, preparo de alimentos, amamentação). Quando mulheres ocupam espaços de comando ou têm autonomia financeira, elas conseguem estruturar políticas que valorizam esse tempo de cuidado, garantindo que a criança receba a atenção nutricional necessária nos primeiros anos de vida. Em termos de cargos de decisão política, há uma tendência maior de implementação de programas de segurança alimentar e suporte à primeira infância. No Brasil, o Bolsa Família prioriza o pagamento do benefício às mulheres justamente porque elas são gestoras mais eficientes no combate à subnutrição (Chattopadhyay; Duflo, 2004; Folbre, 2006; Hoppania, 2015).

O objetivo deste estudo é avaliar se uma maior presença feminina no comando de estabelecimentos agropecuários está associada a menores taxas de subnutrição de crianças de até cinco anos nos municípios brasileiros. Para tanto, é utilizado o método quase experimental *Propensity Score Matching* (PSM), em que o grupo de tratamento é formado por municípios pertencentes a *clusters* espaciais de liderança feminina na agropecuária, e o grupo de controle, por municípios similares, mas não pertencentes a esses *clusters*. Os dados de liderança feminina são do último Censo Agropecuário do IBGE (2017), e os indicadores de subnutrição infantil são do SISVAN (Ministério da Saúde, 2026).

Além desta introdução, na seção dois, é realizada a revisão bibliográfica teórica e empírica. A seção três apresenta detalhadamente os procedimentos metodológicos adotados. A seção quatro analisa e discute os resultados encontrados. Por fim, nas conclusões, são apresentados os principais achados do estudo.

REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

A segurança alimentar e nutricional infantil é um desafio multidimensional, influenciado por fatores que vão desde a disponibilidade de alimentos até práticas de cuidado e governança local. Em contextos rurais e de baixa renda, dois elementos têm recebido atenção crescente na literatura: a liderança feminina e a presença da agricultura familiar. Esta revisão apresenta uma fundamentação teórica e empírica que articula hipóteses sobre como essas variáveis podem interagir e influenciar indicadores de subnutrição infantil, considerando mecanismos como a economia do cuidado, a diversificação produtiva, a acessibilidade alimentar e a orientação mercadológica dos sistemas agrícolas.

LIDERANÇA FEMININA E ECONOMIA DO CUIDADO

A noção de que mulheres em posições de liderança tendem a priorizar políticas sociais e ambientais está ancorada na teoria da economia do cuidado (Folbre, 2006; Hoppania, 2015). Segundo essa abordagem, as mulheres são socializadas para assumir responsabilidades reprodutivas e de cuidado, o que pode se traduzir em maior atenção a temas como saúde, alimentação, educação e proteção social. Estudos sobre representação política mostram que mulheres em cargos públicos tendem a alocar mais recursos para áreas sociais (Chattopadhyay; Duflo, 2004).

Utilizando dados longitudinais e modelos de regressão com efeitos fixos, Ogutu *et al.* (2024) analisaram o efeito da liderança feminina sobre a diversidade alimentar domiciliar e indicadores de subnutrição na Índia. Os resultados mostram que o empoderamento feminino aumenta a diversidade alimentar e diminui a prevalência de baixo peso e magreza em crianças, mas não afeta a prevalência de atraso no crescimento infantil. Os autores concluem que a liderança feminina contribui para a melhoria da diversidade alimentar e da nutrição infantil, sendo uma estratégia promissora para melhorar a dieta das famílias e a nutrição infantil.

Resultados de diversos estudos mostram que, quando as mulheres têm controle sobre recursos e participam ativamente da tomada de decisões, a prevalência de subnutrição infantil no âmbito doméstico é reduzida (Emongor *et al*., 2021; Ahmed *et al*., 2012; Allendorf, 2007). Além disso, quando as mulheres participam da produção ou comercialização de seus produtos agrícolas, aumenta a sua influência no processo de tomada de decisões referentes ao uso da renda no âmbito

familiar. Isso, por sua vez, leva a uma melhoria no consumo doméstico (Ogutu *et al*., 2024; Aziz *et al*., 2021; Mutsami; Maina; Khonje, 2025; Ruel; Alderman, 2013).

Em um estudo aplicado para Bangladesh, Ahmed *et al.* (2012) analisaram os efeitos da liderança feminina na nutrição infantil. Seus resultados mostram que crianças cujas mães são as responsáveis pelas decisões domésticas apresentaram uma probabilidade menor de atraso no crescimento, baixo peso e magreza, em comparação com crianças cujas mães não participam das decisões. Allendorf (2007) analisa se o direito à terra empodera as mulheres e se isso influencia a saúde das crianças no Nepal. Os resultados confirmam ambas as hipóteses: mulheres proprietárias de terras têm maior poder de decisão familiar, e filhos de mães proprietárias de terras têm menor probabilidade de apresentar subnutrição (baixo peso).

Brollo e Troiano (2016) mostram, em estudo sobre municípios brasileiros, que a presença de mulheres no executivo municipal está associada a maiores investimentos em saúde básica e educação infantil, ainda que esses efeitos sejam moderados por condições estruturais de pobreza.

Agricultura familiar, diversificação produtiva e mercados locais

As evidências empíricas indicam que a diversificação da produção pode melhorar os indicadores nutricionais e pode resultar em melhor acesso e consumo de dietas de alta qualidade (Herforth; Ballard, 2016). Os alimentos obtidos por meio da produção agropecuária contribuem para a diversidade do consumo, particularmente entre famílias remotas com poucos recursos e acesso limitado ao mercado (Ruel; Quisumbing; Balagamwala, 2018).

A agricultura familiar é frequentemente associada a sistemas de produção mais diversificados e voltados para o autoconsumo e mercados locais, aumentando a disponibilidade física de alimentos nos municípios. Daí o conceito de circuitos curtos de comercialização (CCC). Esses circuitos, ao aproximarem o agricultor do consumidor final, promovem o desenvolvimento local, pois garantem que o dinheiro circule na própria região, além de valorizar o produto familiar e aumentar a renda dos produtores. Existem vários estudos que analisam a correlação entre CCC e segurança alimentar (FAO, 2014; Freitas; Rambo, 2019; Tittonell *et al*., 2021; Renting; Marsden; Banks, 2003).

Enquanto o agronegócio moderno está integrado a cadeias longas, destinando sua produção à exportação ou às indústrias de processamento, a agricultura familiar comercializa predominantemente em mercados próximos: feiras municipais, vendas diretas ao consumidor, programas institucionais como o PAA (Programa de Aquisição de Alimentos) e o PNAE (Programa Nacional de Alimentação Escolar). Esses CCC reduzem intermediários e preços, facilitando o acesso da população urbana pobre a alimentos frescos e mantêm a renda circulando na economia local (Schneider, 2009; FAO, 2014; Darolt; Rover, 2021).

Vários estudos de caso, usando o conceito de CCC, confirmam essas hipóteses. Esses circuitos, ao aproximarem o agricultor do consumidor final, promovem o desenvolvimento local, pois garantem que o dinheiro circule na própria região, além de valorizar o produto familiar e aumentar a renda dos produtores. A relação direta permite que os preços sejam definidos considerando parâmetros de qualidade e valores culturais e ambientais. As pesquisas nesse campo analisam experiências como feiras livres, lojas locais especializadas e vendas diretas na propriedade. Além da economia, os CCC reduzem a distância percorrida pelo alimento, resultando em menores perdas, menor impacto ambiental e menor emissão de gases de efeito estufa (Darolt *et al*., 2016; Gazolla; Schneider, 2017; Darolt; Rover, 2021; Verano; Figueiredo; Medina, 2021; Freitas; Nascimento; Costa, 2025).

Estudo de caso no semiárido brasileiro (Lopes *et al*., 2022) mostra que municípios com maior proporção de agricultura familiar apresentam maior variedade de alimentos em feiras livres e menores preços, comparados a municípios dependentes de alimentos importados de outras regiões. Do ponto de vista econômico, o aumento da oferta local diminui as perdas e pode exercer pressão de baixa nos preços desses alimentos. Em mercados locais, a produção interna é um determinante crucial do custo de vida alimentar (FAO, 2014).

O estudo de Roldan *et al.* (2021) analisa os CCC da cadeia de comercialização de queijos artesanais gaúchos, realçando que eles melhoram a confiança e a fidelidade entre os produtores e os consumidores. Já Miranda, Wegner e Dias (2024) estudam as feiras da agricultura familiar, destacando que elas promovem a estabilidade dos preços em contraste com as centrais atacadistas. Camilo (2023) conclui que, apesar das limitações do mercado local, os CCC melhoram a conexão entre produtores e consumidores, aumentando a renda agrícola. Santos, Coca e Salvaterra (2023)

focam na importância das cestas de produtos agroecológicos para a segurança alimentar, pois consolidam alianças entre comunidades rurais e urbanas.

Por fim, Pedrada *et al.* (2022) analisaram os CCC de agricultores familiares do Estado do Amapá em resposta à crise alimentar no período da pandemia. Por meio de pesquisa primária com entrevistas estruturadas, seus resultados mostram que o agricultor familiar resistiu à crise, organizando canais alternativos de comercialização, como entregas diretas, feiras nas comunidades agrícolas, entrega de cestas em condomínios e sistemas de *drive-thru*.

LIDERANÇA FEMININA, AGRICULTURA FAMILIAR E ACESSIBILIDADE ALIMENTAR

O impacto da agricultura na nutrição infantil não é automático. Ele depende de quem controla os recursos e de como a produção se conecta ao consumo. Mulheres agricultoras tendem a alocar uma proporção maior da renda e da produção para a alimentação infantil, mas esse efeito é maximizado quando há diversificação produtiva e mercados locais acessíveis, características típicas da agricultura familiar. Conforme Quisumbing, Meinzen-Dick e Malapit (2022), a vantagem nutricional do controle das mulheres sobre os recursos agrícolas é mediada pela estrutura do sistema alimentar: onde as mulheres produzem para consumo próprio ou para mercados locais, os efeitos são mais fortes; e onde a produção está integrada a longas cadeias de valor, os efeitos são menores.

Em uma revisão sobre políticas agrícolas, Verhart *et al.* (2016) mostram que aquelas que simultaneamente fortalecem a agricultura familiar e promovem liderança feminina têm impactos nutricionais 2,5 vezes maiores do que aquelas que atuam em apenas uma das dimensões. A sinergia opera porque a agricultura familiar fornece a plataforma produtiva para que as decisões femininas se materializem em alimentos disponíveis e acessíveis.

Segundo o relatório da FAO (2014), a agricultura familiar é a espinha dorsal dos sistemas alimentares locais nos países em desenvolvimento. Onde ela é forte, os preços dos alimentos são mais estáveis e a qualidade nutricional dos alimentos é maior, criando um ambiente favorável para que outros determinantes da nutrição infantil atuem. O relatório argumenta também que políticas de gênero na agricultura têm retornos marginais crescentes quando há uma base consolidada de agricultura familiar.

A segurança alimentar não depende apenas da disponibilidade de alimentos, mas também do acesso econômico a eles. Famílias pobres destinam uma proporção alta de sua renda à alimentação, tornando-as particularmente sensíveis a variações de preço (IBGE, 2019). Portanto, um ambiente de maior oferta e preços mais baixos, potencialmente gerado pela agricultura familiar local, pode melhorar significativamente a acessibilidade alimentar das famílias, principalmente as de menor renda. Esse mecanismo é um dos elos teóricos mais diretos entre a presença da agricultura familiar e a redução da subnutrição infantil em nível municipal.

Com o objetivo de avaliar os fatores associados à insegurança alimentar no Brasil, Jesus e Hoffmann (2024) afirmam que o problema do acesso aos alimentos não é de oferta, mas de baixo poder aquisitivo das famílias. Os autores estimaram o efeito do nível da renda domiciliar *per capita* e de outros fatores e concluíram que a renda é um fator condicionante fundamental da insegurança alimentar no Brasil. Com isso, a oferta diversificada e o comércio local de alimentos por parte da agricultura familiar podem representar uma melhoria do acesso aos alimentos pela via da redução ou estabilização dos preços (Miranda; Wegner; Dias, 2024).

Em termos de distribuição geográfica, pode-se dizer que a liderança feminina rural e a agricultura familiar não estão distribuídas aleatoriamente no território brasileiro. Elas estão mais concentradas em regiões de menor dinamismo econômico e maior vulnerabilidade social (Figura 2). Ao se estudarem os efeitos da liderança feminina sobre a subnutrição infantil, esses padrões espaciais devem ser considerados, pois os possíveis benefícios da liderança feminina podem ser ofuscados pelo contexto de privação e pobreza em que ela atua. Modelos econométricos que não consideram esse contexto não conseguem isolar os efeitos do tratamento e tendem a obter resultados distorcidos.

A partir desta revisão bibliográfica teórica e empírica, é possível construir um modelo explicativo para a relação entre liderança feminina, agricultura familiar e subnutrição infantil. A Figura 1 procura sintetizar as relações mais importantes. Ela inclui três eixos: a) a liderança feminina é mais voltada para o cuidado com a segurança alimentar; b) o papel da agricultura familiar na diversificação da produção e no abastecimento local de alimentos; e c) a melhoria do acesso a alimentos devido à maior oferta local e aos preços mais baixos. Isso resulta em menores taxas de subnutrição de crianças nos municípios.

Figura 1 | Relações entre liderança feminina, agricultura familiar e subnutrição infantil

Liderança feminina rural Agricultura familiar	Mercado local de alimentos	Município
Maior produção local de alimentos Maior variedade de produtos alimentares produzidos Menores preços dos alimentos Maior cuidado com a segurança alimentar	Feiras urbanas de produtos locais Vendas diretas porta a porta Restaurantes Comércio	Maior acessibilidade das famílias à produtos alimentares Menores taxas de subnutrição de crianças

Fonte: elaboração própria.

METODOLOGIA

Os modelos econométricos foram especificados de forma a capturar as características dos municípios e os contextos em elas estão inseridas, conforme evidenciado na revisão bibliográfica. Para representar as variáveis resposta foram escolhidos quatro indicadores de estado nutricional de crianças até cinco anos. A variável de tratamento foi definida por municípios pertencente a cluster espaciais de liderança feminina em estabelecimentos rurais. Além destas, foram utilizadas outras variáveis de controle representando características socioeconômicas dos municípios (lpib, lpop, pvabind, turural, metro, pPBF) e dos estabelecimentos agropecuários (area, ocup, temp, leite, atec, fam, educ), além de cinco *dummies* para capturar efeitos regionais. Todas as variáveis estão definidas no Quadro 1.

Para mensurar o efeito do tratamento (trat) sobre os indicadores de subnutrição infantil, optou-se pela utilização do método de Pareamento por Escore de Propensão (*Propensity Score Matching* – PSM). Esse método permite comparar os municípios que estão nesses *clusters* (grupo de tratamento) com municípios similares que não estão (grupo de controle) (Rosenbaum; Rubin, 1983; Imbens, 2004; Austin, 2011; Austin, 2017).

A escolha do PSM justifica-se pela natureza dos dados disponíveis. A última informação sobre mulheres chefiando estabelecimentos agropecuários em nível municipal é do Censo Agropecuário do IBGE de 2017 (IBGE, 2017). Embora existam dados comparáveis em censos anteriores, o longo intervalo de tempo entre eles (11 anos) inviabiliza o uso de métodos de análise longitudinal. Um período tão extenso pode introduzir inúmeras variáveis intervenientes e mudanças estruturais nas economias locais, que não seriam adequadamente capturadas, comprometendo a identificação do efeito causal específico.

O PSM permite construir um contrafactual robusto por meio do pareamento de municípios com base em características observáveis. Sua aplicação envolveu os seguintes passos: formação do grupo de tratamento; modelagem do escore de propensão; pareamento; teste de balanceamento; e estimação do efeito médio do tratamento sobre os tratados (ATT).

Quadro 1 | Variáveis usadas no estudo

Código	Descrição	Fonte
subnpi	Percentual (%) de crianças até 5 anos no município classificadas como peso muito baixo ou baixo (peso x idade) (2019)	Variável resposta (SISVAN)
subnpa	Percentual (%) de crianças até 5 anos no município classificadas como magreza acentuada ou magreza (peso x altura) (2019)	Variável resposta (SISVAN)
subnai	Percentual (%) de crianças até 5 anos no município classificadas como altura muito baixa ou baixa (altura x idade) (2019)	Variável resposta (SISVAN)
subnii	Percentual (%) de crianças até 5 anos no município classificadas como magreza acentuada ou magreza (IMC x idade) (2019)	Variável resposta (SISVAN)
trat	Município pertencente a cluster (LISA HH) de liderança feminina na atividade agropecuária (sim=1, não=0) (2017)	Tratamento
area	Área média (ha) dos estabelecimentos agropecuários localizados no município (2017)	IBGE
ocup	Média de pessoal ocupado por estabelecimento no município (Pessoas) (2017)	IBGE
temp	Percentual (%) de estabelecimentos agropecuários do município com atividade econômica produção de lavouras temporárias (2017)	IBGE
leite	Percentual (%) de estabelecimentos agropecuários do município cuja finalidade principal da criação de bovinos é leite (2017)	IBGE
atec	Percentual (%) de estabelecimentos agropecuários do município com assistência técnica (2017)	IBGE
fam	Percentual (%) de estabelecimentos agropecuários do município classificados como agricultura familiar (Decreto nº 9.064) (2017)	IBGE
educ	Percentual (%) de produtores do município com no máximo ensino fundamental (2017)	IBGE
turural	Presença de turismo rural no município (Sim=1, Não=0) (2017)	IBGE
lpop	Log natural da população total do município (2018)	IBGE
lpib	Log natural d Produto Interno Bruto do município (2018)	IBGE
pvabind	Percentual (%) de Valor Adicionado Bruto Industrial no total (2018)	IBGE
metro	Variável binária indicando se o município pertence a uma Região Metropolitana (Sim=1; Não=0) (2018)	IBGE
pPBF	Percentual de pessoas beneficiárias do Programa Bolsa Família no município (%) (2018)	MDS
Centro-Oeste	Região Centro-Oeste	IBGE
Nordeste	Região Nordeste	IBGE
Norte	Região Norte	IBGE
Sudeste	Região Sudeste	IBGE
Sul	Região Sul	IBGE

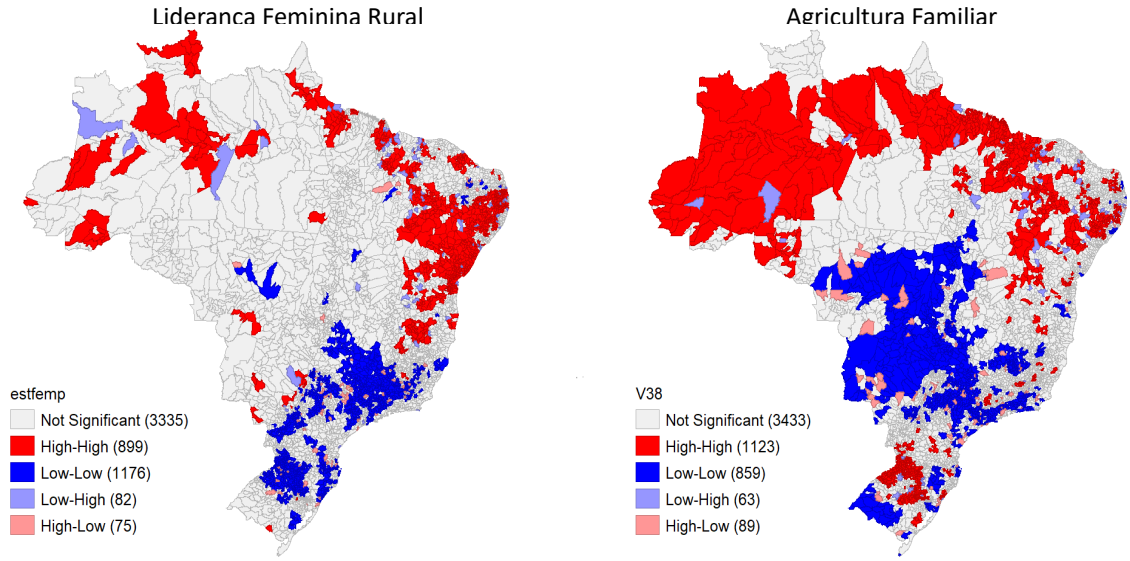
Fonte: elaboração própria.

Notas: MDS = Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à Fome; as informações sobre subnutrição usadas são do SISVAN/Ministério da Saúde, disponíveis apenas a partir de 2019.

O primeiro passo foi definir o grupo de tratamento. Para isso, utilizando o método LISA (Indicadores Locais de Associação Espacial), foram identificados os *clusters* espaciais (*high-high*) de liderança feminina na gestão agropecuária. Para aplicar esse método, foi utilizada uma matriz de pesos espaciais do tipo contiguidade de primeira ordem (Queen) (Anselin, 1988; Almeida, 2012; Arbia, 2014). A Figura 2 mostra a distribuição desses *clusters* nos municípios brasileiros. Os 899 municípios marcados em vermelho (*high-high*) no mapa da liderança feminina compõem o grupo de tratamento.

Os resultados dos *clusters* espaciais de liderança feminina e de agricultura familiar mostram uma grande concentração nos municípios das Regiões Nordeste e Norte do Brasil. Essas regiões, em geral, apresentam piores indicadores de subnutrição infantil. Essa realidade justifica a inclusão dos controles PIB *per capita* (lpib), participação do setor industrial (pvabind), cobertura do Bolsa Família (pPBF) e o termo de interação entre agricultura familiar e liderança feminina (fam*trat) (Equações 1 e 2).

Figura 2 | Clusters espaciais de liderança feminina rural e de agricultura familiar no Brasil 2017



Fonte: elaboração própria.

A modelagem do escore de propensão envolve a escolha das covariáveis para o pareamento e, por meio de um modelo *logit*, a estimação das probabilidades de cada município ser tratado, ou seja, estar em um *cluster* espacial de liderança feminina no meio rural (Caliendo; Kopeinig, 2008). O escore de propensão é definido como a probabilidade condicional de receber o tratamento, dadas as características observáveis (Wooldridge, 2002):

$$logit[Pr(trat_i = 1)] = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + ... + \beta_n X_n + \varepsilon \quad (1)$$

onde: $trat_i$ é uma variável *dummy* que indica o tratamento (trat); X_1, X_2, ..., X_n = covariáveis de características observáveis (Quadro 1); e β_1, β_2, ..., β_n = parâmetros a serem estimados.

A estratégia do pareamento é encontrar um grupo de controle que seja semelhante ao grupo tratado. Nesse processo, foram utilizados todos os 5.570 municípios brasileiros e o algoritmo do vizinho mais próximo (*nearest*), na proporção de 1:1, sem reposição, para encontrar um município de controle com escore de propensão o mais próximo possível do tratado. Com isso, após o pareamento, a amostra ficou com 1.798 observações (899 tratados + 899 controles).

Para verificar a qualidade do balanceamento entre os grupos, existem vários testes. Neste estudo, foi utilizada a diferença padronizada das covariáveis (Becker; Ichino, 2002). Os resultados do pareamento estão no Quadro 2. Observando as colunas da diferença padronizada, pode-se concluir que o mesmo foi bem-sucedido. Antes do pareamento, 15 das 18 covariáveis estavam desbalanceadas, indicando a necessidade de correção por viés de seleção. Depois do pareamento, apenas cinco covariáveis não ficaram balanceadas, considerando o critério de diferença padronizada menor ou igual a 0,1. Pode-se dizer, portanto, que os grupos se tornaram estatisticamente equivalentes nas características observadas.

Quadro 2 | Valores das variáveis e diferença estatística com e sem pareamento

Variáveis	Sem pareamento			Com pareamento		
	Média do grupo tratado	Média do grupo controle	Diferença Padronizada	Média do grupo tratado	Média do grupo controle	Diferença Padronizada
area	30,949	107,966	-1,601	30,949	37,859	-0,144
ocup	3,337	4,104	-0,335	3,337	3,515	-0,078
temp	36,778	27,969	0,451	36,778	38,075	-0,066
leite	9,630	23,495	-1,406	9,630	10,750	-0,114
atec	9,625	31,463	-2,282	9,625	10,345	-0,075
fam	79,187	71,183	0,776	79,187	78,906	0,027
educ	56,964	53,019	0,393	56,964	57,262	-0,030
turural	0,234	0,295	-0,144	0,234	0,182	0,121
lpop	9,832	9,400	0,429	9,832	9,693	0,138
lpib	12,165	12,393	-0,181	12,165	12,015	0,119
pvabind	9,866	13,957	-0,331	9,866	9,417	0,036
metro	0,025	0,031	-0,040	0,025	0,021	0,022
pPBF	50,044	26,506	1,818	50,044	50,329	-0,022
Centro-Oeste	0,010	0,098	-0,884	0,010	0,007	0,034
Nordeste	0,850	0,221	1,762	0,850	0,833	0,047
Norte	0,082	0,081	0,007	0,082	0,095	-0,045
Sudeste	0,055	0,347	-1,287	0,055	0,059	-0,020
Sul	0,003	0,254	-4,352	0,003	0,007	-0,058

Fonte: resultados da pesquisa

Nota: As variáveis estão balanceadas se a diferença padronizada entre os grupos for menor ou igual a um.

A estimação do efeito médio do tratamento sobre os tratados (ATT) foi realizada utilizando um modelo de mínimos quadrados ordinários ponderados (*weighted least squares*). As ponderações decorrem do processo de pareamento e indicam o peso das observações nas estimações. A Equação (2) mostra a especificação genérica dos modelos estimados.

$$Y = \alpha + \delta trat + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + ... + \beta_n X_n + \varepsilon \quad (2)$$

onde: Y = variáveis de resposta (subnpi, subnpa, subnai, subnii); X_1, X_2, ..., X_n = covariáveis (area, ocup, temp, leite, atec, fam, educ, turural, lpop, lpib, pvabind, metro, pPBF, *dummies* de regiões); α, δ, β_1, ..., β_n = parâmetros estimados; ε = resíduos. As variáveis que foram usadas no pareamento foram mantidas nas equações das estimações de impactos para capturar alguma heterogeneidade residual entre as observações após o pareamento (Bang; Robins, 2005; Austin, 2017; Nguyen *et al*., 2017). No entanto, apenas os coeficientes associados ao tratamento devem ser usados na análise de impacto. Todas as variáveis usadas estão definidas no Quadro 1.

Para capturar o possível efeito moderador da agricultura familiar sobre o efeito da liderança feminina nos indicadores de subnutrição infantil, foi incluído um termo de interação no modelo (fam*trat). A interação estatística indica se o efeito de uma variável independente (trat) sobre a variável dependente (subnpi, subnpa, subnai, subnii) depende do nível de outra variável independente (fam). Ao especificar um modelo com termo de interação para testar se uma variável altera o efeito de outra, está-se estimando um modelo de moderação.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os resultados são apresentados no Quadro 3. Os modelos apresentam R^2 ajustado entre 0,069 e 0,254, valores aceitáveis para estudos transversais e com variáveis endógenas que tendem a ser influenciadas por múltiplos fatores. O maior poder explicativo para subnai (déficit de altura para a idade) é esperado, pois este indicador reflete subnutrição crônica, associada a condições de pobreza. O VIF máximo de 4,485 indica ausência de multicolinearidade, e o uso de erros-padrão robustos confere maior confiabilidade aos resultados.

Observando os coeficientes associados ao tratamento (trat), observa-se que, em três dos quatro modelos estimados, o coeficiente da variável é positivo e estatisticamente significativo (subpi, subpa, subnii). Este resultado indica que, na ausência da agricultura familiar (fam = 0), os municípios com alta concentração de liderança feminina apresentam, em média, maiores percentuais de crianças subnutridas do que os municípios do grupo de controle. O coeficiente da variável agricultura familiar (fam) é positivo e estatisticamente significativo em todos os modelos. Este resultado sugere que, na ausência de liderança feminina (trat = 0), maior participação da agricultura familiar está associada a maiores taxas de subnutrição infantil. Estas evidências contradizem a hipótese de que a liderança feminina e a agricultura familiar melhoram a segurança alimentar infantil.

Estes resultados, no entanto, devem ser interpretados à luz da distribuição territorial da liderança feminina e da agricultura familiar no Brasil. Conforme documentado na literatura (Schneider, 2009; IBGE, 2017) e ilustrado na Figura 2, estas variáveis concentram-se nas regiões Nordeste e Norte, onde determinantes estruturais da subnutrição, como a pobreza, são mais prevalentes. Os coeficientes positivos de trat e fam provavelmente refletem estas circunstâncias de maior pobreza (Jesus; Hoffmann; Miranda, 2024).

Quadro 3 | Resultados dos modelos da estimação (erros-padrão robustos)

Variáveis	subnpi		subnpa		subnai		subnii	
	coef	sig	coef	sig	coef	sig	coef	sig
(Intercept)	-0,656		3,320	**	1,599		5,924	***
	(1,228)		(1,474)		(2,781)		(1,704)	
trat	1,708	*	2,037	*	0,778		2,459	**
	(**1,005**)		(**1,060**)		(**2,033**)		(**1,172**)	
fam*trat	-0,025	**	-0,025	*	-0,025		-0,029	**
	(**0,013**)		(**0,013**)		(**0,026**)		(**0,015**)	
area	0,004	***	0,005	**	0,003		0,006	**
	(0,001)		(0,002)		(0,002)		(0,003)	
ocup	0,081		0,010		0,188		0,003	
	(0,067)		(0,036)		(0,161)		(0,036)	
temp	0,004		0,000		0,020	**	-0,002	
	(0,003)		(0,004)		(0,008)		(0,004)	
leite	-0,017	***	-0,024	***	-0,037	***	-0,027	***
	(0,006)		(0,007)		(0,013)		(0,008)	
atec	-0,017	***	-0,029	***	-0,024	*	-0,040	***
	(0,006)		(0,006)		(0,013)		(0,007)	
fam	0,026	***	0,025	***	0,029	*	0,027	**
	(0,009)		(0,009)		(0,017)		(0,011)	
educ	-0,012	**	-0,016	**	-0,051	***	-0,024	***
	(0,006)		(0,006)		(0,014)		(0,007)	
turural	-0,226		-0,211		-0,668	**	-0,343	*
	(0,138)		(0,161)		(0,325)		(0,181)	
lpop	1,548	***	1,506	***	2,470	***	1,717	***
	(0,249)		(0,274)		(0,503)		(0,315)	
lpib	-1,053	***	-1,129	***	-1,193	***	-1,314	***
	(0,228)		(0,247)		(0,451)		(0,282)	
pvabind	0,019	***	0,029	***	0,017		0,038	***
	(0,007)		(0,008)		(0,016)		(0,009)	
pPBF	0,025	***	0,014	**	0,102	***	0,015	**
	(0,006)		(0,007)		(0,014)		(0,007)	
metro	1,453		1,186		0,850		1,437	
	(1,127)		(0,982)		(1,001)		(1,032)	
Nordeste	-0,552		-0,407		-2,736	**	-0,155	
	(0,516)		(0,721)		(1,104)		(0,859)	
Norte	0,818		-1,466	*	3,237	***	-1,354	
	(0,592)		(0,761)		(1,148)		(0,888)	
Sudeste	0,030		-0,356		-3,242	***	-0,205	
	(0,443)		(0,674)		(1,021)		(0,804)	
Sul	0,375		-0,634		-0,949		-0,893	
	(0,527)		(0,707)		(1,490)		(0,863)	
Obs	1798		1798		1798		1798	
R2 ajustado	0,131		0,069		0,254		0,081	
AIC	8557,96		9021,95		11252,05		9442,78	

Fonte: elaboração própria.

Notas: coef = coeficientes estimados; erro padrão entre parênteses; sig = significância estatística (*10%, **5% e ***1%); VIF máximo = 4,485 (lpib).

O coeficiente da interação (fam*trat) é negativo em todos os modelos e estatisticamente significativo para subpi, subpa e subnii. O sinal negativo da interação indica que o efeito marginal da liderança feminina sobre a nutrição infantil melhora à medida que aumenta a participação da agricultura familiar no município. Para quantificar essa melhora, calcula-se o efeito marginal condicional da liderança feminina como:

$$\partial subnutrição / \partial trat = \beta trat + \beta interação \times fam \quad (3)$$

onde: ∂subnutrição / ∂trat = efeito marginal do tratamento sobre os indicadores de subnutrição (subpi, subnai, subpa, subnii); βtrat = coeficiente associado ao tratamento sem interação; βinteração = coeficiente estimado da interação fam*trat; e fam = proporção de agricultores familiares nos municípios. Substituindo os coeficientes dos modelos com interação significativa, obtêm-se os pontos de inflexão conforme a Tabela 1.

Tabela 1 | Pontos de inflexão da interação entre tratamento e agricultura familiar

Indicador de subnutrição	βtrat	βinteração	Ponto de inflexão (fam)
subpi	1,708	-0,025	68,32%
subpa	2,037	-0,025	81,48%
subnii	2,459	-0,029	84,79%

Fonte: elaboração própria.

O ponto de inflexão representa o valor de fam a partir do qual o efeito da liderança feminina se torna negativo (isto é, passa a reduzir a subnutrição). Considerando a distribuição amostral de fam (média = 72,48%; mediana = 74,84%; 1º quartil = 64,03%), observa-se que: a) para subpi, o ponto de inflexão (68,32%) situa-se abaixo da mediana e do terceiro quartil, indicando que, em mais da metade dos municípios da amostra, a liderança feminina já produz efeito redutor sobre este indicador; e b) para subpa e subnii, os pontos de inflexão são mais elevados (81,48% e 84,79%, respectivamente), situando-se acima da mediana, mas ainda dentro do intervalo observado (máximo = 100%). Isto significa que, para estes indicadores, o efeito benéfico da liderança feminina se manifesta apenas nos municípios com participação da agricultura familiar muito elevada (acima do 3º quartil).

A liderança feminina em estabelecimentos agropecuários, por si só, não é condição suficiente para melhorar a segurança alimentar infantil. Para que isso ocorra, ela deve estar acompanhada de uma estrutura produtiva orientada para o mercado local e para a produção diversificada de alimentos. A agricultura familiar, ao promover cadeias curtas de comercialização e maior diversidade de produtos, cria as condições para que práticas diferenciadas das gestoras mulheres se traduzam em efetiva melhoria do acesso a alimentos. Sem essa base produtiva, os efeitos potenciais da liderança feminina não se manifestam, ficando ofuscados pelo contexto de pobreza estrutural em que essas lideranças geralmente se situam.

Este resultado é compatível com a teoria da economia do cuidado (Folbre, 2006) e com a abordagem dos sistemas alimentares territorializados (FAO, 2014). Mulheres em posições de comando tendem a priorizar a segurança alimentar e o bem-estar infantil, mas esta prioridade só se materializa em resultados concretos quando o território dispõe de uma infraestrutura produtiva e comercial que viabilize o acesso a alimentos saudáveis e a preços acessíveis. A evidência de que a liderança feminina no meio rural, isoladamente, associa-se a piores indicadores nutricionais, mas que esta relação muda em contextos de forte presença da agricultura familiar sustenta a tese de um efeito sinérgico entre as duas variáveis (Verhart *et al.*, 2016; Loli; Lima; Silochi, 2020; Quisumbing; Meinzen-Dick; Malapit, 2022).

CONCLUSÕES

O presente estudo teve por objetivo avaliar se uma maior presença feminina no comando de estabelecimentos agropecuários está associada a menores taxas de subnutrição infantil nos municípios brasileiros. Para alcançar este objetivo, empregou-se o método PSM, em que o grupo tratado foi formado por municípios pertencentes a *clusters* espaciais LISA *high-high* de alta presença de liderança feminina na atividade agropecuária.

O primeiro achado do estudo é que não há evidência de que a liderança feminina, isoladamente, reduza a subnutrição infantil. Ao contrário, os coeficientes da variável trat são positivos e estatisticamente significativos para três dos quatro indicadores de subnutrição (subpi, subpa e subnii). Este resultado pode estar associado ao contexto de privação em que os municípios tratados se localizam, em que a pobreza

atua como um forte determinante da subnutrição (Jesus; Hoffmann, 2024).

O segundo achado é que a agricultura familiar (fam) modera significativamente o efeito da liderança feminina. O coeficiente da interação fam*trat é negativo e estatisticamente significativo para subpi, subpa e subnii. Este resultado indica que, em municípios com alta presença da agricultura familiar, a liderança feminina diminui a subnutrição infantil. O cálculo dos pontos de inflexão revela que o indicador peso-idade passa a ser negativo quando a agricultura familiar ultrapassa 68% dos estabelecimentos agropecuários, patamar situado abaixo da mediana amostral. Para os demais indicadores, a diminuição da subnutrição ocorre quando a participação da agricultura familiar atinge níveis acima de 81%.

Em síntese, a liderança feminina no comando agropecuário está associada à redução da subnutrição infantil apenas quando combinada a contextos de elevada participação da agricultura familiar. Este padrão sustenta a tese de um efeito sinérgico: a agricultura familiar fornece uma plataforma produtiva diversificada e orientada ao mercado local, viabilizando a materialização do cuidado feminino com a segurança alimentar.

É importante apontar duas limitações do estudo. Primeira, a natureza da pesquisa não permite estabelecer relações causais de forma definitiva. Embora o pareamento por escore de propensão reduza o viés de seleção, não o elimina por completo, persistindo a possibilidade de viés por variáveis omitidas não observadas. Segunda, a variável de tratamento (trat) foi construída com base em *clusters* espaciais municipais, o que implica possível agregação de heterogeneidades intrarregionais.

Os resultados oferecem subsídios para o desenho de políticas voltadas à segurança alimentar nos municípios brasileiros. Primeiro, sugere-se integrar as políticas de promoção da equidade de gênero na agropecuária com outros programas, como o Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar (PRONAF), PNAE e PAA. Estes programas podem ser desenhados para ampliar a participação de mulheres agricultoras, seja como fornecedoras ou como protagonistas na definição dos produtos a serem adquiridos. Segundo, na focalização territorial das políticas, sugere-se considerar não apenas a vulnerabilidade socioeconômica, mas também o potencial sinérgico entre liderança feminina e agricultura familiar. Municípios que já apresentam ambas as características poderiam ter prioridade em programas de segurança alimentar, dado que tendem a gerar maior retorno social dos investimentos.

AGRADECIMENTOS

Os autores agradecem à CAPES pela concessão de bolsas de estudos de pós-graduação e ao CNPq pela concessão de bolsa de produtividade em pesquisa.

REFERÊNCIAS

AHMED, T.; MAHFUZ, M.; IREEN, S.; AHMED, A. M. S.; RAHMAN, S.; ISLAM, M. M.; *et al.* Nutrition of children and women in Bangladesh: trends and directions for the future. **Journal of Health, Population and Nutrition**, v. 30, n. 1, p. 1-11, 2012.

ALLENDORF, K. Do women's land rights promote empowerment and child health in Nepal? **World Development**, v. 35, n. 11, p. 1975-1988, 2007.

ALMEIDA, E. **Econometria espacial aplicada**. Campinas: Alínea, 2012.

ANSELIN, L. **Spatial econometrics: methods and models**. Dordrecht: Kluwer Academic Publishers, 1988.

ANSUYA; NAYAK, B. S.; UNNIKRISHNAN, B.; SHASHIDHARA, Y. N.; MUNDKUR, S. C. Effect of nutrition intervention on cognitive development among malnourished preschool children: randomized controlled trial. **Scientific Reports**, v. 13, art. 10636, 2023.

ARBIA, G. **A primer for spatial econometrics: with applications in R**. New York: Palgrave Macmillan, 2014.

AUSTIN, P. C. An introduction to propensity score methods for reducing the effects of confounding in observational studies. **Multivariate Behavioral Research**, v. 46, n. 3, p. 399-424, 2011.

AUSTIN, P. C. Double propensity-score adjustment: a solution to design bias or bias due to incomplete matching. **Statistical Methods in Medical Research**, v. 26, n. 1, p. 201-222, 2017.

AZIZ, N.; REN, Y.; RONG, K.; ZHOU, J. Women's empowerment in agriculture and household food insecurity: evidence from Azad Jammu & Kashmir (AJK), Pakistan. **Land Use Policy**, v. 102, art. 105249, 2021.

BANG, H.; ROBINS, J. M. Doubly robust estimation in missing data and causal inference models. **Biometrics**, v. 61, n. 4, p. 962-973, 2005.

BECKER, S. O.; ICHINO, A. Estimation of average treatment effects based on propensity scores. **The Stata Journal**, v. 2, n. 4, p. 358-377, 2002.

BROLLO, F.; TROIANO, U. What happens when a woman wins an election? Evidence from close races in Brazil. **Journal of Development Economics**, v. 122, p. 28-45, 2016.

CALIENDO, M.; KOPEINIG, S. Some practical guidance for the implementation of propensity score matching. **Journal of Economic Surveys**, v. 22, n. 1, p. 31-72, 2008.

CAMILO, G. A. P. V. Comercialização de produtos orgânicos: o caso dos agricultores da Central das Associações de Produtores Orgânicos do Sul de Minas (OSM). **Revista Campo-Território**, v. 18, n. 50, p. 52-77, 2023.

CHATTOPADHYAY, R.; DUFLO, E. Women as policy makers: evidence from a randomized policy experiment in India. **Econometrica**, v. 72, n. 5, p. 1409-1443, 2004.

CHOUDHURY, S.; HEADEY, D. D. Household dairy production and child growth: evidence from Bangladesh. **Economics & Human Biology**, v. 30, p. 150-161, 2018.

CRUZ, J. E.; XAVIER, J. B.; TEIXEIRA, S. M. Effects of technical assistance and rural extension actions on the quality of life of rural producers. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 62, n. 3, e276710, 2024.

DAROLT, M. R.; LAMINE, C.; BRANDENBURG, A.; ALENCAR, M. de C. F.; ABREU, L. S. Alternative food networks and new producer-consumer relations in France and in Brazil. **Ambiente & Sociedade**, v. 19, n. 2, p. 1-22, 2016.

DAROLT, M. R.; ROVER, O. J. (org.). **Circuitos curtos de comercialização, agroecologia e inovação social**. Florianópolis: Estúdio Semprelo, 2021.

DIPASQUALE, V.; CUCINOTTA, U.; ROMANO, C. Acute malnutrition in children: pathophysiology, clinical effects and treatment. **Nutrients**, v. 12, n. 8, art. 2413, 2020.

EMONGOR, R. A.; MAINA, F. W.; NYONGESA, D.; NGORU, B.; EMONGOR, V. E. Food and nutrition security and wildlife conservation: case studies from Kenya. *In:* GALANAKIS, C. M. (ed.). **Food security and nutrition**. London: Academic Press, 2021.

FAO. **The state of food and agriculture 2014: innovation in family farming**. Rome: Food and Agriculture Organization of the United Nations, 2014.

FAO. **Dairy's impact on reducing global hunger**. Chicago: Food and Agriculture Organization of the United Nations, 2020.

FAO; IFAD; UNICEF; WFP; WHO. **The state of food security and nutrition in the world 2025: addressing high food price inflation for food security and nutrition**. Rome: FAO, 2025.

FOLBRE, N. Measuring care: gender, empowerment, and the care economy. **Journal of Human Development**, v. 7, n. 2, p. 183-199, 2006.

FREITAS, T. D.; RAMBO, A. G. La política territorial del desarrollo rural en Brasil: preguntas y reflexiones sobre la reconexión entre producción y consumo de alimentos. **Cuadernos de Desarrollo Rural**, v. 16, n. 84, e24175, 2019.

FREITAS, I. F. de; NASCIMENTO, M. B.; COSTA, B. A. L. Circuitos curtos de comercialização e agroecologia como alternativas para sistemas agroalimentares. **Colóquio – Revista do Desenvolvimento Regional**, v. 22, n. 3, e1120, 2025.

GAZOLLA, M.; SCHNEIDER, S. (org.). **Cadeias curtas e redes agroalimentares alternativas: negócios e mercados da agricultura familiar**. Porto Alegre: Editora da UFRGS, 2017.

HERFORTH, A.; BALLARD, T. J. Nutrition indicators in agriculture projects: current measurement, priorities, and gaps. **Global Food Security**, v. 10, p. 1-10, 2016.

HODDINOTT, J.; HADDAD, L. Does female income share influence household expenditures? Evidence from Côte d'Ivoire. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 57, n. 1, p. 77-96, 1995.

HOPPANIA, H. K. **Care as a site of political struggle**. 2015. Academic dissertation (Doctor of Social Sciences) – Department of Political and Economic Studies, University of Helsinki, Helsinki, 2015.

IBGE. **Censo Agropecuário 2017: resultados definitivos**. Rio de Janeiro: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, 2019.

IBGE. **Pesquisa de Orçamentos Familiares 2017-2018: análise da segurança alimentar no Brasil**. Rio de Janeiro: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, 2020.

IBGE. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua: PNAD Contínua 2024**. Rio de Janeiro: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, 2024.

IMBENS, G. W. Nonparametric estimation of average treatment effects under exogeneity: a review. **The Review of Economics and Statistics**, v. 86, n. 1, p. 4-29, 2004.

JESUS, J. G. de; HOFFMANN, R. Insegurança alimentar no Brasil e relação com a pobreza e outros condicionantes, 2004 a 2023. **Segurança Alimentar e Nutricional**, v. 31, e024020, 2024.

JESUS, J. G. de; HOFFMANN, R.; MIRANDA, S. H. G. Insegurança alimentar, pobreza e distribuição de renda no Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 62, n. 4, e281936, 2024.

KIROLOS, A.; HARAWA, P. P.; CHIMOWA, T.; DIVALA, O.; FREYNE, B.; JONES, A. G.; *et al.* Long-term outcomes after severe childhood malnutrition in adolescents in Malawi (LOSCM): a prospective observational cohort study. **The Lancet Global Health**, v. 12, n. 8, p. e1268-e1278, 2024.

LOLI, D. A.; LIMA, R. de S.; SILOCHI, R. M. H. Q. Mulheres em contextos rurais e segurança alimentar e nutricional. **Segurança Alimentar e Nutricional**, v. 27, e020017, 2020.

LOPES, H.; PORTO, S. I.; MONTEIRO, D.; SILVEIRA, L.; PETERSEN, P.; ALMEIDA, S. G. de. **Mercados territoriais no semiárido brasileiro: trajetórias, efeitos e desafios**. Rio de Janeiro: AS-PTA – Agricultura Familiar e Agroecologia, 2022.

MINISTÉRIO DA SAÚDE (Brasil). **Manual de atendimento da criança com desnutrição grave em nível hospitalar**. Brasília: Ministério da Saúde, Secretaria de Atenção à Saúde, Coordenação-Geral da Política de Alimentação e Nutrição, 2005.

MINISTÉRIO DA SAÚDE (Brasil). **Sistema de Vigilância Alimentar e Nutricional (SISVAN)**. Brasília: Ministério da Saúde, 2026.

MIRANDA, S. P.; WEGNER, R. C.; DIAS, A. Comercialização nas feiras da agricultura familiar: um estudo de caso sobre a estrutura desses canais. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 62, n. 4, e281315, 2024.

MUTSAMI, C.; MAINA, K. W.; KHONJE, M. G. Women's off-farm employment improves household nutrition in Malawi. **Food Policy**, v. 136, art. 102874, 2025.

OGUTU, S.; MOCKSHELL, J.; GARRETT, J.; RITTER, T.; LABARTA, R.; ALVAREZ, D.; *et al.* Women's empowerment, household dietary diversity, and child anthropometry among vulnerable populations in Odisha, India. **PLoS ONE**, v. 19, n. 8, e0309206, 2024.

NGUYEN, T.-L.; COLLINS, G. S.; SPENCE, J.; DAURÈS, J.-P.; DEVEREAUX, P. J.; LANDAIS, P.; *et al.* Double-adjustment in propensity score matching analysis: choosing a threshold for considering residual imbalance. **BMC Medical Research Methodology**, v. 17, art. 78, 2017.

ONU WOMEN. **Progress of the world's women 2019-2020: families in a changing world**. New York: UN Women, 2019.

PEDRADA, A. K. L.; ALMEIDA, O. T. de; LAMARÃO, S. C.; ALVES-VALLES, M. C. Fortalecimento de circuitos curtos de comercialização como resposta à crise alimentar no Amapá. **Segurança Alimentar e Nutricional**, v. 29, e022021, 2022.

QUISUMBING, A. R. Food aid and child nutrition in rural Ethiopia. **World Development**, v. 31, n. 7, p. 1309-1324, 2003.

QUISUMBING, A. R.; MEINZEN-DICK, R.; MALAPIT, H. J. Women's empowerment and gender equality in South Asian agriculture: measuring progress using the project-level Women's Empowerment in Agriculture Index (pro-WEAI) in Bangladesh and India. **World Development**, v. 151, art. 105606, 2022.

ROGER, K.; VANNASING, P.; TREMBLAY, J.; BRINGAS VEGA, M. L.; BRYCE, C. P.; RABINOWITZ, A. G.; *et al.* Impact of early childhood malnutrition on adult brain function: an event-related potentials study. **Frontiers in Human Neuroscience**, v. 16, art. 945721, 2022.

RENTING, H.; MARSDEN, T. K.; BANKS, J. Understanding alternative food networks: exploring the role of short food supply chains in rural development. **Environment and Planning A**, v. 35, n. 3, p. 393-411, 2003.

ROLDAN, B. B.; AMBROSINI, L. B.; BREMM, C.; KROEFF, D. R. Perfil socioeconômico dos produtores de queijo colonial gaúcho e a importância da produção artesanal. **Revista Teoria e Evidência Econômica**, v. 26, n. 55, p. 297-310, 2021.

ROSENBAUM, P. R.; RUBIN, D. B. The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. **Biometrika**, v. 70, n. 1, p. 41-55, 1983.

RUEL, M. T.; ALDERMAN, H. Nutrition-sensitive interventions and programmes: how can they help to accelerate progress in improving maternal and child nutrition? **The Lancet**, v. 382, n. 9891, p. 536-551, 2013.

RUEL, M. T.; QUISUMBING, A. R.; BALAGAMWALA, M. Nutrition-sensitive agriculture: what have we learned so far? **Global Food Security**, v. 17, p. 128-153, 2018.

SANTOS, A. P.; COCA, E. L. de F.; SALVATERRA, J. R. A aliança entre campo e cidade na produção da soberania alimentar: o exemplo das cestas agroecológicas do Quilombo Campo Grande. **Caderno de Geografia**, v. 33, n. 73, e330103, 2023.

SCHNEIDER, S. **A diversidade da agricultura familiar**. 2. ed. Porto Alegre: Editora da UFRGS, 2009.

SMITH, L. C.; HADDAD, L. Reducing child undernutrition: past drivers and priorities for the post-MDG era. **World Development**, v. 68, p. 180-204, 2015.

TITTONELL, P.; FERNANDEZ, M.; EL MUJTAR, V. A.; PREISS, P. V.; SARAPURA, S.; LABORDA, L.; *et al.* Emerging responses to the COVID-19 crisis from family farming and the agroecology movement in Latin America: a rediscovery of food, farmers and collective action. **Agricultural Systems**, v. 190, art. 103098, 2021.

VERANO, T. C.; FIGUEIREDO, R. S.; MEDINA, G. S. Agricultores familiares em canais curtos de comercialização: uma análise quantitativa das feiras municipais. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 59, n. 3, e227495, 2021.

VERHART, N.; WIJNGAART, A. van den; DHAMANKAR, M.; DANIELSEN, K. **Bringing agriculture and nutrition together using a gender lens**. Amsterdam: KIT Royal Tropical Institute, 2016.

VICTORA, C. G.; CHRISTIAN, P.; VIDALETTI, L. P.; GATICA-DOMÍNGUEZ, G.; MENON, P.; BLACK, R. E. Revisiting maternal and child undernutrition in low-income and middle-income countries: variable progress towards an unfinished agenda. **The Lancet**, v. 397, n. 10282, p. 1388-1399, 2021.

WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric analysis of cross section and panel data**. Cambridge, MA: MIT Press, 2002.

WORLD BANK. **World development report 2012: gender equality and development**. Washington, DC: World Bank, 2012.

Esta obra está licenciada com uma Licença Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional.



fapeti

FUNDAÇÃO DE APOIO À PESQUISA,
TECNOLOGIA E INOVAÇÃO





UNITAU

Universidade de Taubaté