

**UM ESTUDO SOBRE OS DETERMINANTES DA RENDA DO TRABALHADOR  
DO CAMPO NA BAHIA EM 2023**

**A STUDY ON THE DETERMINANTS OF RURAL WORKER INCOME IN THE  
STATE OF BAHIA IN 2023**

**UN ESTUDIO SOBRE LOS DETERMINANTES DEL INGRESO DE LOS  
TRABAJADORES RURALES EN BAHÍA EN 2023**



10.56238/sevened2026.001-066

**Maria Orlandia de Melo Belmiro**

Mestre em Planejamento Territorial (PLANTERR)  
Universidade Estadual de Feira de Santana (UEFS)  
E-mail: [nandabelmiro@hotmail.com](mailto:nandabelmiro@hotmail.com)  
Lattes: <https://lattes.cnpq.br/6096534266359996>  
ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-3873-1031>

**Leandro Batista Duarte**

Doutor em Economia (PIMES)  
Universidade Estadual de Feira de Santana (UEFS)  
E-mail: [lbduarte@uefs.br](mailto:lbduarte@uefs.br)  
Lattes: <https://lattes.cnpq.br/4806705572357487>  
ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-4968-5368>

**Geovane dos Reis Dantas**

Graduando em Economia  
Universidade Estadual de Feira de Santana (UEFS)  
E-mail: [reisdantas.geovane@gmail.com](mailto:reisdantas.geovane@gmail.com)  
Lattes: <http://lattes.cnpq.br/9199820627402478>  
ORCID: <https://orcid.org/0009-0008-1594-5329>

**Jamile da Silva Teixeira Goes de Jesus**

Graduanda em Economia  
Universidade Estadual de Feira de Santana (UEFS)  
E-mail: [milegoes.jg@gmail.com](mailto:milegoes.jg@gmail.com)  
Lattes: <http://lattes.cnpq.br/1995947746118476>  
ORCID: <https://orcid.org/0009-0002-6344-8868>

**Paloma Fernandes Freitas**

Graduanda em Economia  
Universidade Estadual de Feira de Santana (UEFS)  
E-mail: [palomaf40@gmail.com](mailto:palomaf40@gmail.com)  
Lattes: <http://lattes.cnpq.br/2697109693486260>  
ORCID: <https://orcid.org/0009-0001-6457-6856>

**Kauan Ramos dos Santos**

Graduando em Economia  
Universidade Estadual de Feira de Santana (UEFS)  
E-mail: [Kauanramosrds@gmail.com](mailto:Kauanramosrds@gmail.com)  
Lattes: <http://lattes.cnpq.br/7461583508515154>  
ORCID: <https://orcid.org/0009-0008-0832-2422>

**Camilly de Jesus Galvão**

Graduanda em Economia  
Universidade Estadual de Feira de Santana (UEFS)  
E-mail: [camillygalvao05@gmail.com](mailto:camillygalvao05@gmail.com)  
Lattes: <http://lattes.cnpq.br/8224647944271192>  
ORCID: <https://orcid.org/0009-0002-9978-9816>

**João Marcos de Jesus Santana**

Graduando em Economia  
Universidade Estadual de Feira de Santana (UEFS)  
E-mail: [jm.dejesussantana@gmail.com](mailto:jm.dejesussantana@gmail.com)  
Lattes: <http://lattes.cnpq.br/7586962784208253>  
ORCID: <https://orcid.org/0009-0004-3124-3387>

**Wivison Souza de Almeida**

Graduando em Economia  
Universidade Estadual de Feira de Santana (UEFS)  
E-mail: [wivison1209@gmail.com](mailto:wivison1209@gmail.com)  
Lattes: <http://lattes.cnpq.br/5238460248983460>  
ORCID: <https://orcid.org/0009-0003-1491-6626>

**Amanda dos Santos Gonçalves**

Graduanda em Economia  
Universidade Estadual de Feira de Santana (UEFS)  
E-mail: [amandagclv@gmail.com](mailto:amandagclv@gmail.com)  
Lattes: <http://lattes.cnpq.br/5083443432939728>  
ORCID: <https://orcid.org/0009-0002-6164-7927>

**Cauan Barbosa da Silva**

Graduando em Economia  
Universidade Estadual de Feira de Santana (UEFS)  
E-mail: [cauandasilva999@gmail.com](mailto:cauandasilva999@gmail.com)  
Lattes: <https://lattes.cnpq.br/3999446244569594>  
ORCID: <https://orcid.org/0009-0007-3841-868X>

**Álefe Sampaio Santiago**

Graduando em Economia

Universidade Estadual de Feira de Santana (UEFS)

E-mail: alefesampaio.s@gmail.com

Lattes: <http://lattes.cnpq.br/5834975184778530>

ORCID: <https://orcid.org/0009-0004-0633-9627>

## RESUMO

Diante da importância da população do campo no mercado de trabalho, o presente estudo analisou o comportamento da renda do trabalhador do campo no estado Bahia durante o ano de 2023, utilizando dados que foram previamente disponibilizados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), através da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNAD contínua). Visando realizar uma comparação entre os gêneros, estima também os determinantes da renda para homens e mulheres separadamente, visto que existe a necessidade de investigação devido a discriminação que existe no mercado de trabalho brasileiro. Para tanto, a metodologia empregada, além de uma revisão bibliográfica, consistiu em realizar regressões com o uso do Método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Os resultados encontrados no estudo mostraram que os fatores como gênero, idade, escolaridade e condição no domicílio são peças essenciais para o rendimento do indivíduo e influenciam de forma significativa no mercado de trabalho da Bahia.

**Palavras-chave:** Renda. Mercado de Trabalho. População do Campo.

## ABSTRACT

Given the importance of the rural population in the labor market, this study analyzed the income behavior of rural workers in the state of Bahia during the year 2023, using data that were previously made available by the Brazilian Institute of Geography and Statistics (IBGE), through the Continuous National Household Sample Survey (PNAD continua). Aiming to make a comparison between genders, it also estimates the determinants of income for men and women separately, since there is a need for research due to the discrimination that exists in the Brazilian labor market. To this end, the methodology used, in addition to a literature review, consisted of performing regressions using the Ordinary Least Squares Method (OLS). The results found in the study showed that factors such as gender, age, education, and household conditions are essential for an individual's income and significantly influence the labor market in Bahia.

**Keywords:** Income. Labor Market. Rural Population.

## RESUMEN

Dada la importancia de la población rural en el mercado laboral, este estudio analizó el comportamiento de los ingresos de los trabajadores rurales en el estado de Bahía durante el año 2023, utilizando datos previamente proporcionados por el Instituto Brasileño de Geografía y Estadística (IBGE), a través de la Encuesta Nacional Continua por Muestreo de Hogares (PNAD Continua). Para realizar una comparación entre géneros, también se estiman los determinantes de los ingresos de hombres y mujeres por separado, ya que existe la necesidad de investigación debido a la discriminación existente en el mercado laboral brasileño. Para ello, la metodología empleada, además de una revisión bibliográfica, consistió en realizar regresiones mediante el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO). Los resultados del estudio mostraron que factores como el género, la edad, la educación y las



condiciones del hogar son componentes esenciales de los ingresos de un individuo e influyen significativamente en el mercado laboral en Bahía.

**Palabras clave:** Ingresos. Mercado Laboral. Población Rural.

## 1 INTRODUÇÃO

Desde a década de 1960 no Brasil, a agricultura experimentou um intenso processo de modernização que resultou em transformações nas condições de trabalho da população rural (Kageyama, 2008). Dessa forma, a industrialização da área rural brasileira começou com a criação do mercado interno em meados de 1950 e se consolidou em 1960 com o rompimento do “complexo rural” após vivenciar simultaneamente o processo de industrialização, resultando no desenvolvimento da divisão do trabalho e constituição do mercado interno (Santos, 2020). Assim, em bibliografias clássicas, é comum se referir a este momento histórico e espacial a partir das transformações nas estruturas técnicas, uma vez que, com o passar do tempo e com o emergir dos problemas sociais decorrentes, entendeu-se que a modernização da agricultura superou as questões técnicas e os processos produtivos, impactando desta forma, a população rural (Pessetti, 2021).

Na década de 90, houve uma mudança de pensamento e foram introduzidos novos conceitos (equidade e sustentabilidade) no crescimento econômico com enfoque nas políticas. Nesta visão, atenção especial foi dada à capacidade de as famílias rurais se adaptarem às mudanças socioeconômicas. Chambers e Conway (1991) reforçaram esta mudança ao apresentarem a abordagem de meios de subsistência (*sustainable livelihoods*). A ideia era que a estratégia de sobrevivência das famílias pudesse resultar num desenvolvimento sustentável e daí chamar atenção dos políticos para a necessidade da equidade na distribuição de recursos e oportunidade (Warren, 2002).

A economia do espaço rural brasileiro não se restringe às atividades relacionadas à agropecuária. Nas últimas décadas, o ambiente rural ganhou novas funções agrícolas e não agrícolas e oportunidades de trabalho e renda para os indivíduos que ali residem (Telles *et al.*, 2017). Na década de 1980, observava-se que a população remanescente do espaço rural passou a realizar atividades não exclusivamente agrícolas, como já há muito tempo nos países considerados desenvolvidos (Silva, 1997).

Alguns trabalhos analisaram dinâmicas populacionais referentes às pessoas ocupadas no espaço rural. Del Grossi e Silva (2006), Ferreira *et al.*, (2006), Balsadi e Gomes (2007), Siminione (2013) e Laurenti, Pellini e Telles (2015), fizeram uma análise acerca do território nacional. Balsadi (2005) e Balsadi e Borin (2006) para o estado de São Paulo; Bazotti *et al.*, (2009) e Laurenti (2013) para o estado do Paraná; Balsadi (2008) para o Centro-Oeste; Alves e Paulo (2012) para o Ceará, Silva Júnior (2006) para a região Nordeste e Sampaio (2018) para a Bahia.

A Bahia se manteve como o estado brasileiro com maior população rural em 2022, com cerca de 3,3 milhões de pessoas ou 23,3% dos moradores. Esses dados foram divulgados pelo Censo 2022 pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Em todo o Brasil, 12,6% da população, ou seja, 1 em cada 10 pessoas (25.572.339, em números absolutos) viviam em áreas rurais em 2022. No

estado da Bahia, o número equivale a 1 em cada 5 moradores. Depois da Bahia, os locais no período do Censo com as maiores populações rurais eram Minas Gerais e Ceará (IBGE, 2022).

Apesar desse resultado, houve uma queda no número absoluto de habitantes em áreas rurais no território baiano, desde 2000, e no total da população, desde 1991. Em 2022, ambos foram os menores registrados nos últimos 52 anos. Este cenário reflete uma realidade notada no âmbito nacional. Todas as regiões do país nesses últimos anos registraram queda na população rural. O Brasil perdeu 4 milhões de pessoas na zona rural e ganhou 16 milhões nas áreas urbanas em 12 anos. Conforme especialistas do IBGE, fatores como a migração, mudanças nas taxas de fecundidade (número de filhos por mulher) e o aperfeiçoamento do sistema de coleta de dados do Censo podem explicar essa mudança (IBGE, 2022).

Embora exista uma literatura acerca dessa temática, há uma escassez de pesquisas que contribuam para um melhor conhecimento acerca da população do campo e das características socioeconômicas das famílias rurais nesse espaço, bem como comparar as condições das famílias segundo o gênero. O estudo limita-se ao estado da Bahia, pela importância do rural que existe, onde parte significativa da população do campo mora na região (CENSO, 2022).

Com o objetivo de realizar uma discussão mais pormenorizada sobre o fenômeno de interesse em termos regionais, o presente trabalho analisou os determinantes da renda da população do campo no estado da Bahia para o mercado de trabalho, quantificando entre os demais fatores, a relação da educação com as chances de maior rendimento. Também de interesse da pesquisa, foi realizar uma comparação entre os gêneros no que tange ao efeito de tais determinantes para a renda dos trabalhadores no mercado de trabalho.

Para tanto, foram utilizados os dados da PNAD Contínua, realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Especificamente, procurou-se identificar a existência ou não de papel decisivo na educação para os mercados de trabalho considerados, assim como comparar os resultados encontrados para a Bahia.

O trabalho está dividido em mais quatro seções além desta introdução. A segunda seção apresenta algumas informações em torno do meio rural da Bahia. A terceira apresenta a metodologia considerada nessa pesquisa. Na quarta seção, são apresentados os resultados e discussões, que, de modo geral, tratam dos determinantes da renda dos trabalhadores do campo. Por fim, a quinta e última seção exibe as considerações finais.

## **2 POPULAÇÃO DO CAMPO NA BAHIA**

Embora existam diversas abordagens e critérios utilizados por diferentes autores, alguns elementos se mostram recorrentes na bibliografia quando se trata de compreender a essência do

ambiente rural, que variam desde a abundância de áreas verdes ou naturais até as relações e representações de ruralidade (Kageyama, 2008).

Na legislação brasileira existe uma composição específica para que os sujeitos sejam compreendidos como do campo ou camponeses. De acordo com o Decreto 7.352/2010, no Art. 1º, são considerados como populações do campo:

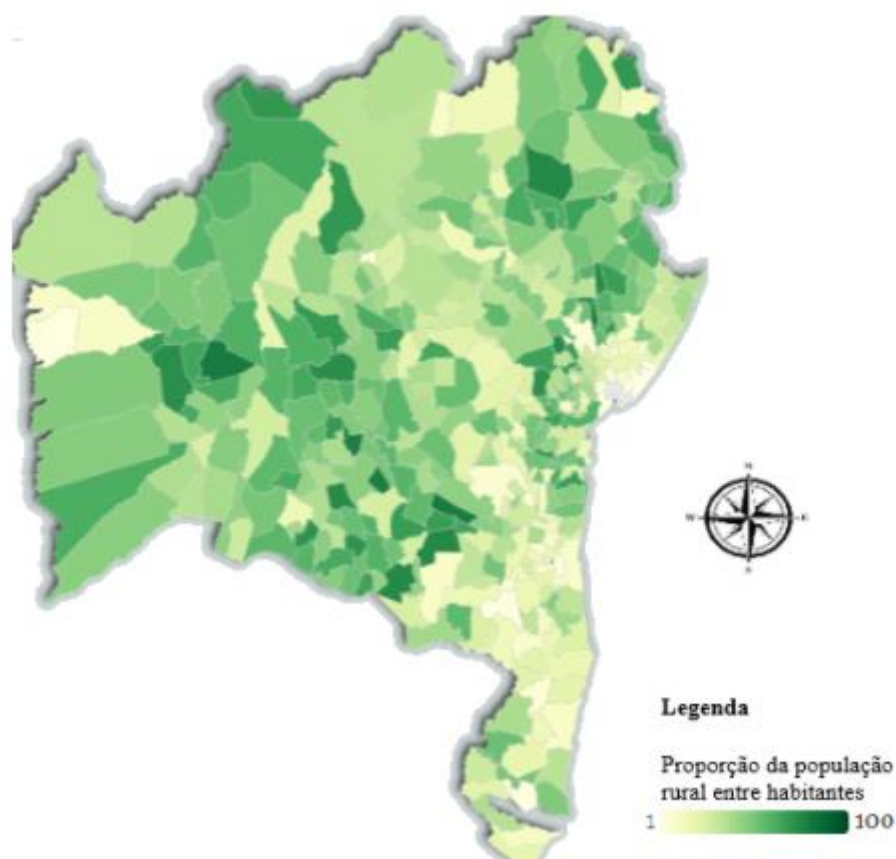
I - os agricultores familiares, os extrativistas, os pescadores artesanais, os ribeirinhos, os assentados e acampados da reforma agrária, os trabalhadores assalariados rurais, os quilombolas, os caiçaras, os povos da floresta, os caboclos e outros que produzam suas condições materiais de existência a partir do trabalho no meio rural (BRASIL, 2010).

Sendo assim, existem os camponeses, sendo eles agricultores familiares, trabalhadores rurais assentados ou acampados, assalariados e temporários que residam ou não no campo. Para além desta população, existem as comunidades tradicionais como os indígenas e os quilombolas, que habitam ou usam reservas extrativistas em áreas florestais ou aquáticas; comunidades de pescadores, aquicultores, conforme determina o referido Decreto. Segundo Santos (2013) acerca dessa temática, a compreensão do campesinato brasileiro está diretamente ligada à compreensão de território, e não significa ter uma visão mecânica, mas sim, considerar a estrutura e as dimensões que compreende o seu modo de vida, a partir de seu território, sua cultura, seus valores, suas formas de luta e resistência no enfrentamento com o capital, condições essenciais para continuar sendo camponês.

Especificamente, para o estado da Bahia, a população rural é maior que a população urbana em 128 das 417 cidades baianas, o equivalente a mais de 30% dos municípios, segundo os números obtidos pelo Jornal “Bahia Notícias” por meio do estudo “Malha de Setores Censitários Definitivos” do IBGE para o ano de 2024. Esse resultado demonstra que pouco mais de 2 a cada 10 baianos vivem em zonas rurais em seus respectivos municípios, no entanto, em algumas cidades esse número chega a 7 a cada 10 (Bahia, 2024).

O Jornal Bahia Notícias calculou a proporção habitacional de todos os 414 municípios baianos que possuem comunidades rurais. Neste cenário, 10 municípios se destacaram por possuir a maior porcentagem de população rural da Bahia, são eles: Brejolândia, Mirante, Érico Cardoso, Dom Basílio, Santanópolis, Lamarão, Anagé, Ipecaetá, Monte Santo e Tremedal. Todas essas cidades possuem mais de 70% da população vivendo na zona rural (Figura 1).

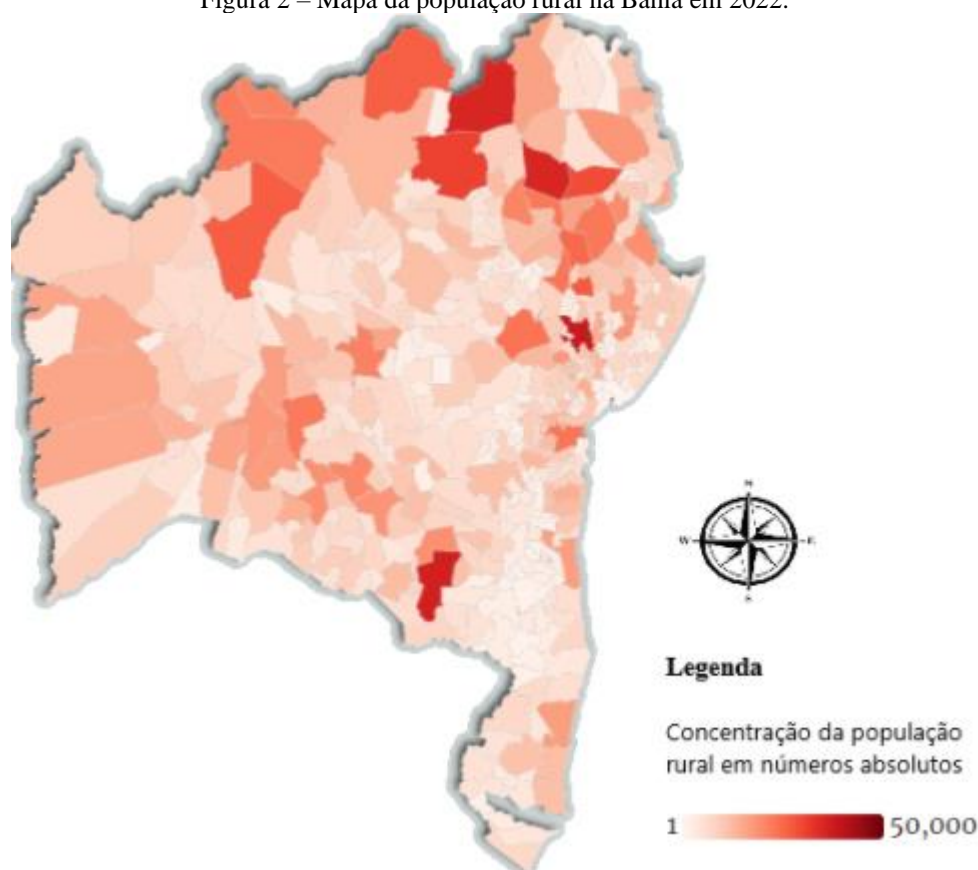
Figura 1 – Mapa da população rural na Bahia em 2022.



Fonte: Bahia Notícias (2024).

Em números absolutos, um total de 3.291.488 de baianos, o equivalente a 23% da população, vive na zona rural (Figura 2). Os números do IBGE também apontam que 99,2% dos municípios baianos possuem população rural, ou seja, 414. Todos os três municípios que não possuem zona rural na Bahia estão localizados na Região Metropolitana de Salvador e são eles: Itaparica, Madre de Deus e Salvador. Em números absolutos, 10 municípios baianos possuem a maior população rural da Bahia, sendo eles: Feira de Santana, Vitória da Conquista, Monte Santo, Juazeiro, Campo Formoso, Euclides da Cunha, Serrinha, Barra, Casa Nova e Araci. Juntos, esses municípios contabilizam 309.426 mil cidadãos rurais.

Figura 2 – Mapa da população rural na Bahia em 2022.



Fonte: Bahia Notícias (2024).

Com uma população rural expressiva na Bahia, surge a importância na geração de renda e riqueza para a economia. Dessa forma, ações voltadas para a inclusão socioprodutiva de famílias que vivem em comunidades rurais baianas têm sido, nos últimos anos, algumas das estratégias do Governo do Estado para promover o desenvolvimento rural da Bahia. São exemplos de ações o processo de agroindustrialização da produção, a assistência técnica e extensão rural (Ater) e o apoio à gestão de empreendimentos da agricultura familiar. Nessa perspectiva, a Secretaria de Desenvolvimento Rural (SDR) vem executando políticas públicas que garantam a renda e a permanência no campo dessas famílias de agricultores familiares.

De acordo com o secretário da SDR, a agricultura familiar na Bahia tem potencial econômico, a exemplo da atividade realizada pelas agroindústrias, possibilitando a entrada de muitas pessoas no mercado de trabalho e que o campo volte a ser um lugar seguro para se viver e produzir (ASCOM/ADAB, 2019).

Em 2024 o objetivo seria beneficiar mais de 5 mil famílias de agricultoras e agricultores familiares com R\$ 23 milhões para aumentar e ou diversificar a produção de alimentos e a geração de renda no campo. A aplicação dos recursos, oriundos do Ministério do Desenvolvimento e Assistência Social, Família e Combate à Fome (MDS) foi coordenada pela Secretaria de Desenvolvimento Rural (SDR) em parceria com a Secretaria das Mulheres do Estado (SPM). Do total de famílias beneficiadas,

60% são chefiadas por mulheres, participantes do Bolsa Família e da chamada ATER Biomas da Superintendência Baiana de Assistência Técnica e Extensão Rural (Bahiaater). Durante a ação, será repassado pelo MDS o valor de R\$ 4.600 por família, que também contribuirá para a melhoria da segurança alimentar e nutricional das mesmas (SDR, 2024).

### 3 METODOLOGIA

Esta pesquisa exigiu uma minuciosa coleta e qualificação de dados da PNAD Contínua e para ter uma maior precisão foram selecionadas variáveis específicas que auxiliaram no estudo e proporcionaram uma maior precisão na análise. Foi utilizado o método econométrico de análise por Mínimos Quadrados Ordinários.

Este modelo é uma ferramenta de otimização matemática que tem como finalidade buscar pelo melhor ajuste de um determinado banco de dados, fazendo assim com que a diferença de resíduos seja mitigada. Stock e Watson (2015) comentam que este método econométrico escolhe variáveis de modo que o modelo fique o mais próximo possível dos dados observados. Logo, eles mostram que é necessário analisar a robustez do modelo antes de iniciar o estudo. Os resíduos serão responsáveis para que seja possível obter tal proximidade.

Montgomery, Peck e Vining (2012) afirmam que o MQO é uma ferramenta essencial utilizada para estimação de parâmetros específicos em modelos matemáticos a partir de observações. O MQO permite ao pesquisador minimizar a soma dos quadrados das diferenças entre valores observados e os valores que foram preditos pelo modelo, permitindo ao pesquisador fazer ajustes mais confiáveis e precisos. A utilização do MQO é de extrema importância devido a seu potencial de fornecer *insights* baseados em seus dados empíricos.

A representação básica do MQO é a seguinte:

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \dots + \beta_n X_n + \varepsilon \quad (1)$$

Onde:

$Y$ : É o valor estimado da variável dependente;

$\beta_0$ : Intercepto da reta de regressão. o valor esperado de  $Y$  quando todas as variáveis independentes são iguais a zero.

$\beta_n$ : São os coeficientes de regressão, que representam a mudança esperada em  $Y$  para uma unidade de mudança em cada uma das variáveis independentes, mantendo as outras variáveis constantes.

$x_n$ : Variável independente;

$\varepsilon$ : é o termo de erro, que representa a diferença entre o valor observado de  $Y$  e o valor previsto pela equação de regressão.

Para este estudo foi usado dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD Contínua), estudo fornecido pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Os dados utilizados neste estudo foram manipulados utilizando o *software Stata 15*.

A Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNAD Contínua) é uma pesquisa estatística realizada pelo IBGE. Ela é uma evolução da antiga PNAD, buscando oferecer informações mais frequentes e detalhadas sobre o mercado de trabalho e outros indicadores sociais no Brasil. A PNAD Contínua é realizada ao longo do ano (mensalmente e trimestralmente, diferente da PNAD tradicional que ocorria anualmente. A PNAD contínua tem seu foco na coleta de dados principalmente voltados para renda, emprego e escolaridade.

A coleta de dados foi realizada por meio de dados secundários, abrangendo o período trimestral, sendo utilizado o primeiro trimestre de 2023. Nessa pesquisa, foram escolhidas essas variáveis: salário efetivo, escolaridade, gênero, experiência, raça, anos de estudo, idade, chefe de família para analisar o mercado de trabalho na Bahia (Quadro 1).

Optou-se por pessoas de 14 anos ou mais da população em idade ativa na semana de referência da PNAD, por ser a idade regulamentada para iniciar a trajetória profissional conforme a Lei 10.097/2000 dos jovens aprendizes. Foram considerados indivíduos no mercado de trabalho principal com renda positiva e que estavam no mercado de trabalho na semana de referência e na variável raça foi considerada a população autodeclarados brancos, preto e pardos. Na amostra foram selecionados indivíduos residentes no estado da Bahia. A criação de variáveis *dummies* foi necessária para categorizar características binárias, como gênero, cor ou raça, escolaridade e condição de família.

Quadro 1 - Descrição das variáveis do modelo.

Variáveis	Descrição	Fonte
logrenda	Logaritmo da renda real do trabalhador.	PNADC
Gênero	<i>Dummy</i> que assume valor 1 se forem do sexo feminino e zero para caso contrário.	PNADC
Idade	Anos de idade.	PNADC
Idade <sup>2</sup>	Variável para indicar experiência.	PNADC
Raça	<i>Dummy</i> que assume valor 1 se for branco e zero caso contrário. <i>Dummy</i> que assume valor 1 se for preto e zero caso contrário. <i>Dummy</i> que assume valor 1 se for pardo e zero caso contrário.	PNADC
Escolaridade	Baixo: Sem instrução e menos de 1 ano de estudo; Fundamental incompleto ou equivalente. Intermediário: Fundamental completo, Médio incompleto e Médio completo ou equivalente. Alto: Superior incompleto ou equivalente; Superior completo.	PNADC
Chefe	<i>Dummy</i> : 1 pessoa responsável pelo domicílio e 0 para demais.	PNADC

Fonte: Elaboração Própria, 2024.

Quanto aos sinais esperados nos modelos, nem sempre é fácil prever porque algumas relações como, por exemplo, as relações de gênero dependem da cultura de cada país. Desta forma, pode-se esperar que o gênero influencie na participação de indivíduos nas fontes de renda.

Espera-se que a idade do indivíduo se relacione de forma quadrática com a probabilidade de o indivíduo aumentar sua renda, obedecendo ao padrão do ciclo de vida do homem, ou seja, existe uma idade que maximiza a probabilidade de o indivíduo aumentar sua renda. Para o efeito, inclui-se no modelo a variável idade ao quadrado que deverá ter um sinal negativo nos resultados.

Em relação à educação do indivíduo, Reardon, Berdegué e Escobar (2001) afirmam que indivíduos com mais educação tendem a participar em atividades não-agrícolas de alta produtividade e com altas remunerações e tendem a evitar trabalhos agrícolas pela baixa rentabilidade da mão de obra. Desta forma, espera-se que a educação aumente a renda dos trabalhadores do campo.

Relativamente à educação do chefe de família, quanto mais anos de estudo tiver, maior será a renda, isto é, aumenta a probabilidade de especializar a sua mão de obra, auferindo um salário alto como também lhe confere melhor habilidade para gerenciar seus negócios. Walker *et al.* (2004) argumentaram que a inclusão de apenas o nível de escolaridade do chefe de família no modelo era suficiente porque o nível educacional do chefe é significativamente associado à educação dos restantes membros da família.

A equação a seguir representa o modelo de regressão utilizada neste trabalho:

$$\logrenda = \beta_1 Feminino + \beta_2 Idade + \beta_3 Idade^2 + \beta_4 Preto + \beta_5 Pardo + \beta_6 Intermediário + \beta_7 Alto + \beta_7 Chefe + u_i \quad (2)$$

Como variável dependente tem-se o logrenda que representa o *logaritmo* da renda do trabalhador, que ajudou a estudar melhor a situação dos indivíduos no espaço tempo escolhido. A transformação da variável da renda em *logaritmo* pode trazer benefícios, como reduzir assimetria e estabilização da variância.  $X$  é o vetor de variáveis que influenciam a renda,  $\beta$  é o vetor de coeficientes por determinar e  $e$  é o termo de erro aleatório.

Algumas variáveis econômicas como a renda não obedecem à distribuição normal, ou seja, têm uma cauda maior que a outra (assimetria  $> 0$ ). Quando assim ocorre, um modelo com a variável dependente em nível não explicará a maior parte da variação dos dados ( $R^2 < 0,3$  é comum para dados individuais em nível). Dados com valores altos de assimetria e Kurtose exigem o uso de modelos cujo termo do erro tem efeito multiplicativo e não com efeito aditivo, caso do modelo adotado nesta pesquisa. A solução para este problema é a transformação da variável dependente em logaritmo natural (Paulo, 2011).

Este modelo se chama log-linear e resulta da transformação do modelo exponencial cujo termo do erro é multiplicativo. Definindo  $u = \exp(e)$ , obtém-se  $Y = \exp(\beta X + e)$ , e tomando o logaritmo natural em ambos os termos, chega-se ao modelo log-linear equação (2). Dado que a variável dependente é expressa como  $\ln(Y)$  e as variáveis independentes estão em nível, os coeficientes resultantes deste modelo indicam mudanças proporcionais de  $Y$  em função das mudanças de  $X$ ,

chamadas de semi- elasticidades. Por exemplo, se  $\beta_j = 0,02$ , interpreta-se que um aumento de uma unidade em  $X_j$  está associado a um aumento proporcional de 0,02 ou 2% em  $Y$  se  $X_j$  for uma variável contínua (Cameron; Trivedi, 2009). Para variáveis dummies, Wooldridge (2003) sugere uma pequena transformação dos coeficientes. Se  $\beta_l$  for o coeficiente de uma variável dummy ( $X_l$ ), a diferença percentual exata em  $Y$  prevista quando  $X_l=1$  versus quando  $X_l=0$  será igual a  $100*[\exp(\beta_l)-1]$ . Por exemplo, se  $\beta_l = -0,15$  for coeficiente da variável sexo do chefe de família (homem = 0 e mulher = 1), diz-se que a renda de famílias chefiadas por uma mulher é, em média, 13,9% menor que a renda de uma família chefiada por um homem nas mesmas condições.

Algumas precauções relevantes na estimação de modelos de regressão linear por MQO são a multicolinearidade, heterocedasticidade e autocorrelação. Em relação a Multicolinearidade, o modelo de regressão linear clássico pressupõe ausência de multicolinearidade entre as variáveis independentes. A presença de colinearidade entre duas variáveis independentes aumenta a variância e a covariância dos estimadores e, como consequência, facilmente se pode não rejeitar a hipótese nula de que os coeficientes populacionais verdadeiros sejam iguais a zero, tendendo as estatísticas  $t$  de um ou mais coeficientes ser estatisticamente insignificantes. Mesmo com estatísticas  $t$  insignificantes, o  $R^2$  pode ser muito alto. Uma forma de detectar a presença de multicolinearidade é através do fator de inflação de variância (FIV). O inverso do FIV chama-se tolerância (TOL). O FIV é igual à unidade na ausência total da colinearidade e aumenta com o aumento da correlação entre as variáveis. Como regra prática, se o FIV for maior que 10, diz-se que a variável é altamente colinear (Gujarati, 2006).

Um requisito do modelo clássico é a de que os termos do erro da função de regressão populacional devem ter a mesma variância (homocedásticos). A heterocedasticidade tem várias origens, por exemplo, a presença de dados discrepantes (*outliers*), erro na especificação do modelo (omissão de variáveis relevantes) e assimetria na distribuição de algumas variáveis. Na presença de heterocedasticidade, os estimadores continuam consistentes, isto é, com o aumento da amostra, os coeficientes estimados tendem para o verdadeiro valor, mas deixam de ser eficientes, ou seja, deixam de ter a variância mínima. Na literatura, existem vários testes para detectar a presença de heterocedasticidade. Esta pesquisa usa o teste de Breusch- Pagan-Godfrey (BPG). Na presença de heterocedasticidade pode-se estimar o modelo com erros padrão com a correção de heterocedasticidade de White, também chamados de erros padrão robustos (Gujarati, 2006).

Por fim, tem-se a autocorrelação que no modelo clássico assume que o termo do erro associado a uma observação não é influenciado pelo termo do erro de qualquer outra observação. A autocorrelação é mais frequente em dados temporais (Greene, 2003). Em dados transversais, a autocorrelação pode ter origem na má especificação da forma funcional do modelo. Na presença de autocorrelação, os estimadores são consistentes e não tendenciosos, mas deixam de ser eficientes. A verificação da presença da autocorrelação pode ser feita pelo teste  $d$  de Durbin-Watson e de Breusch-

Godfrey (BG) também conhecido como teste LM (Gujarati, 2006). Ressalta-se que todos os teste econométricos necessários foram realizados e o modelo foi estimado com correção robusta de White e com os pesos amostrais..

Existem algumas limitações com os dados utilizados neste estudo. Em primeiro lugar, os dados utilizados foram da PNAD Contínua, visto que não foram disponibilizados oficialmente os dados do Censo 2022 que possibilitaria trazer mais informações em termo das estruturas dos domicílios. Em segundo lugar, o estudo considerou a população do campo como indivíduos que residem na área rural, pois os dados do IBGE classificam as áreas em duas dimensões apenas, urbanas e rurais, considerando como rural as áreas externas ao perímetro urbano das sedes municipais ou distritais e também externas às áreas urbanas isoladas definidas por Lei Municipal (IBGE, 2010). Uma limitação desta classificação é que as estimativas das populações urbanas e rurais acabam influenciadas pela delimitação administrativa dos poderes públicos locais, muitas vezes dissociadas das características estruturais ou funcionais do território. Também podem ser afetadas pelo processo de emancipação municipal, que, ao criar novas sedes municipais, transforma muitas vezes uma população antes rural em urbana. Critérios alternativos são propostos na literatura nacional, por exemplo, considerando como rurais os residentes de municípios que apresentem pouca população, baixa densidade e não pertençam a grandes aglomerações metropolitanas (Veiga, 2005).

#### 4 RESULTADOS E DISCUSSÕES

A análise estatística das variáveis selecionadas do banco de dados foi realizada com o *software* Stata 15, e permite a obtenção de resultados preliminares para o estado da Bahia. As médias e os desvios padrão das variáveis incluídas no modelo econométrico para o ano de 2023, levando em conta os dados da PNAD Contínua, são apresentados na Tabela 1, a seguir. No caso das variáveis *dummies*, a média é a proporção de casos em que a variável assume o valor 1. A amostra é composta por trabalhadores na faixa etária entre 14 e 100 anos, sendo 6.237 homens e 2.672 mulheres, sendo um total de 8.909 observações.

Em relação aos anos de estudo, as estatísticas confirmaram que os indivíduos apresentam, em média, nível educacional baixo. Quanto à posição no domicílio, verificou-se, que os chefes são metade da amostra representando, em geral, 50%. Os dados mostrados ainda apresentaram a existência de maior proporção de pessoas que se declaram pretas e pardas na Bahia. A amostra apresenta uma média de idade na faixa dos 41 anos.

Tabela 1 – Estatística Descritiva para amostra em geral.

Variáveis	Média	Desvio padrão	Mínimo	Máximo
Renda	1.035,98	1483,05	10	25.000
Feminino	0,30	0,45	0	1
Masculino	0,70	0,40	0	1
Idade	41,7	14,44	14	100
Idade <sup>2</sup>	1948,05	1292,05	196	10000
Branco	0,18	0,39	0	1
Preto	0,24	0,41	0	1
Pardo	0,58	0,49	0	1
Baixo	0,64	0,40	0	1
Intermediário	0,31	0,46	0	1
Alto	0,05	0,22	0	1
Chefe	0,50	0,50	0	1
Observações	8.909	-	-	-

Fonte: Elaboração própria com base na PNAD Contínua 2023.

A estimação das equações para os determinantes da renda foi realizada para a mostra em geral (Tabela 2) e também separadamente, para homens e mulheres (Tabela 3). No que tange à significância, observou-se que a grande maioria das variáveis foi significativa a 1%, ressaltando a importância de tais regressores para a explicação da renda dos trabalhadores do campo no mercado de trabalho na Bahia. No que se refere ao mercado de trabalho para a Bahia, a renda foi influenciada pelo gênero, escolaridade, idade e posição no domicílio (Tabela 2).

Tabela 2 - Estimação robusta para o logaritmo da renda do trabalhador do campo.

Variáveis	Coefficiente	Desvio padrão	Teste T	P> t
Feminino	-0,4842	0,0251	-19,25	0,000
Idade	0,0418	0,0041	10,09	0,000
Idade <sup>2</sup>	-0,0004	0,0001	-9,49	0,000
Branco	Ref.	-	-	-
Preto	-0,0317	0,0322	-0,98	0,326
Pardo	-0,0322	0,0273	-1,18	0,239
Baixo	Ref.	-	-	-
Intermediário	0,5282	0,0246	21,44	0,000
Alto	0,8466	0,0465	18,20	0,000
Chefe	0,0380	0,0218	1,74	0,082
Constante	5,6297	0,0873	64,47	0,000
Observações	8.909	R <sup>2</sup>	0.1473	
Teste F	165,64	Prob > F	0,000	
Breusch-Pagan	85,60***	Média FIV	8,08	
Teste de White	195,86***			

Fonte: Elaboração própria com base na PNAD Contínua 2023. Notas: \*p<0.05, \*\*p<0.01, \*\*\*p<0.001.

Quanto aos coeficientes estimados, é importante ressaltar que, embora a magnitude deles não seja economicamente a parte mais importante na maioria dos casos, os seus sinais indicam os sentidos dos efeitos, isto é, as direções das mudanças de percentuais, dadas as alterações nas variáveis explicativas (Wooldridge, 2002). Nesse sentido, observou-se que os sinais e, conseqüentemente os efeitos, comportaram-se de acordo com o esperado.

Iniciando a discussão dos determinantes da renda no mercado de trabalho, verificou-se a ocorrência de sinal negativo para a *dummy* de gênero, refletindo o efeito menor para trabalhadores do

sexo feminino em relação aos homens. Em relação à idade, todas as regressões indicaram a ocorrência quadrática entre tal variável e renda, conforme sugerido pela teoria do capital humano. Dessa forma, o referido efeito aumenta à medida que a idade se eleva até certo ponto, a partir do qual a relação entre as duas variáveis se inverte.

Quanto ao impacto da raça sobre a renda dos trabalhadores do campo no mercado de trabalho, verificou-se que não tem significância estatística o fato de serem negros ou pardos em relação aos trabalhadores brancos no campo no estado da Bahia, ou seja, não há discriminação racial no mercado de trabalho para trabalhadores do campo. Com relação à educação, conforme esperado, todos os coeficientes apresentaram sinais positivos, já que o grupo-base adotado foram os indivíduos com menor grau de instrução. Dessa forma, em relação a esses últimos, as pessoas pertencentes às demais categorias apresentaram maiores efeitos na renda do mercado de trabalho.

Em termos de tamanho do efeito marginal da escolaridade por gênero, verificou-se que, de maneira geral, tal variável provocou grande efeito na renda, principalmente entre as mulheres com maior grau de instrução (Tabela 3). Em termos de diferenças entre os gêneros, verificou-se que os efeitos das mulheres para os maiores graus de instrução se apresentaram superiores aos dos homens, indicando que o aumento da renda está mais condicionado ao seu nível do que para os homens. Tal resultado reforça o importante papel da escolaridade para o aumento da renda feminina no mercado de trabalho como no trabalho de Duarte (2019).

Tabela 3 - Estimação robusta para o logaritmo da renda por gênero.

Variáveis	HOMENS		MULHERES	
	Coefficiente	Desvio padrão	Coefficiente	Desvio padrão
Idade	0,0360***	0,0043	0,0618***	0,0090
Idade <sup>2</sup>	-0,0003***	0,0001	-0,0006***	0,0001
Branco	Ref.	-	-	-
Preto	-0,0282	0,0367	-0,0450	0,0659
Pardo	-0,0125	0,0306	-0,0880	0,0564
Baixo	Ref.	-	-	-
Intermediário	0,4939***	0,0297	0,6016***	0,0483
Alto	0,7402***	0,0793	0,8601***	0,0656
Chefe	0,0694***	0,0258	-0,0264	0,0434
Constante	5,7389***	0,0935	4,7679***	0,1855
Observações	6.237		2.363	
Teste F	84,72***		89,72***	
R <sup>2</sup>	0,301		0,210	

Fonte: Elaboração própria com base na PNAD Contínua 2023. Notas: \*p<0.05, \*\*p<0.01, \*\*\*p<0.001.

Passando para a variável de posição no domicílio, verificou-se, no mercado que o chefe de domicílio tem efeito positivo sobre a renda, ou seja, o fato da pessoa ser chefe, aumenta a renda do trabalhador no mercado em 3,8% (Tabela 2). No que tange ao trabalho masculino, ser chefe aumenta a renda no mercado de trabalho mais que as mulheres (Tabela 3). Alguns autores argumentam através da “Teoria da Responsabilidade Familiar” de Johnston-Anumonwo (1992) que, as mulheres assumem,

com maior intensidade, o papel secundário no provimento da renda domiciliar em comparação aos homens o que pode explicar tal resultado (Cirino e De Lima, 2011; Duarte, 2020).

## 5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente trabalho analisou os determinantes da renda da população do campo nos mercados de trabalho do estado da Bahia a partir dos dados da PNAD Contínua para o ano de 2023. Os resultados apresentados forneceram uma visão dos aspectos da renda. As variáveis de gênero, escolaridade, idade, experiência e posição no domicílio, apresentaram-se como determinantes significativos para a renda dos indivíduos do campo na Bahia.

Para operacionalizar a pesquisa, as principais variáveis que, segundo a teoria, influenciam a renda foram selecionadas e transformadas para fazer parte dos modelos de regressão, designadamente, o modelo clássico de regressão linear. Os resultados foram estimados considerando o fator de expansão da amostra (peso).

Na comparação entre os resultados gerais com os resultados separados por gênero, não se verificou diferença marcante entre os determinantes analisados, apesar de pequenas diferenças nas magnitudes dos coeficientes. Por outro lado, na comparação entre os gêneros, foram notadas diferenças importantes entre as equações de estimadas: o fato de ser a pessoa chefe no domicílio mostrou efeito (magnitude) significativo apenas para os homens e os efeitos maiores de escolaridade para as mulheres do que para os homens, indicando que as chances de maiores renda da mulher estão mais condicionadas ao seu nível de instrução do que as dos homens.

O sexo do chefe de família tem um papel preponderante nos níveis de renda total e por fonte conseguidos pelas famílias rurais. As famílias chefiadas por homens têm uma renda superior à das famílias chefiadas por mulheres. Isto implica que qualquer política e/ou programa governamental ou não governamental de geração de renda deve incluir as relações de gênero para reduzir a sua influência.

Sobre a variável escolaridade, ressalta-se que ela apresentou grande efeito positivo sobre a renda dos indivíduos no mercado de trabalho. Nesse sentido, a sugestão de políticas públicas a partir da análise feita é que o governo estadual deva não apenas continuar com os investimentos em educação como aumentá-los, uma vez que tais ações contribuem fortemente para a possibilidade de inserção do indivíduo no mercado de trabalho e, conseqüentemente aumento da renda.

Portanto, o estudo foi de fundamental importância para entender um pouco mais quem são os determinantes da renda no mercado para a população do campo no estado da Bahia, visto que em sua maioria constituem por uma população mais vulnerável e sem estrutura adequada.

## REFERÊNCIAS

- ASCOM/ADAB. Agricultura familiar gera renda, movimenta economia e possibilita permanência de famílias no campo. 2019. Disponível em: <<http://www.adab.ba.gov.br/noticias/agricultura-familiar-gera-renda-movimenta-economia-e-possibilita-permanencia-de-familias-no-campo/>>. Acesso em: Fev, 2025.
- BAHIA NOTÍCIAS. População rural supera urbana em 128 municípios baianos, aponta IBGE. 2024. Disponível em: <https://www.bahianoticias.com.br/municipios/noticia/42765-populacao-rural-supera-urbana-em-128-municipios-baianos-aponta-ibge>. Acesso em: fev, 2025.
- BALSADI, O. V.; GOMES, E. G. Evolução das condições de vida das famílias de empregados na agricultura brasileira no período 1992 e 2004. Revista de Economia Agrícola, São Paulo, v. 54, n. 2, p. 67-1014, 2007.
- BRASIL. Decreto nº 7.352/2010. Diário Oficial da União, 4 nov. 2010. INCRA. Brasília. 2010.
- CAMERON, A.C.; TRIVEDI, P.K. Microeconometrics using stata. Texas: Stata Press, 692 p. 2009.
- CHAMBERS, R.; CONWAY, G. R. Sustainable rural livelihoods: practical concepts for the 21st century. Brighton: Institute of Development Studies, 1992.
- CIRINO, J. F; LIMA, J. E. Determinantes da participação feminina no mercado de trabalho: uma comparação entre os sexos e entre os mercados das regiões metropolitanas de Belo Horizonte e Salvador. Revista Econômica do Nordeste, v. 42, n. 1, p. 165-182, 2011.
- DEL GROSSI, M.; SILVA, J. G. Mudanças recentes no mercado de trabalho rural. Parcerias Estratégicas, Brasília, v. 11, n. 22, p. 201-216, 2006.
- DUARTE, L. B. Acessibilidade ao emprego e resultados no mercado de trabalho. Recife. Tese (Doutorado em Economia) – Universidade Federal de Pernambuco. Recife, 2020.
- DUARTE, L. B. Análise dos determinantes da participação feminina no mercado de trabalho da região metropolitana do Recife. Revista Debate Econômico, v. 7, p. 64, 2019.
- FERREIRA, B.; BALSADI, O. V.; FREITAS, R. E.; ALMEIDA, A. N. Ocupações agrícolas e não agrícolas: trajetória e rendimentos no meio rural brasileiro. In: Negri, J. A.; Negri, F.; Coelho, D. (Org.). Tecnologia, exportação e emprego. Brasília: IPEA, 2006. p. 445-488.
- GREENE, W.H. Econometric analysis. 5ª Edição, Upper Saddle River, New Jersey. Pearson Prentice Hall, 1212 p. 2003.
- GUJARATI, D. Econometria básica. 4ª Edição, Rio de Janeiro: Elsevier, 812 p. 2006.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. 2022. Disponível em: <<https://g1.globo.com/ba/bahia/noticia/2024/11/15/censo-ibge-2022-bahia-e-o-estado-com-maior-populacao-rural-do-pais.ghtml>>. Acesso em: fev, 2025.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. 2023. PNAD Contínua. Microdados da Amostra de Pessoas. Rio de Janeiro, Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística.

KAGEYAMA, A. A. Desenvolvimento Rural: conceitos e aplicação ao caso brasileiro. Porto Alegre: UFRGS Editora, 2008.

LAURENTI, A. C. Evolução da ocupação e do rendimento das pessoas no meio rural do Paraná no período 2001-2009. Revista Paranaense de Desenvolvimento, Curitiba, v. 34, n. 124, p. 175-199, 2013.

LAURENTI, A. C.; PELLINI, T.; TELLES, T. S. Evolução da ocupação e do rendimento das pessoas no espaço rural brasileiro no período de 2001 a 2009. Revista de Economia e Sociologia Rural, Brasília, v. 54, n. 2, p. 321-342. 2015.

MONTGOMERY, D. C.; PECK, E. A.; VINING, G. GEOFFREY. Multicollinearity diagnostics. Introduction to linear regression analysis, v. 821, p. 292-302. 2012.

PAULO, A. M. Determinantes da renda das famílias rurais em Moçambique entre 2005 e 2008. Tese de Doutorado. 134f. Universidade Federal de Viçosa – UFV, 2011.

PESSETTI, M. Modernização da agricultura e seus desdobramentos no espaço agrário. Geografia em Atos (Online), v. 5, p. 1-26, 2021.

REARDON, T.; BERDEGUÉ, J.; ESCOBAR, G. Rural non-farm employment and income in Latin America: Overview and policy implication. World Development, v. 23, n. 3, p. 395-409. 2001. Disponível em: <http://directory.umm.ac.id/Data%20Elmu/jurnal/UVW/World%20Development/Vol29.Issue3.2001/11171.pdf>. Acesso em: Fev, 2025.

SAMPAIO, P. H. F. D. Mulheres rurais no estado da Bahia: O papel socioeconômico da agricultura familiar no enfrentamento das desigualdades de gênero. Monografia. Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal da Bahia (UFBA). Salvador, 2018.

SANTOS, A. S. A modernização da agricultura no Brasil: transições agrícolas e autogestão. DESAFIOS-Revista Interdisciplinar da Universidade Federal do Tocantins, v. 7, n. 3, p. 209-229, 2020.

SANTOS, A.R. Ocupar, resistir e produzir também na educação: o MST e a burocracia estatal: negação e consenso. 2013. 348 f. Tese - (Doutorado em Educação) - Universidade Federal de Minas Gerais, Faculdade de Educação. Belo Horizonte.

SECRETARIA DE DESENVOLVIMENTO RURAL - SDR. Mais de 5 mil famílias de agricultoras e agricultores familiares receberão R\$ 23 milhões para fomento rural na Bahia. 2024. Disponível em: <<https://www.sdr.ba.gov.br/noticias/2024-06-10/mais-de-5-mil-familias-de-agricultoras-e-agricultores-familiares-receberao-r-23>>. Acesso em: Fev, 2025.

SILVA, J. G. O novo rural brasileiro. Nova Economia, Belo Horizonte, v. 7, n. 1, 1997.

SILVA JÚNIOR, L. H. Pobreza na população rural nordestina: uma análise de suas características durante os anos noventa. Revista do BNDES, Rio de Janeiro, v.13, n. 26, p. [275] -290, 2006.

SIMIONI, F. J. Determinantes da renda familiar no espaço rural: uma revisão. *Organizações Rurais & Agroindustriais*, 15(3), 397-410, 2013.

STOCK, J. H.; WATSON, M. W. Econometria. 3. ed. Londres: Pearson Education, 2015.

TELLES, T. S, et al. Evolução da população rural ocupada nas Grandes Regiões do Brasil entre 2001 e 2009. Anais, 2017, 1-13, 2017.

VEIGA, J. E. D. A relação urbano/rural no desenvolvimento regional. Cadernos do CEAM, n. 17, p. 9-22, 2005.

WALKER, T; et al. Determinants of rural income, poverty, and perceived well-being in Mozambique in 2001-2002. Ministry of Agriculture and Rural Development. Economics Directorate. Research paper series. N. 57, 77 p. September 2004.

WARREN, P. Livelihoods diversification and enterprise development. An initial exploration of concepts and issues. FAO, Livelihood Support Programme, Working Paper 4, 26 p. December. 2002. Disponível em: <http://www.fao.org/es/esw/lsp/cd/img/docs/LSPWP4.pdf>. Acesso em: Out, 2025.

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