EFEITOS DAS ATIVIDADES NÃO AGRÍCOLAS NA SITUAÇÃO DE SEGURANÇA ALIMENTAR DOS DOMICÍLIOS RURAIS NO BRASIL

Effects of Non-Farm Activities on Food Security among Rural Households in Brazil

Vitor Hugo Miro
Docente PPGER/UFC. Fortaleza, CE, Brasil
Moisés Dias Gomes de Asevedo
Discente PPGER/UFC. Fortaleza, CE, Brasil

GT09. Trabalho, emprego, ocupações rurais

Resumo: Este artigo analisa os efeitos das atividades não agrícolas sobre a segurança alimentar dos domicílios rurais no Brasil, com base nos microdados da PNAD Contínua de 2023. A estratégia empírica consiste na estimação do efeito médio do tratamento sobre os tratados (ATT), em que o tratamento é definido como a presença de pelo menos um membro adulto ocupado em atividade não agrícola no domicílio. Dada a natureza não aleatória dessa participação, são utilizados métodos de balanceamento baseados no escore de propensão, incluindo pareamento por vizinho mais próximo, balanceamento por entropia e ponderação por escore de propensão (IPW), de modo a construir grupos comparáveis em termos de características observáveis. Os resultados indicam que o acesso a atividades não agrícolas está associado à redução da probabilidade de insegurança alimentar, especialmente nas formas mais severas (moderada e grave). As estimativas mostram-se robustas entre diferentes métodos de balanceamento, e a análise de sensibilidade sugere que os resultados são relativamente estáveis à presença de viés por variáveis não observadas. Os achados reforçam o papel da diversificação ocupacional como mecanismo relevante de mitigação da vulnerabilidade alimentar no meio rural, destacando a importância de políticas que ampliem o acesso ao setor não agrícola.
Palavras-chave: insegurança alimentar; atividades não agrícolas; domicílios rurais; diversificação ocupacional.

Abstract: This paper examines the effects of non-farm activities on food security among rural households in Brazil, using data from the 2023 Continuous National Household Sample Survey (PNAD Contínua). The empirical strategy relies on the estimation of the average treatment effect on the treated (ATT), where treatment is defined as the presence of at least one adult household member engaged in non-farm employment. Given the non-random nature of participation in non-farm activities, we employ propensity score-based methods, including nearest neighbor matching, entropy balancing, and inverse probability weighting (IPW), to construct comparable groups based on observable characteristics. The results indicate that access to non-farm activities is associated with a reduction in the likelihood of food insecurity, particularly in its more severe forms (moderate and severe food insecurity). The findings are robust across different balancing methods, and sensitivity analysis suggests that the results are relatively stable to potential bias from unobserved factors. Overall, the evidence highlights the role of livelihood diversification as an important mechanism for mitigating food vulnerability in rural areas and underscores the relevance of policies aimed at expanding access to non-farm opportunities.
Keywords: food insecurity; non-farm activities; rural households; livelihood diversification.

1. INTRODUÇÃO

A persistência da insegurança alimentar em áreas rurais permanece como um dos principais desafios socioeconômicos em países em desenvolvimento, mesmo em contextos de expansão de programas de proteção social e crescimento da renda média. Uma característica central desses territórios é a elevada dependência da renda agrícola, frequentemente associada a maior volatilidade, exposição a choques climáticos e instabilidade sazonal do trabalho.

Nesse contexto, a diversificação das fontes de renda, em particular por meio da inserção de membros economicamente ativos do domicílio em atividades não agrícolas, surge como um mecanismo potencial de redução da vulnerabilidade econômica e alimentar. Nesse sentido, a renda não agrícola poderia atuar como instrumento de suavização do consumo, reduzir a exposição a riscos produtivos e ampliar o acesso ao mercado de alimentos, especialmente em regiões onde a produção para autoconsumo é insuficiente ou instável.

Diante disso, a análise apresentada neste artigo tem o propósito de responder à seguinte questão de pesquisa: a presença de ocupação não agrícola nos domicílios reduz a probabilidade de insegurança alimentar entre domicílios rurais?

Para responder esse questionamento o presente trabalho tem como o objetivo o de verificar o efeito das atividades agrícolas na mitigação da insegurança alimentar nas famílias do meio rural. A estimação do efeito causal da diversificação ocupacional sobre a insegurança alimentar enfrenta desafios empíricos relevantes.

Em particular, a decisão de atuar em ocupações não agrícolas não é aleatória, podendo estar correlacionada a características observáveis e não observáveis dos indivíduos e domicílios, tais como nível educacional, acesso à infraestrutura e grau de vulnerabilidade socioeconômica prévia. Além disso, políticas públicas de transferência de renda, como o Programa Bolsa Família (PBF), afetam diretamente a condição de insegurança alimentar e podem, simultaneamente, influenciar decisões ocupacionais, o que torna necessária a separação entre o efeito da diversificação do trabalho e o impacto dessas políticas.

Dado esse contexto, a análise empírica requer uma estratégia que permita comparar domicílios observacionalmente semelhantes, diferindo essencialmente quanto à participação em atividades não agrícolas. Para isso, este estudo adota uma abordagem baseada em métodos de pareamento e reponderação, com o objetivo de estimar o efeito médio do tratamento sobre os tratados (*Average Treatment Effect on the Treated* – ATT).

Inicialmente, estima-se o escore de propensão por meio de um modelo logit, no qual a variável de tratamento, definida como a presença de ao menos um membro adulto ocupado em atividade não agrícola no domicílio, é explicada por um conjunto de características observáveis dos domicílios e de seus chefes. Entre essas características incluem-se variáveis demográficas, como idade, sexo e raça do chefe, nível educacional, composição familiar, inserção no mercado de trabalho, renda domiciliar per capita e indicadores de acesso a programas de transferência de renda.

Com base no escore de propensão estimado, adotam-se três estratégias complementares de balanceamento: pareamento por vizinho mais próximo (*nearest neighbor matching*), balanceamento por entropia (*entropy balancing*) e ponderação pelo inverso da probabilidade de tratamento (*inverse probability weighting* – IPW). Uma vez alcançado o balanceamento, os efeitos do tratamento são estimados por meio de modelos lineares, nos quais diferentes indicadores de insegurança alimentar são regredidos sobre a variável de tratamento.

Por fim, reconhecendo que os métodos adotados controlam apenas por características observáveis, realiza-se uma análise de sensibilidade à la Rosenbaum, com o objetivo de avaliar o grau de robustez dos resultados à presença de fatores não observados que possam influenciar simultaneamente a participação em atividades não agrícolas e a condição de insegurança alimentar.

2. AS ATIVIDADES NÃO AGRÍCOLAS E A INSEGURANÇA ALIMENTAR

O Relatório global da Food and Agriculture Organization of the United Nations - FAO (2023) evidencia um mundo ainda se recuperando de uma pandemia global e lidando com as consequências das constantes guerras nas porções orientais do mundo, afetando de forma significativa os mercados de alimentos e energia.

O Brasil acompanha essa contingência de pessoas com privação de alimentos, consoante mostra a Rede Brasileira de Pesquisa em Soberania e Segurança Alimentar e Nutricional - REDE PENSSAN (2023), que o Brasil tem apresentado desigualdade sociais e de acesso aos alimentos entre as macrorregiões, bem como entre os estados de uma mesma macrorregião.

As áreas rurais apresentam especificidades estruturais que contribuem para uma maior propensão a privação alimentar, isso decorre da elevada dependência da renda agrícola combinada com uma produção sazonal e exposição a mudanças, torna os rendimentos domiciliares mais instáveis. O trabalho seminal de Ellis (2000) evidencia que a limitações de acesso a mercados, infraestrutura e serviços públicos reforçam a fragilidade das estratégias de subsistência adotadas pelas famílias rurais. Dessa forma, a insegurança alimentar está também sujeita a volatilidade e imprevisibilidade dos meios de subsistência, o que torna mais desafiadoras as condições de vida no meio rural.

Graziano da Silva, Del Grossi e Campanhola (2002) evidenciam que o meio rural brasileiro passou por profundas transformações nas últimas décadas, processo denominado de “rurbano”, caracterizado pela crescente integração entre atividades agrícolas e não agrícolas,

refletida, entre outros aspectos, na redução da participação relativa da população ocupada exclusivamente na agropecuária e na expansão das ocupações não agrícolas no meio rural.

Esse movimento indica uma reconfiguração das estratégias de geração de renda dos domicílios rurais, nos quais a diversificação ocupacional passa a desempenhar papel central. No entanto, tal transição não implica necessariamente melhoria nas condições de bem-estar. Em muitos casos, a inserção em atividades não agrícolas ocorre em segmentos informais e de baixa produtividade, o que pode estar associado ao agravamento de condições de vulnerabilidade socioeconômica, embora, em outros contextos, a diversificação ocupacional possa contribuir para a ampliação da renda e redução da exposição a riscos. Relatórios internacionais também apontam que essas transformações podem gerar efeitos heterogêneos sobre a segurança alimentar ao longo do contínuo rural-urbano.

Reardon, Berdegué e Escobar (2001) tem trazido a importância da diversificação de renda para as comunidades agrícolas, porém ele alerta que as atividades não agrícolas apresentam um percentual de 40% do total e que o emprego dessas atividades não pode ser feito em detrimento de atividades agrícolas.

Sistematizando tudo isso para o Brasil, tem o trabalho de Schneider (2003) que introduz o conceito de pluriatividade, que coordenado com o novo rural brasileiro proposto por Graziano da Silva, Del Grossi e Campanhola (2001), determina que uma família é considerada pluriativa quando dentro de um determinado domicílio rural se exerce uma atividade agrícola e não agrícola.

A análise da insegurança alimentar no contexto rural pode ser fundamentada em diferentes abordagens teóricas que destacam tanto os determinantes econômicos do acesso aos alimentos quanto os mecanismos de adaptação dos domicílios frente a ambientes de risco. Uma das contribuições mais influentes é a abordagem proposta por Sen (1981), segundo a qual a insegurança alimentar não decorre apenas da disponibilidade de alimentos, mas, sobretudo, da capacidade dos indivíduos de acessá-los por meio da renda, da produção própria ou de transferências.

Nesse contexto, a instabilidade da renda constitui um dos principais determinantes da insegurança alimentar, especialmente em áreas rurais, onde os domicílios estão expostos a diferentes tipos de risco, como choques climáticos, variações de preços e sazonalidade da produção.

Com isso surge a hipótese de suavização do consumo que sugere que os domicílios buscam manter níveis relativamente estáveis de consumo mesmo diante de flutuações de renda,

recorrendo a diferentes mecanismos de ajuste, como poupança, crédito ou diversificação ocupacional (Morduch, 1995). Nesse sentido, a inserção em atividades não agrícolas pode funcionar como um mecanismo de seguro informal, ao fornecer uma fonte complementar de renda potencialmente menos correlacionada com os riscos específicos da produção agrícola.

A evidência empírica internacional sugere, de modo geral, que a diversificação da renda não agrícola está associada à melhoria das condições de vida e à redução da vulnerabilidade econômica em áreas rurais, embora com variações conforme o contexto analisado (Babatunde; Qaim, 2010; Owusu; Abdulai; Abdul-Rahman, 2011; Ifeoma; Agwu, 2014; Ojeleye; Saleh; Oyewole, 2014; Tesfaye; Nayak, 2021). Contudo, parte da literatura aponta que que a diversificação pode não ser suficiente para promover melhorias significativas nas condições de vida, especialmente em contextos de elevada informalidade e baixa produtividade (Maas *et al*., 2020).

Com base nesses elementos teóricos e empíricos, parte-se da hipótese principal de que a inserção em atividades não agrícolas pode atuar como um mecanismo de mitigação da insegurança alimentar. No entanto, espera-se que esses efeitos sejam heterogêneos, podendo ser mais pronunciados na redução das formas mais severas de privação, em comparação com a condição geral de insegurança alimentar.

3. METODOLOGIA

3.1. Dados e variáveis

Os dados utilizados são provenientes da base de microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNAD Contínua), do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). A amostra será restrita aos indivíduos residentes em áreas rurais, conforme a classificação adotada pela pesquisa.

3.2. Estratégia empírica de modelagem

Nesta seção, descrevem-se os métodos econométricos utilizados para estimar o efeito causal da ocupação não agrícola sobre a situação de insegurança alimentar de domicílios rurais no Brasil. Dada a natureza observacional dos dados e a não aleatoriedade da decisão de diversificação ocupacional, adotou-se o arcabouço de resultados potenciais (Rubin, 1974).

A variável de tratamento foi definida como uma *dummy* que assume valor 1 quando ao menos um membro adulto (15 anos ou mais), pertencente ao domicílio e ocupado, exerce

atividade não agrícola. Essa definição captura o acesso do domicílio ao setor não agrícola, independentemente da intensidade dessa participação.

3.2.1. Estrutura de resultados potenciais, efeito médio do tratamento e identificação

Considere uma população de domicílios localizados em áreas rurais, indexados por $i = 1, \dots, N$. Seja D_i uma variável indicadora que assume valor 1 se o domicílio i possui pelo menos um morador em ocupação não agrícola (tratamento) e 0 caso contrário. Com base no arcabouço de resultados potenciais, definimos $Y_i(1)$ como o valor do desfecho (insegurança alimentar) sob tratamento ($D_i = 1$) e $Y_i(0)$ sob controle.

Teoricamente, o efeito causal para cada domicílio é definido como $\tau_i = Y_i(1) - Y_i(0)$, sendo o resultado potencial dado por: $Y_i = D_i Y_i(1) + (1 - D_i) Y_i(0)$. O problema fundamental da inferência causal decorre do fato de que, para cada domicílio, apenas um dos resultados potenciais é observado. Empiricamente, o parâmetro de interesse neste estudo é o Efeito Médio do Tratamento nos Tratados (*Average Treatment Effect on the Treated* – ATT), dado por:

$$\text{ATT} = \mathbb{E}[Y_i(1) - Y_i(0) \mid D_i = 1].$$

Embora o termo $\mathbb{E}[Y_i(1) \mid D_i = 1]$ seja diretamente observável na amostra, o contrafactual $\mathbb{E}[Y_i(0) \mid D_i = 1]$ — ou seja, o desfecho que os domicílios tratados teriam caso não tivessem se diversificado — não é identificável sem hipóteses adicionais.

Para viabilizar a identificação e estimação do ATT duas condições fundamentais precisam ser satisfeitas (Rosenbaum e Rubin, 1983):

1. Seleção em observáveis (*unconfoundedness*), também denominada hipótese de independência condicional (*Conditional Independence Assumption* – CIA):

   $$(Y_i(1), Y_i(0)) \perp D_i \mid X_i,$$

   onde $X_i$representa um vetor de características observáveis do domicílio e de seus membros, que influenciam simultaneamente a decisão de diversificação ocupacional e a condição de insegurança alimentar. Sob essa hipótese, a participação em atividades não agrícolas é exógena condicional a X_i, permitindo a comparação entre unidades tratadas e não tratadas com características semelhantes.

2. Suporte comum (*overlap*):

   $$0 < \Pr(D_i = 1 \mid X_i) < 1,$$

   garantindo que, para cada valor de X_i, existam tanto unidades tratadas quanto não tratadas, viabilizando a construção de contrafactuais adequados.

Sob essas condições, o ATT pode ser estimado por meio de métodos que reequilibram a distribuição das covariáveis entre tratados e controles. Neste estudo, as estimativas são obtidas a partir de três abordagens: o pareamento por escore de propensão, implementado por meio da técnica de vizinho mais próximo *(Propensity Score Matching – Nearest Neighbor Matching)*, *Inverse Probability Weighting* (IPW) e Balanceamento por Entropia (*Entropy Balancing*). A utilização conjunta dessas estratégias permite avaliar a sensibilidade dos resultados ao método de estimação, uma vez que cada abordagem impõe diferentes hipóteses sobre o processo de seleção e sobre o uso das covariáveis. A convergência das estimativas obtidas reforça a robustez das inferências causais.

3.2.2. *Propensity Score Matching*

O escore de propensão (*propensity score*), definido por Rosenbaum e Rubin (1983) como a probabilidade de receber o tratamento condicional às covariáveis observadas, $e(X_i) = \Pr(D_i = 1 \mid X_i)$, permite balancear a distribuição das características observáveis entre grupos tratado e controle.

Neste estudo, o escore de propensão foi estimado por meio de um modelo logit, no qual a variável de tratamento, definida pela presença de ocupação não agrícola no domicílio, é explicada por características demográficas, socioeconômicas e de inserção produtiva dos domicílios e de seus chefes.

A partir dos escores estimados, aplicou-se o pareamento por vizinho mais próximo (*nearest neighbor matching*), com reposição, restrito à região de suporte comum. Para evitar pareamentos entre unidades pouco comparáveis, adotou-se um caliper de 0,2 desvios-padrão do logit do escore de propensão, conforme recomendado por Austin (2011)[1]. Cada unidade tratada foi pareada a um único controle (1:1), permitindo a estimação do efeito médio do tratamento sobre os tratados (ATT) por meio da diferença média dos desfechos entre unidades pareadas.

A qualidade do pareamento foi avaliada por meio das diferenças padronizadas de médias antes e após o balanceamento, considerando-se valores inferiores a 0,05 como indicativos de equilíbrio adequado entre os grupos (Austin e Stuart, 2015).

[1] O caliper é um limite de tolerância pré-estabelecido para a distância máxima permitida entre os escores de propensão de uma unidade tratada e uma unidade de controle, de modo que elas possam ser consideradas um par válido no pareamento. Formalmente, define-se um valor máximo δ tal que: $| \hat{e}(X_i) - \hat{e}(X_j) | \leq \delta$.

3.2.3. *Inverse Probability Weighting* (IPW)

Como alternativa ao pareamento, empregou-se a ponderação pelo inverso da probabilidade de tratamento (*Inverse Probability Weighting* - IPW), que consiste em reponderar as observações de modo a construir uma pseudo-população na qual a atribuição ao tratamento é independente das covariáveis observadas.

No caso do ATT, as unidades tratadas recebem peso unitário, enquanto as unidades de controle são ponderadas pela razão entre o escore de propensão e seu complemento. O efeito do tratamento é então obtido pela diferença entre as médias ponderadas dos desfechos nos grupos tratado e controle. Formalmente, os pesos são definidos como:

$$w_i = \begin{cases} 1, & \text{se } D_i = 1, \\ \dfrac{\hat{e}(X_i)}{1 - \hat{e}(X_i)}, & \text{se } D_i = 0. \end{cases}$$

O ATT é então estimado pela diferença entre as médias ponderadas dos desfechos nos grupos tratado e controle:

$$\widehat{ATT}_{IPW} = \frac{\sum_i w_i \, D_i Y_i}{\sum_i w_i \, D_i} - \frac{\sum_i w_i \, (1 - D_i) Y_i}{\sum_i w_i \, (1 - D_i)}.$$

A consistência do estimador depende da correta especificação do modelo de *propensity score* e da existência de suporte comum. Para reduzir a influência de pesos extremos, aplicou-se truncamento nos percentis 1 e 99 da distribuição dos pesos (Cole e Hernán, 2008).

3.2.4. Balanceamento por Entropia *(Entropy balancing)*

Como abordagem complementar, utilizou-se o balanceamento por entropia, proposto por Hainmueller (2012), que consiste em reponderar as unidades do grupo controle de forma a igualar exatamente as médias das covariáveis observadas entre tratados e controles.

O método determina pesos que satisfazem restrições de balanceamento ao mesmo tempo em que minimizam a divergência em relação a uma distribuição de referência, garantindo uma reponderação eficiente e evitando a atribuição excessiva de peso a poucas observações.

Após o balanceamento, o ATT é estimado por meio de uma regressão linear ponderada, em que as unidades tratadas recebem peso unitário e as unidades de controle recebem os pesos obtidos pelo procedimento de entropia. Nesse contexto, o coeficiente associado ao tratamento corresponde diretamente ao efeito médio do tratamento sobre os tratados.

Entre as principais vantagens do método destacam-se o balanceamento exato das covariáveis, a preservação da amostra e a maior estabilidade das estimativas em relação a outros métodos de reponderação.

Como complemento aos métodos baseados no *propensity score*, empregou-se o balanceamento por entropia. O método de balanceamento por entropia, proposto por Hainmueller (2012), fundamenta-se no conceito de entropia informacional de Shannon. A ideia central é encontrar um conjunto de pesos w_i para as unidades do grupo controle que satisfaça as restrições de balanceamento (i.e., igualdade de momentos das covariáveis entre os grupos) ao mesmo tempo em que maximiza a entropia desses pesos. Maximizar a entropia, neste contexto, significa tornar a distribuição dos pesos a mais uniforme possível, minimizando a divergência em relação a uma distribuição de pesos base (geralmente uniforme). Isso garante que o rebalanceamento seja feito da forma mais eficiente e com a menor variância possível, evitando a dependência excessiva de poucas observações com pesos extremos

Formalmente, sejam w_i os pesos atribuídos a cada domicílio controle ($D_i = 0$). O problema de otimização é:

$$\min_{w_i} \sum_{i:D_i=0} w_i \log w_i$$

sujeito a:

$$\sum_{i:D_i=0} w_i = 1, w_i \geq 0,$$

$$\sum_{i:D_i=0} w_i X_{ik} = \bar{X}_{k,\text{tratado}}, \forall k,$$

onde $\bar{X}_{k,\text{tratado}}$ é a média da covariável k na amostra tratada. As restrições podem incluir também momentos de ordem superior (variâncias, assimetrias) quando necessário. No presente estudo, foram estabelecidas restrições apenas sobre as médias das covariáveis, o que se mostrou suficiente para obter excelente balanceamento.

Uma vez obtidos os pesos w_i, o ATT é estimado por uma regressão linear simples ponderada:

$$Y_i = \alpha + \tau D_i + \varepsilon_i,$$

com pesos amostrais iguais a 1 para as unidades tratadas e w_i para as unidades de controle. O coeficiente τ corresponde exatamente ao ATT sob a hipótese de que, após a reponderação, as covariáveis estão balanceadas entre os grupos.

3.3. Desfechos Alternativos e Heterogeneidade de Efeitos

A insegurança alimentar domiciliar é um fenômeno multidimensional, usualmente classificado em níveis de severidade (leve, moderada e grave). Embora a literatura

frequentemente dicotomize esse indicador (segurança versus insegurança), há razões teóricas e empíricas para supor que o efeito da ocupação não agrícola possa não ser homogêneo ao longo dessa classificação.

Para investigar essa heterogeneidade, o efeito médio do tratamento sobre os tratados (ATT) foi estimado separadamente para três desfechos binários construídos a partir da Escala Brasileira de Insegurança Alimentar (EBIA): (i) insegurança alimentar (qualquer nível), (ii) insegurança moderada ou grave e (iii) insegurança grave. Para cada desfecho Y_i^k, o parâmetro de interesse é definido como:

$$ATT_k = \mathbb{E}[Y^k(1) - Y^k(0) \mid D = 1],$$

A estimação segue os mesmos procedimentos descritos anteriormente (PSM, IPW e balanceamento por entropia), aplicados separadamente a cada variável dependente.

Essa abordagem permite avaliar se o efeito da diversificação ocupacional varia conforme o grau de privação alimentar. Em termos econômicos, um efeito negativo sugere que a renda não agrícola atua como mecanismo de suavização do consumo, reduzindo a vulnerabilidade a choques de renda. Por outro lado, um efeito positivo pode indicar inserção em ocupações precárias, com rendimentos insuficientes para compensar a perda de produção para autoconsumo.

A análise estratificada por níveis de severidade cumpre dois propósitos complementares. Primeiro, permite testar se o efeito da diversificação ocupacional é monótono — isto é, se protege igualmente contra todas as formas de insegurança ou se sua ação se concentra nos estágios mais críticos. Segundo, fornece evidências sobre os mecanismos subjacentes ao eventual efeito causal.

A estimativa de um ATT negativo (ou seja, redução na probabilidade de insegurança) é compatível com a hipótese de que a renda não agrícola atua como instrumento de suavização do consumo, mitigando choques de renda e reduzindo a exposição ao risco próprio da atividade agropecuária. Nesse caso, a diversificação contribuiria para a estabilidade do orçamento doméstico e ampliaria o acesso regular a alimentos, especialmente em contextos de produção agrícola insuficiente ou instável.

Por outro lado, um ATT positivo (aumento da probabilidade de insegurança) não pode ser descartado *a priori*. Tal resultado sugeriria que a inserção em ocupações não agrícolas ocorre, em média, de forma precária — em postos de trabalho informais, de baixa produtividade e com rendimentos insuficientes para compensar a eventual redução da produção para autoconsumo. A positiva poderia ainda refletir a segmentação do mercado de trabalho rural, no

qual as oportunidades não agrícolas disponíveis às camadas mais vulneráveis são justamente aquelas de pior qualidade.

A estimação separada por ponto de corte da escala de insegurança permite, portanto, discriminar entre essas possibilidades. Caso o efeito protetivo seja detectado apenas (ou mais fortemente) nos níveis moderado e grave, isso reforça a interpretação da ocupação não agrícola como um mecanismo de prevenção contra a fome, mais do que um canal de promoção da segurança alimentar plena.

4. RESULTADOS

4.1. Balanceamento e estimação do efeito médio

A amostra final é composta por 30.054 domicílios rurais, dos quais 3.793 (12,3%) possuem pelo menos um morador ocupado em atividade não agrícola. A Tabela 1 apresenta as médias das principais variáveis para os grupos tratado (com ocupação não agrícola) e controle (exclusivamente agrícola).

Tabela 1. Estatísticas descritivas por condição de ocupação não agrícola

	SEM ocupação não agrícola	COM ocupação não agrícola
N	26.261	3.793
Inseg	0,315	0,337
Rdpc	1.310,1	1.121,1
n_dom	3,09	3,16
n_criancas	0,70	0,72
prop_adultos_ocup	0,68	0,78
idade_chefe	47,51	45,96
anos_estudo_chefe	7,16	7,11
prop_mulher_chefe	0,38	0,44
prop_negro_chefe	0,64	0,69
prop_pbf	0,36	0,42
prop_bpc	0,04	0,04

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa (IBGE/PNAD Contínua 2023).

Observa-se que a proporção de domicílios em insegurança alimentar é maior entre aqueles que possuem ocupação não agrícola (33,7%) do que entre os que dependem exclusivamente da agropecuária (31,5%). A diferença bruta é de 2,2 pontos percentuais (p.p.) e rejeita a hipótese de igualdade de médias (teste t, p-valor = 0,0068)[2].

[2] Em um teste de diferença de média temos: média controle (sem não-agro) = 0,315; média tratado (com não-agro) = 0,337; diferença ≈ 0,02 p.p. e p-valor = 0,0068 (significativo).

Do mesmo modo, a renda domiciliar per capita é menor no grupo tratado (R$ 1.121,1 contra R$ 1.310,1), uma diferença de cerca de 9% em termos de renda ($e^{0,086} - 1 \approx 9\%$) e estatisticamente significante (p-valor < 0,001)[3].

Além disso, os domicílios com ocupação não agrícola apresentam, em média, maior proporção de adultos ocupados, maior participação no Programa Bolsa Família, chefes mais jovens e maior proporção de mulheres e negros na chefia. Esse perfil sugere que a inserção em atividades não agrícolas não é aleatória: ao contrário, ela parece ser uma estratégia de sobrevivência adotada por domicílios socioeconomicamente mais vulneráveis. A renda mais baixa e a maior insegurança alimentar observadas no grupo tratado, em vez de indicarem um efeito deletério da diversificação, provavelmente refletem seleção negativa – ou seja, são justamente os domicílios mais pobres e menos favorecidos que buscam complementar a renda agrícola com ocupações não agrícolas, muitas vezes precárias e informais.

Essa hipótese é corroborada pela maior incidência do Bolsa Família entre os tratados (42% contra 36% nos controles), indicando que a diversificação ocupacional coexiste com a pobreza e a dependência de transferências governamentais. Portanto, a simples comparação de médias não condicionais não pode ser interpretada como efeito causal; ela reforça, ao contrário, a necessidade de controlar cuidadosamente as diferenças nas características observáveis entre os grupos.

Para lidar com o desbalanceamento das covariáveis, estimou-se o escore de propensão por meio de um modelo logístico que inclui todas as variáveis listadas na Tabela 1 (exceto o desfecho). A Figura 1 apresenta a distribuição dos escores estimados para os grupos tratado e controle.

A inspeção gráfica revela ampla sobreposição das distribuições, indicando a existência de suporte comum adequado. Nenhum domicílio tratado apresentou escore fora da região de suporte, o que permitiu a preservação de toda a amostra tratada (N = 3.793) nos procedimentos de pareamento e ponderação.

[3] No teste de diferença de média temos: média controle = 6,840; média tratado = 6,754; diferença ≈ 0,086 log points e p-valor < 0.0000000002425 (significativo).

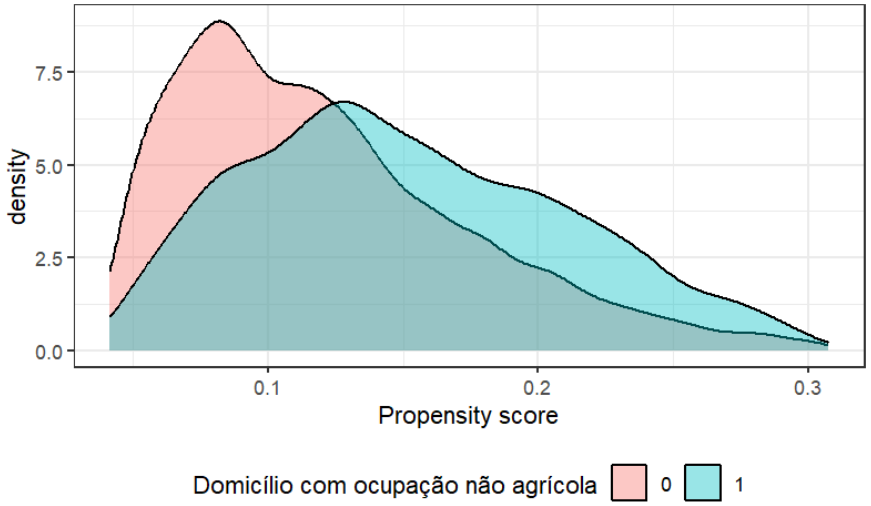

Figura 3. Densidade do *propensity score* por grupo
Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa (IBGE/PNAD Contínua 2023).

A Tabela 2 apresenta as diferenças padronizadas de médias para cada covariável antes e após a aplicação do pareamento por vizinho mais próximo com caliper de 0,2 desvios-padrão do logit do escore de propensão.

Antes do pareamento, observavam-se desequilíbrios relevantes, especialmente na proporção de adultos ocupados (SMD = 0,38) e no próprio escore de propensão (SMD = 0,50). Após o pareamento, todas as covariáveis apresentaram SMD inferiores a 0,05. O procedimento preservou a totalidade dos domicílios tratados (N = 3.793), que foram pareados a igual número de controles, resultando em uma amostra final balanceada para a estimação do ATT.

Tabela 2. Balanceamento das covariáveis antes e após o pareamento

Variável	**SMD (antes)**	**SMD (pós)**	**Inferência**
Escore de propensão	0,5049	0,0001	Balanceada (<0.05)
Idade (cont.)	-0,1137	-0,0038	Balanceada (<0.05)
Anos de estudo (cont.)	-0,0104	-0,0090	Balanceada (<0.05)
Mulher (bin.)	0,0687	0,0021	Balanceada (<0.05)
Negro (bin.)	0,0524	0,0113	Balanceada (<0.05)
n_dom (cont.)	0,0456	0,0473	Balanceada (<0.05)
n_criancas (cont.)	0,0167	0,0346	Balanceada (<0.05)
Prop. adultos ocupados (cont.)	0,3837	-0,0350	Balanceada (<0.05)
log (rdpcw +1) (cont.)	-0,1113	-0,0406	Balanceada (<0.05)
PBF (bin.)	0,0629	0,0137	Balanceada (<0.05)
BPC (bin.)	0,0008	0,0026	Balanceada (<0.05)

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa (IBGE/PNAD Contínua 2023).
Nota: SMD = diferença padronizada de médias. Valores absolutos < 0,05 indicam balanceamento adequado (Austin & Stuart, 2015).

De forma complementar às informações da Tabela 2, a Figura 2, a seguir, apresenta um gráfico conhecido como *love plot*, que mostra as diferenças padronizadas de médias (SMD) para cada covariável antes e depois do pareamento por vizinho mais próximo. Os círculos vermelhos (*unadjusted*) representam as diferenças na amostra original, enquanto os círculos azuis (*adjusted*) correspondem às diferenças após o pareamento.

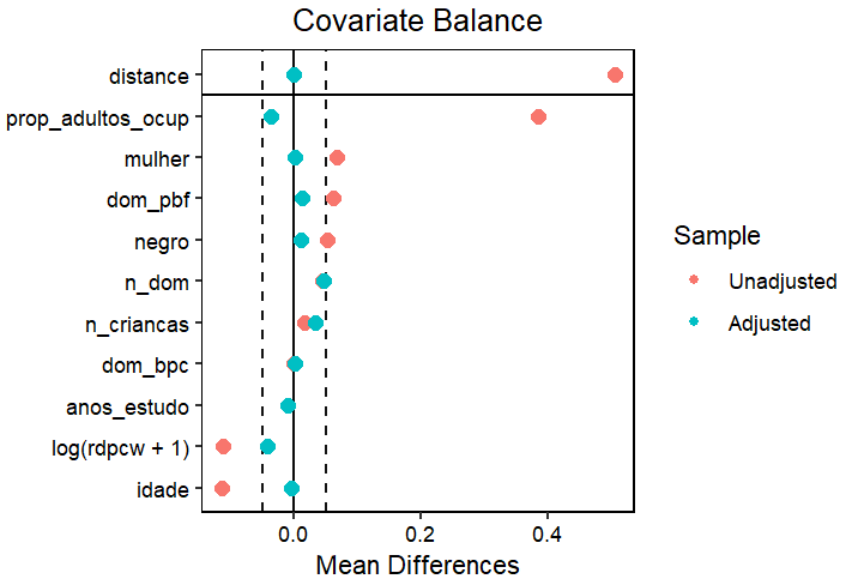

Figura 2. Love plot das diferenças padronizadas de médias antes e após o pareamento
Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa (IBGE/PNAD Contínua 2023).

A Tabela 3 sumariza as estimativas do ATT para os três desfechos de insegurança alimentar, obtidas por três métodos distintos: PSM (NN e caliper), Balanceamento por Entropia e IPW.

Tabela 3. Estimativas do ATT para os diferentes níveis de insegurança alimentar

Resultado	Método	ATT (p.p)	Erro padrão	Estatística t
Insegurança Alimentar (IA)	PSM (NN + caliper)	-0,004	0,011	-0,340
	Balanceamento por Entropia	-0,011	0,008	-1,259
	IPW	-0,013	0,008	-1,550
IA moderada ou grave	PSM (NN + caliper)	-0,013	0,007	-1,721
	Balanceamento por Entropia	-0,015	0,006	-2,600*
	IPW	-0,016	0,006	-2,876*
IA grave	PSM (NN + caliper)	-0,011	0,005	-2,189*
	Balanceamento por Entropia	-0,010	0,004	-2,780*
	IPW	-0,011	0,004	-3,018*

Nota: * p < 0,05. Erros-padrão robustos (HC1). ATT expresso em pontos percentuais.
Fonte: Elaboração própria com base nos microdados da PNAD Contínua (IBGE, 2023).

De forma geral, os resultados revelam um padrão consistente entre os métodos empregados. Para a insegurança alimentar total (considerando qualquer nível), as estimativas pontuais são negativas, porém não estatisticamente significativas. A magnitude dos efeitos varia entre –0,4 e –1,3 pontos percentuais, não sendo possível rejeitar a hipótese nula de ausência de efeito.

Por outro lado, ao considerar a insegurança alimentar moderada ou grave, emergem evidências mais robustas. As estimativas obtidas por balanceamento por entropia e IPW indicam reduções estatisticamente significativas na probabilidade desse desfecho, com efeitos de –1,5 e –1,6 pontos percentuais, respectivamente. O estimador baseado em pareamento aponta uma redução de magnitude semelhante (–1,3 p.p.), embora não alcance significância estatística ao nível convencional. A proximidade entre as estimativas sugere que a participação em atividades não agrícolas está associada à redução de situações de restrição alimentar mais severas.

Esse padrão se torna ainda mais claro quando se analisa a insegurança alimentar grave. Nesse caso, todas as estimativas são negativas e estatisticamente significativas, independentemente do método utilizado, com efeitos situados entre –1,0 e –1,1 pontos percentuais. A consistência entre os diferentes estimadores reforça a robustez dos resultados.

A convergência das estimativas obtidas por diferentes abordagens metodológicas – pareamento, reponderação por entropia e ponderação por probabilidade inversa – confere robustez aos resultados estimados. As magnitudes são bastante próximas e, quando significativas, os intervalos de confiança se sobrepõem, sugerindo que os resultados não são artifício de uma escolha metodológica particular.

A ausência de efeito significativo sobre a insegurança total, combinada com efeitos protetivos significativos e de magnitude não desprezível sobre as formas mais severas de insegurança, sugere que a ocupação não agrícola atua principalmente na margem extensiva da severidade. Em outras palavras, a diversificação ocupacional pode não ser suficiente para tirar o domicílio da condição de insegurança alimentar, mas impede que ele caia nos estágios mais críticos, caracterizados por fome e redução severa da quantidade de alimentos.

Esse padrão é compatível com a hipótese de suavização do consumo (*consumption smoothing*) em que a renda não agrícola, mesmo quando baixa e oriunda de ocupações precárias, funciona como um seguro parcial contra riscos e incerteza da produção ou da renda agrícola.

A convergência das estimativas obtidas por diferentes abordagens — pareamento e métodos de reponderação — constitui evidência adicional de robustez, reduzindo a probabilidade de que os resultados sejam sensíveis a uma estratégia empírica específica. As magnitudes estimadas são bastante próximas e, quando significativas, apresentam intervalos de confiança sobrepostos.

A ausência de efeito significativo sobre a insegurança alimentar total, combinada com efeitos estatisticamente significativos sobre suas formas mais severas, sugere que a ocupação não agrícola atua predominantemente na margem da severidade. Em outras palavras, a diversificação ocupacional pode não ser suficiente para retirar o domicílio da condição de insegurança alimentar, mas contribui para evitar a transição para estados mais críticos, caracterizados por fome e restrição severa de consumo.

Em termos de magnitude, a redução entre 1,3 e 1,6 pontos percentuais na insegurança moderada ou grave corresponde a uma queda relativa de aproximadamente 6% a 8% em relação à prevalência observada na amostra (cerca de 20%). Para a insegurança alimentar grave, a redução de cerca de 1,0 ponto percentual representa uma diminuição relativa próxima a 10% sobre a incidência basal (em torno de 10%). Embora os efeitos sejam de magnitude moderada, eles são economicamente relevantes, especialmente considerando que a variável de tratamento captura apenas a presença de ocupação não agrícola no domicílio, sem mensurar sua intensidade ou contribuição para a renda total.

Em síntese, os resultados indicam que, uma vez controladas as características observáveis, a presença de ocupação não agrícola no domicílio exerce um efeito protetivo sobre a insegurança alimentar nos seus níveis mais severos, ainda que não altere de forma significativa a incidência total do fenômeno. Esse resultado é consistente com a hipótese de suavização do consumo, segundo a qual a renda proveniente de atividades não agrícolas — mesmo quando instável ou de baixa remuneração — funciona como um mecanismo parcial de seguro diante da volatilidade da renda agrícola.

4.2. Análise de sensibilidade (Rosenbaum bounds)

Os métodos empregados até aqui controlam apenas os fatores observáveis. Permanece a preocupação de que variáveis não observadas (como motivação, rede de contatos, habilidades empreendedoras) possam enviesar as estimativas. Para avaliar a sensibilidade dos resultados a esse tipo de confundimento oculto, aplicou-se o teste de Rosenbaum (2002) sobre os pares formados pelo pareamento por vizinho mais próximo.

O parâmetro Γ representa o odds ratio de um fator não observado influenciar a chance de tratamento entre dois indivíduos com o mesmo escore de propensão. Assim, $\Gamma = 1$ indica ausência de viés; $\Gamma = 1{,}5$ significa que o fator não observado pode aumentar em 50% as chances de tratamento. A Tabela 4 reporta os p-valores (limite inferior e superior) para diferentes valores de Γ e para cada desfecho.

Para insegurança total, o p-valor já se torna não significativo ($\alpha = 0{,}05$) em $\Gamma = 1{,}1$. Isso significa que um viés não observado muito pequeno seria suficiente para tornar nulo o efeito (já não significativo na análise principal). Esse resultado é esperado e não compromete as conclusões, pois não há evidência de efeito nessa margem.

Para insegurança moderada ou grave, o limite inferior do p-valor cruza o limiar de 0,05 entre $\Gamma = 1{,}2$ e $\Gamma = 1{,}3$. Em $\Gamma = 1{,}3$ o p-valor é 0,027, indicando que o efeito permanece significativo. O ponto de ruptura é de aproximadamente $\Gamma = 1{,}25$. Um confundidor não observado precisaria aumentar em 25% a chance de tratamento para que o efeito estimado perdesse significância. Esse é um nível de robustez razoável segundo a literatura.

Para insegurança grave, a robustez é ainda maior. O efeito mantém-se significativo até $\Gamma = 1{,}5$ e cruza o limiar entre 1,5 e 1,6. Em $\Gamma = 1{,}6$ o p-valor é 0,013. Portanto, o ponto de ruptura situa-se próximo de $\Gamma = 1{,}55$. Esse é um valor elevado, indicando que os resultados para o nível mais severo de insegurança são pouco sensíveis à presença de confundidores não observados.

Tabela 4. Análise de sensibilidade (Rosenbaum)

Gamma (Γ)	**Insegurança**		**Inseg. Moderada+Grave**		**Inseg. Grave**	
	Lower	Upper	Lower	Upper	Lower	Upper
1	0,635	0,635	0,958	0,958	0,985	0,985
1,1	0,055	0,989	0,654	0,999	0,900	0,999
1,2	0,000	1,000	0,208	1,000	0,679	1,000
1,3	0,000	1,000	0,027*	1,000	0,388	1,000
1,4	0,000	1,000	0,002	1,000	0,164	1,000
1,5	0,000	1,000	0,000	1,000	0,052	1,000
1,6	0,000	1,000	0,000	1,000	0,013*	1,000
1,7	0,000	1,000	0,000	1,000	0,003	1,000
1,8	0,000	1,000	0,000	1,000	0,000	1,000
1,9	0,000	1,000	0,000	1,000	0,000	1,000
2	0,000	1,000	0,000	1,000	0,000	1,000

Nota: Γ é o odds ratio de um fator não observado afetar a probabilidade de tratamento. * indica o ponto em que o limite inferior do p-valor cruza 0,05.
Fonte: Elaboração própria.

Em conjunto, a análise de sensibilidade reforça a credibilidade das estimativas para os níveis mais graves de insegurança alimentar. Embora não se possa descartar completamente a presença de viés residual, os resultados sugerem que seria necessário um fator não observado de magnitude relevante para comprometer as conclusões. Em particular, a robustez é moderada para a insegurança moderada ou grave e elevada para a insegurança alimentar grave.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente trabalho evidenciou que a utilização de renda não agrícola mitiga a insegurança alimentar por meio da hipótese da suavização do consumo, mostrando que a renda não agrícola tem ajuda a sustentar as populações rurais frente as incertezas dos choques climáticos que a localização deles está sujeita.

Nesse sentido, análise empírica construiu que os domicílios com ocupação não agrícola são, em média, mais vulneráveis, apresentam menor renda, maior insegurança alimentar, maior dependência de programas como o Bolsa Família. Isso revela uma evidência importante de seleção negativa (domicílios mais propensos a ter insegurança alimentar também possuem maior propensão a alocar trabalho em atividades não agrícolas). A simples comparação de médias é enganosa e aponta na direção oposta ao efeito causal.

Existe um efeito protetivo da ocupação não agrícola concentrado na severidade. Após controlar as diferenças observáveis, a diversificação ocupacional não reduz a probabilidade de insegurança alimentar total, mas diminui significativamente a probabilidade de insegurança moderada/grave e grave. As reduções estimadas pelos métodos de entropia e IPW situam-se entre 1,5 e 1,6 p.p. para a insegurança moderada/grave, e entre 1,0 e 1,1 p.p. para a insegurança grave. O pareamento por vizinho mais próximo aponta magnitudes semelhantes, embora com significância estatística apenas para o desfecho grave.

Os resultados são replicáveis em três métodos distintos (pareamento, entropia e IPW) e resistem a níveis moderados a elevados de viés não observado, especialmente para o desfecho mais severo. A análise de sensibilidade indica que, para a insegurança grave, seria necessário um fator não observado que aumentasse em mais de 50% as chances de tratamento para anular o efeito ($\Gamma \approx 1{,}55$), conferindo elevada credibilidade à estimativa.

Essas evidências sugerem que a inserção em atividades não agrícolas, por mais que possa ser frequentemente precária, desempenha um papel protetivo não trivial ao evitar que choques adversos levem os domicílios rurais a situações de insegurança alimentar e privação alimentar extrema.

Em termos de política pública, o estímulo à pluriatividade pode ser uma estratégia relevante, especialmente em contextos de alta vulnerabilidade e mercados de trabalho imperfeitos.

Referências

AUSTIN, P. C. Optimal caliper widths for propensity-score matching when estimating differences in means and differences in proportions in observational studies. Pharmaceutical Statistics, v. 10, n. 2, p. 150–161, 2011.

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.; STUART, E. A. Moving towards best practice when using inverse probability of treatment weighting (IPTW) using the propensity score to estimate causal treatment effects in observational studies. Statistics in Medicine, v. 34, n. 28, p. 3661–3679, 2015.

BABATUNDE, R. O.; QAIM, M. Impact of off-farm income on food security and nutrition in Nigeria. Food Policy, v. 35, n. 4, p. 303–311, 2010. https://doi.org/10.1016/j.foodpol.2010.01.006

COLE, S. R.; HERNÁN, M. A. Constructing inverse probability weights for marginal structural models. American Journal of Epidemiology, v. 168, n. 6, p. 656–664, 2008.

ELLIS, F. Rural livelihoods and diversity in developing countries. Oxford: Oxford University Press, 2000.

FAO. The State of Food Security and Nutrition in the World 2023. Rome: FAO, 2023. https://doi.org/10.4060/cc3017en

GRAZIANO DA SILVA, J.; DEL GROSSI, M.; CAMPANHOLA, C. O que há de realmente novo no rural brasileiro. Cadernos de Ciência & Tecnologia, v. 19, n. 1, 2002. https://doi.org/10.35977/0104-1096.cct2002.v19.8795

GREIFER, N. cobalt: Covariate Balance Tables and Plots. R package version 4.6.2. 2026. Disponível em: https://CRAN.R-project.org/package=cobalt. Acesso em: 13 fev. 2026.

GREIFER, N. WeightIt: Weighting for Covariate Balance in Observational Studies. R package version 1.3.0. 2024.

HAINMUELLER, J. Entropy balancing for causal effects: A multivariate reweighting method to produce balanced samples in observational studies. Political Analysis, v. 20, n. 1, p. 25–46, 2012.

HAINMUELLER, J. ebal: Entropy balancing for causal effects. R package version 0.1-6. 2014.

HO, D. E.; IMAI, K.; KING, G.; STUART, E. A. MatchIt: Nonparametric preprocessing for parametric causal inference. Journal of Statistical Software, v. 42, n. 8, p. 1–28, 2011.

IFEOMA, O. B.; AGWU, N. M. Livelihood diversification and food security in rural Nigeria. Journal of Agricultural Economics and Development, v. 3, n. 3, p. 47–55, 2014.

MAAS, N. M.; MENDOZA-SASSI, R. A.; MEUCCI, R. D.; CESAR, J. A. Insegurança Alimentar em famílias de área rural do extremo sul do Brasil. Ciência & Saúde Coletiva, 25, 2605-2614, 2020.

MORDUCH, J. Income smoothing and consumption smoothing. Journal of Economic Perspectives, v. 9, n. 3, p. 103–114, 1995. https://doi.org/10.1257/jep.9.3.103

OJELEYE, O. A.; SALEH, M. K.; OYEWOLE, S. O. Income diversification and food security status of rural households. Journal of Economics and Sustainable Development, v. 5, n. 12, p. 12–20, 2014.

OWUSU, V.; ABDULAI, A.; ABDUL-RAHMAN, S. Non-farm work and food security among farm households in Northern Ghana. Food Policy, v. 36, n. 2, p. 108–118, 2011. https://doi.org/10.1016/j.foodpol.2010.09.002

REARDON, T.; BERDEGUÉ, J.; ESCOBAR, G. Rural nonfarm employment and incomes in Latin America. World Development, v. 29, n. 3, p. 395–409, 2001. Disponível em: https://ideas.repec.org/a/eee/wdevel/v29y2001i3p395-409.html

REDE PENSSAN. II Inquérito Nacional sobre Insegurança Alimentar no Contexto da Pandemia da COVID-19 no Brasil. São Paulo, 2022. Disponível em: https://www12.senado.leg.br/noticias/arquivos/2022/10/14/olheestados-diagramacao-v4-r01-1-14-09-2022.pdf

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. https://doi.org/10.1093/biomet/70.1.41

SCHNEIDER, S. A pluriatividade na agricultura familiar. Porto Alegre: Editora da UFRGS, 2003.

SEN, A. Poverty and famines: an essay on entitlement and deprivation. Oxford: Oxford University Press, 1981.

TESFAYE, W.; NAYAK, P. K. Effects of livelihood diversification on food security: evidence from rural Ethiopia. Sustainability, v. 13, n. 3, 2021