

# MÃES SOLO E DESIGUALDEES SOCIAIS: UMA ANÁLISE REGIONAL E EDUCACIONAL NO BRASIL

Beatriz Duarte de Souza<sup>1</sup>  
Laila Siqueira Ribeiro Januário<sup>2</sup>  
Joao Pedro de Amorim Lucena Lima<sup>3</sup>  
Keuler Hissa Teixeira<sup>4</sup>

**Resumo:** Este estudo investiga os fatores que influenciam a ocorrência da maternidade solo no Brasil, buscando compreender como determinantes individuais, domiciliares e contextuais se articulam nessa realidade. A pesquisa utiliza dados da PNADC de 2023 e aplica uma análise econométrica via modelo logit para estimar a probabilidade de uma mulher estar na condição de mãe solo, considerando múltiplas variáveis explicativas. Os resultados indicam que a maternidade solo está relacionada a desigualdades de natureza racial, educacional e territorial, e identificam-se contrastes importantes entre contextos urbanos e rurais, bem como entre diferentes níveis de instrução. Assim, conclui-se que a maternidade solo no Brasil não resulta de um único fator, mas da combinação de diversos marcadores sociais que moldam experiências variadas e assumem significados diferentes conforme o contexto. Reconhecer essas diferenças é essencial para entender os múltiplos sentidos dessa condição e para formular políticas públicas sensíveis às desigualdades de classe, raça, território e gênero.

**Palavras-chave:** Monoparentalidade feminina, Logit, Brasil

**Abstract:** This study investigates the factors that influence the occurrence of single motherhood in Brazil, seeking to understand how individual, household, and contextual determinants interact in this reality. The research uses data from the 2023 National Continuous Household Sample Survey (PNADC) and applies an econometric analysis using a logit model to estimate the probability of a woman being a single mother, considering multiple explanatory variables. The results indicate that single motherhood is related to racial, educational, and territorial inequalities, and important contrasts are identified between urban and rural contexts, as well as among different levels of education. Thus, it is concluded that single motherhood in Brazil does not result from a single factor but from the combination of various social markers that shape diverse experiences and take on different meanings depending on the context. Recognizing these differences is essential to understanding the multiple dimensions of this condition and to formulating public policies that are sensitive to class, race, territorial, and gender inequalities.

**Keywords:** Female single parenthood, Logit, Brazil

**Código JEL:** J12, J13, J16

**Área temática:** 12 - Desigualdade e pobreza e exclusão social.

---

<sup>1</sup> Discente em Ciências Econômicas pela Universidade Federal de Alagoas (UFAL). Membro do Programa de Educação Tutorial (PET). E-mail: [beatriz.duarte@feac.ufal.br](mailto:beatriz.duarte@feac.ufal.br)

<sup>2</sup> Discente em Ciências Econômicas pela Universidade Federal de Alagoas (UFAL). Membro do Programa de Educação Tutorial (PET) E-mail: [laila.januario@feac.ufal.br](mailto:laila.januario@feac.ufal.br)

<sup>3</sup> Discente em Ciências Econômicas pela Universidade Federal de Alagoas (UFAL). Membro do Programa de Educação Tutorial (PET) E-mail: [joao.lucena@feac.ufal.br](mailto:joao.lucena@feac.ufal.br)

<sup>4</sup> Professor PPGE/FEAC/UFAL. Tutor do Programa de Educação Tutorial (PET). Email: [keulerhissa@hotmail.com](mailto:keulerhissa@hotmail.com)

## 1. Introdução

Nas últimas décadas, o arranjo familiar brasileiro passou por transformações profundas. O avanço de mudanças sociais, econômicas e culturais, como o aumento da participação feminina no mercado de trabalho, as alterações nos padrões conjugais e o crescimento dos casos de separação, contribuiu para o surgimento de novos arranjos familiares, que hoje compõem a diversidade da realidade brasileira. Entre eles, destacam-se as famílias monoparentais, compostas por apenas um dos genitores no papel de responsável pela criação, manutenção e educação dos filhos. Embora possam ser chefiadas tanto por homens quanto por mulheres, são as mulheres que predominam amplamente nesse tipo de arranjo, dando origem à configuração denominada família monoparental feminina, ou, em termos mais recentes, “mãe solo” (Finamori e Batista, 2022). Nessas configurações, a figura da mãe solo se destaca como aquela que desempenha integralmente as funções da maternidade, sem o suporte de um parceiro ou parceira, enfrentando desafios múltiplos relacionados à renda, ao trabalho, ao tempo e às redes de apoio (Machado e Pereira, 2020).

Em 2022, 11,3 milhões de domicílios eram chefiados por mães solo, representando 14,9% dos lares no Brasil, com 90% desse crescimento entre mulheres negras (Feijó, 2023). As regiões Norte e Nordeste concentram cerca de 20% das famílias com mães solo, frente a 11–12% no Sul e Centro-Oeste. Essas disparidades revelam que a maternidade solo está associada a fatores individuais e contextuais, como urbanização, estrutura econômica e acesso a políticas sociais. O contexto urbano e o nível educacional também influenciam a sua ocorrência (Barbosa et al., 2023; Franco, Souza e Gomes, 2022).

Neste contexto, o presente artigo tem como propósito responder às seguintes perguntas de pesquisa: (i) Quais são os determinantes individuais, domiciliares e contextuais associados à condição de maternidade solo no Brasil? (ii) De que forma esses fatores variam conforme o nível de escolaridade das mulheres? e (iii) Em que medida os condicionantes se diferenciam entre as grandes regiões brasileiras e entre contextos urbano e rural? A hipótese central é que a maternidade solo está relacionada a desvantagens estruturais, de natureza socioeconômica, educacional e territorial, cujos efeitos não se distribuem de maneira homogênea ao longo do território nacional, sendo modulados por marcadores sociais e desigualdades regionais. O objetivo geral do estudo é analisar os fatores que influenciam a ocorrência da maternidade solo no Brasil. Especificamente, propõe-se: estimar a probabilidade de uma mulher estar na condição de mãe solo a partir de suas características individuais, domiciliares e contextuais; examinar as diferenças associadas à localização do domicílio, distinguindo entre áreas urbanas e rurais; investigar as heterogeneidades educacionais que estruturam esse fenômeno; e identificar as disparidades regionais entre as cinco grandes regiões do país. A metodologia deste estudo baseia-se no modelo *logit* aplicado aos microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNADC) do ano de 2023.

Este estudo foca em mulheres que são mães solo com filhos menores de 18 anos, seguindo a abordagem de Chizomam e Nyasha (2019) e Franco, Souza e Gomes (2022). A presença de filhos nessa faixa etária intensifica a sobrecarga de cuidado, limita o tempo disponível para inserção laboral e acentua desigualdades de gênero. Essa configuração familiar evidencia a ausência de corresponsabilidade parental e a fragilidade das redes de apoio e das políticas públicas voltadas à infância, tornando esse recorte etário adequado para a análise das condições de vida das mães solo.

A relevância deste estudo reside na sua contribuição empírica ao debate sobre as causas da maternidade solo, em um país marcado por profundas desigualdades sociais e territoriais. Ao desagregar os efeitos por região, escolaridade e localização geográfica,

este trabalho fornece evidências que podem subsidiar políticas públicas orientadas à redução das desigualdades de gênero e ao fortalecimento da proteção social às famílias em maior vulnerabilidade. A estrutura deste trabalho está organizada da seguinte forma: Além desta introdução, apresenta-se, também, uma revisão de literatura teórica e empírica sobre os principais conceitos relacionados à maternidade solo. Em seguida, descreve-se a metodologia adotada e na sequência, são expostos os principais resultados da análise. Por fim, o trabalho é concluído com as considerações finais e possíveis implicações dos achados, seguidos das referências bibliográficas.

## **2. Revisão de literatura**

### **2.1. Abordagens teóricas sobre família, gênero e organização dos recursos no domicílio**

A teoria econômica da família, desenvolvida por Gary Becker (1981; 1993), constituiu um marco na incorporação de modelos microeconômicos à análise das dinâmicas familiares. Becker parte da hipótese de que a família atua como uma unidade racional voltada à maximização da utilidade de seus membros, levando em consideração restrições orçamentárias, de tempo e de recursos. Tal maximização ocorreria por meio da divisão eficiente de tarefas, no qual um dos cônjuges em geral o homem dedica-se integralmente ao mercado de trabalho, enquanto o outro, tipicamente a mulher, se especializa nas atividades domésticas e no cuidado com os filhos. Conforme Becker, esse arranjo representaria a forma mais produtiva de alocar os recursos da família, promovendo o maior benefício coletivo possível. Nesse modelo, as decisões familiares são centralizadas e os recursos do casal são considerados como pertencentes a um único gerenciado de forma unificada pelo chefe do domicílio, que, na maioria das vezes, é o homem. A renda familiar, nesse modelo, concentra-se sob o controle do chefe do domicílio, responsável por alocar recursos. Para Becker, essa centralização seria funcional, pois garantiria uma alocação eficiente para o bem-estar do grupo familiar.

Apesar de sua influência, essa abordagem é amplamente criticada por autores como Robert Pollak (2003), que a considera excessivamente idealizada e limitada para explicar arranjos familiares contemporâneos mais complexos, como as famílias monoparentais. Pollak argumenta que a suposição de cooperação perfeita ignora as assimetrias de poder, os conflitos de interesse e as normas sociais desiguais, especialmente de gênero, que permeiam a vida familiar. Em contraposição ao modelo unitário, Pollak propõe os modelos de barganha, nos quais marido e mulher possuem preferências individuais e interesses próprios, e o poder decisório é determinado pelo acesso diferencial a recursos externos, como renda própria, moradia, apoio estatal ou rede de suporte.

Um ponto central na crítica de Pollak é a forma como os recursos financeiros são efetivamente distribuídos dentro do domicílio. Enquanto o modelo de Becker assume que o agente centralizador busca o bem coletivo, Pollak observa que a centralização dos rendimentos pode refletir interesses individuais que não priorizam os filhos. Estudos empíricos demonstram que, quando a mulher controla a renda familiar, há uma tendência a alocar recursos de forma mais equitativa, priorizando gastos com alimentação, saúde e educação das crianças (Lundberg et al., 1997). Tal observação é especialmente relevante no caso das mães solo, que, ao acumularem as funções de cuidadoras e provedoras, tomam decisões orçamentárias centradas no bem-estar dos filhos, mesmo em contextos de elevada precariedade.

## **2.2. Transformações familiares, desigualdades estruturais e vulnerabilidades associadas à maternidade solo**

O crescimento da maternidade solo no Brasil está diretamente relacionado às profundas transformações demográficas, culturais e institucionais observadas nas últimas décadas. A partir da segunda metade do século XX, o país passou por mudanças significativas nas estruturas familiares, com redução da fecundidade, adiamento da maternidade, elevação das separações conjugais e expansão das uniões consensuais em detrimento do casamento formal. Esses fenômenos contribuíram para a diversificação dos arranjos domésticos e para a perda de centralidade do modelo nuclear tradicional. Nesse contexto, a maternidade solo emerge não apenas como uma realidade demográfica relevante, mas como um fenômeno social que impõe desafios específicos às mulheres responsáveis, em caráter exclusivo, pelo sustento e cuidado dos filhos (Leone, Maia & Baltar, 2010).

No debate sobre o conceito de maternidade solo, há divergência quanto aos critérios operacionais adotados nas pesquisas empíricas. Folk (1996), por exemplo, define mães solo como aquelas não casadas formalmente e que vivem com filhos. Contudo, essa definição tende a superestimar a monoparentalidade ao incluir mulheres que coabitam com o pai da criança em uniões consensuais. Sob a ótica da criança, esse arranjo corresponderia a uma configuração biparental, ainda que informal (Bumpass & Raley, 1995). Como alternativa, Minamiguchi (2017) propõe uma definição mais adequada à realidade brasileira: mulheres que residem com pelo menos um filho dependente e vivem sem cônjuge ou companheiro corresidente. No que se refere à idade dos filhos, Maruri (2006) aponta que a literatura internacional adota critérios entre 15 e 25 anos, mas há convergência em torno dos 18 anos — valor compatível com a maioridade civil no Brasil, adotado por Goldani (2002) e por organismos internacionais.

Minamiguchi (2017) destaca que, ao se considerar a “Segunda Transição Demográfica” no Brasil, é necessário observar as especificidades locais que afetam a formação dos domicílios monoparentais. O autor argumenta que os contextos regionais moldam diferentes padrões de organização familiar, refletindo desigualdades no acesso à políticas públicas, no funcionamento do mercado de trabalho e na disponibilidade de capital social. Nesse sentido, Barros, Pereira e Cordeiro (2019) distinguem dois tipos de desigualdades econômicas: aquelas observadas entre indivíduos com rendas semelhantes em regiões distintas, e aquelas entre pessoas com diferentes rendas em uma mesma região. Ambas impactam diretamente os riscos e as dinâmicas associadas à maternidade solo. A ocorrência e os efeitos da maternidade solo no Brasil apresentam forte variação estrutural. Segundo Barbosa e Costa (2023), essas disparidades não são apenas geográficas, mas estruturais, entrelaçando condições de classe, raça, gênero e território. A ausência de políticas públicas regionalmente sensíveis e a insuficiência de programas como o Bolsa Família para romper com o ciclo intergeracional da pobreza revelam a fragilidade da proteção social em contextos de alta vulnerabilidade (Campos, Costa & Guimarães, 2022).

Diversas pesquisas indicam que fatores como escolaridade, inserção ocupacional e localização geográfica influenciam tanto a probabilidade de uma mulher tornar-se mãe solo quanto a intensidade das vulnerabilidades enfrentadas por esse grupo (Franco, Souza & Gomes, 2022; Barbosa et al., 2023). A escolaridade, em particular, exerce uma função dual: mulheres com menor nível de instrução são mais propensas a viver em arranjos monoparentais femininos e, ao mesmo tempo, enfrentam mais dificuldades para ingressar ou se manter no mercado formal de trabalho, o que compromete sua capacidade de mobilização de recursos financeiros e institucionais.

A prevalência da monoparentalidade feminina é uma característica persistente tanto no Brasil quanto internacionalmente. De acordo com Ermisich (1991), 90% das famílias monoparentais na Grã-Bretanha nos anos 1980 eram chefiadas por mulheres. No contexto brasileiro, dados mais recentes do Ipea (2022) apontam que o número de famílias no país ultrapassou a marca de 72 milhões, e que pela primeira vez, as mulheres passaram a ser responsáveis pela maioria desses arranjos: 51% das famílias brasileiras são chefiadas por mulheres, superando o percentual masculino (49%). Desde 2019, esse padrão de predominância feminina já se verificava nas áreas urbanas das regiões Norte e Nordeste. Minamiguchi (2017) destaca que essa predominância não pode ser atribuída apenas aos diferenciais de mortalidade entre os sexos. Um fator central é o padrão de guarda dos filhos após separações e divórcios, que recai majoritariamente sobre as mães, além da menor probabilidade de recasamento entre viúvas ou separadas com filhos.

A configuração familiar monoparental feminina está, portanto, fortemente associada a múltiplas dimensões da vulnerabilidade social. Estudos nacionais e internacionais revelam que domicílios chefiados por mães solo apresentam taxas mais elevadas de insegurança alimentar, instabilidade habitacional, ausência de proteção institucional e reprodução intergeracional da pobreza (Ntoimo & Odimegwu, 2014; Raymo, 2016). Nesse cenário, Poggio (2019) estabelece a noção de “tripla penalidade” para descrever a sobreposição de três fatores: tempo escasso, renda insuficiente e ausência de redes de apoio efetivas. No caso brasileiro, esses riscos são intensificados por desigualdades interseccionais. Mulheres negras compõem o grupo mais afetado, sendo frequentemente excluídas do mercado formal e com maior dificuldade de acessar creches, escolas e serviços de saúde (Franco, Souza & Gomes, 2022).

Em relação ao mercado de trabalho, a maternidade solo impõe uma reorganização profunda da rotina feminina. Muitas dessas mulheres precisam conciliar jornadas exaustivas de cuidado com ocupações informais, mal remuneradas e desprovidas de direitos trabalhistas (Souza, 2023; Barbosa et al., 2023). Ao contrário do senso comum, pesquisas mostram que mães solo não evitam o trabalho, mas enfrentam barreiras estruturais para conciliar suas responsabilidades (Edin & Kefalas, 2005). A sobrecarga enfrentada por essas mulheres não é apenas física ou econômica, mas também simbólica, exigindo desempenho constante diante de estruturas sociais que tendem a mantê-las em situação de desvantagem. A escolaridade surge como variável-chave tanto na probabilidade de tornar-se mãe solo quanto na intensidade das vulnerabilidades enfrentadas. Mulheres com ensino fundamental incompleto apresentam maior prevalência de arranjos monoparentais, mais frequentemente associados à descontinuidade conjugal, à ausência de corresponsabilidade parental e ao baixo acesso institucional. Já entre mulheres com ensino superior, embora a maternidade solo também esteja presente, tende a ocorrer em contextos mais favoráveis, com maior autonomia e melhores condições econômicas (Franco, Souza & Gomes, 2022).

Oliveira (2018) observa que os arranjos monoparentais femininos, embora sejam também fruto de transformações socioculturais, tendem a intensificar o processo de feminização da pobreza. McKenzie e McKay (2018) identificaram que famílias chefiadas por mulheres têm maiores chances de enfrentarem desvantagens financeiras, precariedade na moradia e menor escolaridade. Essa situação tende a se agravar diante de choques adversos de renda, dada a limitada capacidade de absorção de riscos econômicos. Nesse sentido, autores como Goldani (1991), Menezes (2006) reconhecem os arranjos monoparentais femininos como particularmente sensíveis a oscilações econômicas, o que os coloca em posição de maior fragilidade no espectro da proteção social.

### 2.3. Revisão empírica

A literatura empírica sobre maternidade solo configura um campo analítico amplo, no qual se destacam investigações sobre determinantes econômicos, institucionais e sociodemográficos, bem como análises dos efeitos associados à renda, saúde e condições de vida. Esta subseção reúne evidências nacionais e internacionais que examinam os fatores associados à ocorrência da maternidade solo em diferentes contextos.

Uma contribuição relevante é apresentada por González (2005), que, com base em microdados da *Luxembourg Income Study* (1984–2001) para 14 países, estimou um modelo logit multinomial. Constatou-se que níveis mais elevados de suporte público aumentam a incidência de mães solo, tanto nunca casadas quanto divorciadas. Salários femininos mais baixos elevam essa prevalência. Já altos salários e emprego masculino reduzem a probabilidade de mães nunca casadas, mas aumentam a de divorciadas. Pagamentos maiores de pensão também elevam a incidência de mães divorciadas.

Em âmbito latino-americano, Esteve, García-Román e Lesthaeghe (2012), a partir de microdados do *Integrated Public Use Microdata Series* (IPUMS) para 13 países da região (1970–2007), analisaram a transição das formas de união e sua relação com a maternidade solo. Utilizando a tipologia LIPRO adaptada, destacaram o crescimento das uniões consensuais como substitutas do casamento formal, especialmente entre mulheres com baixa escolaridade. A maternidade solo associa-se à coabitação intergeracional e a um padrão educacional invertido, com maior prevalência entre mulheres mais instruídas. Concluem que a maternidade solo na região resulta da interação entre mudanças culturais e estruturas familiares extensas, diferindo do contexto europeu. Para o contexto africano, Chizomam e Nyasha (2019), com microdados do *Demographic and Health Survey* (DHS) de 31 países africanos (2010–2016), analisaram a maternidade solo entre mulheres nunca casadas de 20 a 49 anos com filhos vivos. Estimaram, via regressão logística multinível, prevalência de 22,4%, com destaque para o sul (50,5%) e oeste (15,7%) da África. Mulheres com ensino superior apresentaram menor propensão à maternidade solo. Mães nunca casadas foram as mais vulneráveis, com 77% mais chance de privação multidimensional, especialmente em saúde, moradia, educação e emprego.

Com foco na realidade asiática, Kim e Kim (2020) analisaram diferenças na qualidade de vida entre mães solo e mães casadas na Coreia do Sul. Constataram que mães solo apresentavam menor qualidade de vida, além de mais estresse, depressão e problemas com álcool. A regressão multivariada indicou que, entre essas mulheres, moradia instável e álcool reduziram a qualidade de vida, enquanto trabalho formal e maior escolaridade foram benéficos. Já entre mães casadas, apenas escolaridade e estresse foram significativos. Nos Estados Unidos, Baker (2022) analisou a maternidade solo nos EUA (1995–2018) com dados da *Luxembourg Income Study* (LIS). Embora 45,2% das crianças negras vivam em lares monoparentais (vs. 13,6% das brancas), os impactos da pobreza são menos severos para elas. Isso se deve à diversidade socioeconômica entre mães negras e à força de redes informais de apoio em suas comunidades. Os achados desafiam visões unidimensionais da maternidade solo e ressaltam que seus efeitos variam conforme raça, classe e contexto institucional — apontando a necessidade de abordagens mais complexas em países como o Brasil.

De modo semelhante, Ayebeng et al. (2022) analisaram a maternidade solo em Gana com dados do *Demographic and Health Survey* (1993–2014), usando regressão logística binária. A proporção de mães solo cresceu de 14,1% para 19,5%, com o parto pré-nupcial superando o divórcio como principal fator. A maternidade solo foi mais comum entre mulheres com menor renda, início precoce da vida sexual e reprodutiva, residentes em áreas urbanas e que não usavam contraceptivos. Esteve, Castro-Martín e Castro Torres

(2022) analisam transformações nas dinâmicas familiares na América Latina com base em dados do *Integrated Public Use Microdata Series* (IPUMS), abrangendo 24 países da região (1960-2010). Foram consideradas informações do *World Fertility Data* (2019) e da *Demographic and Health Surveys* (DHS). A abordagem descritiva incluiu indicadores como maternidade solo, tipo de união e arranjo domiciliar. Identificaram aumento da maternidade solo entre mulheres de 35 a 39 anos, associado a uniões instáveis e nascimentos fora do casamento. A coabitação consensual cresceu, sobretudo entre mulheres menos escolarizadas. Mães solo são comuns em domicílios estendidos, revelando o papel da família extensa diante da fragilidade estatal.

Em estudo recente conduzido na Alemanha, Rattay et al. (2024), com base nos dados do *German Health Update* (GEDA, 2019–2023), analisaram os efeitos da monoparentalidade na saúde. Pais solo apresentaram piores indicadores de saúde mental (incluindo sintomas depressivos), saúde autorreferida, doenças crônicas e tabagismo, em comparação a pais em famílias biparentais. Utilizaram-se modelos de regressão de Poisson com variância robusta, ajustados por renda, escolaridade, emprego e apoio social. As desigualdades persistiram mesmo após os ajustes, embora com menor intensidade entre os grupos socioeconomicamente favorecidos.

Com base na realidade brasileira, Souza, Franco e Gomes (2022) com dados da PNAD Contínua (2019), analisaram os efeitos da maternidade solo nas desigualdades salariais de gênero no Brasil. Utilizando regressões quantílicas e decomposições Oaxaca-Blinder e RIF (*Recentered Influence Function*), identificaram penalidades salariais significativas para mães solo, sobretudo nos quantis superiores. Essas mulheres trabalham mais horas, mas recebem menos, evidenciando a sobrecarga da dupla jornada. Embora a escolaridade superior atenuar desigualdades, não as elimina, apontando para a persistência de discriminação. Em complemento à perspectiva de renda e inserção laboral, a partir da análise dos microdados da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) de 2017-2018, Domingos Júnior e Fontes (2021) analisaram o perfil socioeconômico de domicílios monoparentais femininos no Brasil. Esses arranjos concentram-se em contextos de vulnerabilidade: baixa renda, escolaridade limitada, filhos pequenos e dependência do SUS, especialmente nas regiões Norte e Nordeste. A pesquisa destaca o papel de raça, escolaridade e localização regional na conformação dessas experiências, reforçando a importância de políticas públicas que considerem a diversidade intragrupo na monoparentalidade feminina.

### **3. Metodologia**

#### **3.1. Variáveis e base de dados**

Com objetivo de analisar os fatores que influenciam a maternidade solo no Brasil, este estudo utiliza os microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNADC) de 2023, realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). A escolha do ano de 2023 se justifica por refletir o contexto socioeconômico mais recente do Brasil. Para explorar as heterogeneidades nos determinantes da condição de mãe solo segundo o território, realizou-se uma análise estratificada por nível de instrução, visando captar como a escolaridade influencia essa probabilidade. Em seguida, foram estimados modelos por região geográfica (Norte, Nordeste, Sudeste, Sul e Centro-Oeste), considerando as especificidades socioeconômicas, culturais e estruturais. Essa segmentação permite identificar variações nos efeitos das variáveis explicativas, associadas a desigualdades no acesso a políticas públicas, dinâmicas familiares e oportunidades econômicas, evidenciando padrões distintos conforme o contexto regional.

A amostra do estudo é composta por mulheres a partir de 14 anos, residentes em domicílios no Brasil. A variável dependente, mãe solo, foi construída como uma variável binária que assume o valor 1 para mulheres que atendem simultaneamente às seguintes condições: (i) ser do sexo feminino; (ii) ser responsável pelo domicílio; (iii) residir com pelo menos um filho ou enteado com idade menor ou igual a 18 anos; e (iv) não possuir cônjuge ou companheiro residente no mesmo domicílio. As mulheres que não atendem a esses critérios compõem o grupo de referência (valor 0). Essa definição segue a metodologia adaptada de Minamiguchi (2017), segundo a qual, no contexto brasileiro, considera-se mãe solo a mulher que vive sem companheiro e possui ao menos um filho sob sua responsabilidade no mesmo domicílio.

No que se refere à idade dos filhos, Maruri (2006) destaca que há significativa variação entre os critérios adotados internacionalmente, com limites que oscilam entre 15 e 25 anos. No entanto, Goldani (2002) defende o uso do marco de 18 anos, por corresponder à maioridade civil no Brasil e representar uma fase de transição nas trajetórias familiares. De forma convergente, Bumpass e Raley (1995), ao estimarem a duração da monoparentalidade por meio de tabelas de vida, também adotam esse limite etário como referência. Com base nesse conjunto de evidências, esta pesquisa define como mãe solo a mulher que não reside com cônjuge ou companheiro e vive com pelo menos um filho de até 17 anos de idade. Essa delimitação metodológica assegura consistência com a literatura nacional e internacional, respeita o marco legal da maioridade civil e favorece a análise da maternidade solo como uma etapa relevante do ciclo de vida familiar.

Dentre as variáveis explicativas utilizadas neste estudo, destacam-se características individuais, socioeconômicas, ocupacionais e territoriais. A escolaridade foi categorizada em: fundamental incompleto (referência), fundamental completo, médio completo e superior completo, permitindo avaliar seu efeito na probabilidade de ser mãe solo, conforme apontado por Souza (2023) e Franco et al. (2022). O salário habitual foi segmentado em cinco faixas, com até R\$1.320 como referência. Essa classificação permite examinar a relação entre renda e maternidade solo, dado o maior risco de vulnerabilidade econômica entre mães solo, especialmente nas faixas salariais mais baixas e em ocupações precarizadas, como destaca Barbosa (2023).

A variável região foi construída com base na localização da residência das mães solo, dividida em cinco grandes regiões: Norte (referência), Nordeste, Sudeste, Sul e Centro-Oeste. Seu objetivo é captar disparidades territoriais que influenciam a ocorrência da maternidade solo, associadas a fatores estruturais, culturais e ao acesso desigual a políticas públicas. Como destacam Santos, Silva e Cardoso (2024), desigualdades regionais afetam diretamente as condições de vida das mães solo, especialmente quanto à cobertura de políticas sociais, oportunidades de trabalho e redes de apoio, tornando a dimensão territorial crucial para entender os determinantes da estrutura familiar.

A variável horas trabalhadas foi segmentada em cinco faixas: até 24h (referência), 25–40h, 41–48h, 49–56h e acima de 56h, permitindo analisar a relação entre jornada e maternidade solo. Segundo Souza (2023), longas jornadas dificultam a conciliação entre trabalho e cuidado. A variável número de moradores foi dividida em: até 2 (referência), 3–4, 5–7 e 8 ou mais, buscando captar diferentes configurações domiciliares. Como apontam Santos, Silva e Cardoso (2024), domicílios numerosos podem indicar apoio familiar ou coabitação forçada, refletindo dinâmicas distintas conforme o contexto de vulnerabilidade. Foi utilizada a variável binária de raça, sendo 1 para mulheres não brancas (pretas, pardas, amarelas e indígenas) e 0 para brancas (referência). Conforme Barbosa (2023), a raça intensifica as dificuldades enfrentadas por mães solo, com predominância de mulheres negras entre as chefes de domicílio monoparental feminino. Esses grupos estão mais expostos à pobreza e à vulnerabilidade, o que reforça a relevância

de incluir a variável racial na análise da maternidade solo, dada sua interseção com desigualdades estruturais.

A ocupação foi categorizada em dois grupos: emprego informal (referência) e emprego formal. Sua inclusão visa captar desigualdades na inserção das mães solo no mercado de trabalho, especialmente quanto à estabilidade, direitos e autonomia econômica. Conforme Souza (2023), mães solo estão mais expostas à informalidade, o que compromete sua segurança financeira e dificulta a conciliação entre cuidado e sustento. Distinguir entre formalidade e informalidade permite evidenciar como a posição ocupacional influencia diretamente a vulnerabilidade dessas mulheres, justificando a relevância dessa variável no modelo. O recebimento do Bolsa Família foi incluído como variável binária: 0 para beneficiárias e 1 para não beneficiadas. Essa variável permite avaliar o papel das políticas de transferência de renda na proteção social de mães solo, grupo amplamente atendido pelo programa. Conforme Barbosa (2023), o Bolsa Família tem sido essencial para a sobrevivência de famílias monoparentais femininas em situação de vulnerabilidade, atuando como garantia mínima de renda diante da ausência de apoio conjugal e da informalidade laboral.

A variável capital assume valor 0 para domicílios localizados em capitais e 1 caso contrário, permitindo avaliar o efeito das capitais na probabilidade de ser mãe solo. Sua inclusão busca captar diferenças estruturais no acesso a oportunidades e políticas públicas. Segundo Franco, Souza e Gomes (2022), residir em capitais pode favorecer a inserção das mães solo no mercado de trabalho, embora essas mulheres ainda enfrentem desigualdades. A variável, portanto, contribui para entender os efeitos do contexto urbano na configuração da maternidade solo. A variável localização do domicílio distingue se a residência está situada em área rural 0 ou urbana 1, permitindo avaliar diferenças estruturais relacionadas ao território. Essa distinção é relevante, pois, como demonstram Franco, Souza e Gomes (2022), mães solo residentes em áreas urbanas especialmente nas regiões Sudeste e Centro-Oeste tendem a apresentar maior participação no mercado de trabalho, enquanto a localização rural está associada a menor acesso a oportunidades, políticas públicas e equipamentos sociais essenciais para esse grupo populacional.

Por fim, Além das variáveis categóricas, o modelo incorporou variáveis contínuas, com destaque para a idade em forma linear e quadrática. Essa variável é especialmente relevante, pois a configuração familiar das mulheres está ligada às etapas do ciclo de vida, influenciando decisões conjugais, reprodutivas e de autonomia. Segundo Franco, Souza e Gomes (2022), a chance de uma mulher ser mãe solo varia ao longo do tempo, sendo mais alta em faixas etárias intermediárias. Isso justifica a inclusão da idade e de sua forma quadrática na análise, permitindo capturar adequadamente esse efeito não linear.

### **3.2. Modelo *logit***

O presente estudo adota a abordagem metodológica proposta por Pazello e Fernandes (2004) e Souza, Gomes e Franco (2022), fundamentada no uso de modelos de escolha discreta, com destaque para o modelo *logit*, para investigar os fatores associados à condição de mãe solo no Brasil. Conforme Greene (2020) a respectivo modelo é apropriado quando a variável dependente é binária, como no caso da variável dependente deste trabalho, no qual recebe valor quando é mãe solo 1 caso contrário recebe o valor 0. Os modelos de escolha discreta assumem que o resultado observado é consequência de uma escolha entre alternativas, guiada pela maximização de uma utilidade latente. Embora essa utilidade não seja diretamente observável, ela pode ser modelada com base em variáveis explicativas observáveis. Dentre os modelos de escolha discreta, destaca-se o modelo *logit*, amplamente utilizado quando se deseja estimar a probabilidade

condicional de ocorrência de um evento binário. Neste trabalho, a probabilidade de uma mulher estar na condição de mãe solo é modelada por meio de uma função logística acumulada, que garante que os valores estimados estejam sempre entre 0 e 1. Essa probabilidade é expressa da seguinte forma:

$$Pr(Y_i = 1 | x_i) = \frac{e^{x_i'\beta}}{1 + e^{x_i'\beta}} \quad (1)$$

Em que  $Y_i$  é a variável dependente que indica a condição de mãe solo,  $x_i$  representa o vetor de características observáveis da mulher  $i$ , como idade, escolaridade, ocupação, salário habitual, região de residência, entre outras e  $\beta$  é o vetor de parâmetros a serem estimados. Essa formulação permite mensurar a influência marginal de cada variável explicativa sobre a chance da mulher estar na condição de mãe solo (Greene, 2020). A estimação dos parâmetros do modelo é realizada pelo método da máxima verossimilhança, que busca os valores de  $\beta$  que maximizam a probabilidade de se observar os dados amostrais. A função de verossimilhança associada ao modelo logit é dada por:

$$L(\beta) = \sum_{i=1}^N \left[ Y_i \ln\left(\frac{e^{x_i'\beta}}{1 + e^{x_i'\beta}}\right) + (1 - Y_i) \ln\left(\frac{1}{1 + e^{x_i'\beta}}\right) \right] \quad (2)$$

Diferentemente da regressão linear clássica, os coeficientes estimados no modelo *logit* não representam variações marginais diretas na probabilidade, pois o modelo é não linear. Por isso, a interpretação dos resultados se baseia no sinal dos coeficientes, na significância estatística e, principalmente, nas razões de chance (*odds ratios*), que indicam o quanto a presença de determinada característica aumenta ou reduz a chance da mulher ser mãe solo, mantendo os demais fatores constantes. A razão de chances é dada por:

$$Odds = \frac{Prob(Y=1|x')}{Prob(Y=0|x')} = \frac{exp(x_i'\beta/[1+exp(x_i'\beta)])}{1/[1+exp(x_i'\beta)]} = exp(x_i'\beta) \quad (3)$$

Tomando o logaritmo natural da razão de chances, obtém-se a forma linear do modelo:

$$\ln\left(\frac{p}{1-p}\right) = x_i'\beta \quad (4)$$

Essa representação linear é útil para compreender a intensidade do efeito das variáveis explicativas, sendo sua interpretação central na análise dos resultados empíricos. Para avaliar a qualidade do ajuste do modelo logístico aos dados, adota-se a versão do teste de Hosmer-Lemeshow ajustada por Archer e Lemeshow (2006), adequada para amostras complexas como a da PNAD Contínua, por incorporar os pesos amostrais e a estrutura de estratificação da base de dados.

#### 4. Resultados e Discussão

Segundo a Tabela 1, mães solo da PNAD Contínua 2023 têm idade média de 37,64 anos e são majoritariamente não brancas (69,9%). A escolaridade predominante é ensino médio completo (42,7%), e 57,7% estão na informalidade. Em termos de renda domiciliar per capita, 31,5% vivem com até R\$1.320, e 40,6% acima de R\$6.000. Quanto à jornada, 41,4% trabalham mais de 56 horas semanais. A maioria vive em áreas urbanas (91,4%) e concentra-se no Sudeste (39,6%) e Nordeste (34,2%). O Programa Bolsa Família atende 48,9% dessas mulheres, refletindo desigualdades interseccionais de raça, renda e território.

Tabela 1: Estatística descritiva com pesos amostrais das mães solo na semana de referência da PNADC 2023.

Variáveis	Categorias	População estimada	Média	Desvio padrão	Mínimo	Máximo
	Idade	5.842.460	37,64	9,137	14	94
Raça	Não branco	4.083.174	0,699	0,458	0	1
	Branco	1.759.286	0,301	0,458	0	1
Instrução	Fundamental incompleto	1.503.777	0,257	1,010	0	1
	Fundamental completo	1.082.345	0,185	1,010	0	1
	Médio completo	2.495.960	0,427	1,010	0	1
	Superior completo	760.378	0,13	1,010	0	1
Ocupação	Informal	2.091.004	0,577	0,494	0	1
	Formal	1.532.576	0,423	0,494	0	1
Salário	Até 1.320	1.839.403	0,315	1,748	0	1
	De 1.321 a 2.000	874.966	0,15	1,748	0	1
	De 2.001 a 4.000	586.485	0,1	1,748	0	1
	De 4.001 a 6.000	169.228	0,029	1,748	0	1
	Acima de 6.000	2.372.378	0,406	1,748	0	1
Horas trabalhada	24 horas	952.500	0,163	1,585	0	1
	25 a 40 horas	1.488.522	0,255	1,585	0	1
	41 a 48 horas	826.401	0,141	1,585	0	1
	49 a 56 horas	156.157	0,026	1,585	0	1
	Acima de 56 horas	2.418.881	0,414	1,585	0	1
Capital	Sim	1.434.162	0,245	0,430	0	1
	Não	4.408.298	0,755	0,430	0	1
Bolsa família	Sim	2.854.862	0,489	0,499	0	1
	Não	2.987.598	0,511	0,499	0	1
Número de moradores	Até 2	2.026.808	0,347	0,657	0	1
	3 a 4	3.136.460	0,537	0,657	0	1
	5 a 7	641.474	0,11	0,657	0	1
	8 ou mais	37.719	0,006	0,657	0	1
Localização	Urbano	5.337.133	0,914	0,281	0	1
	Rural	505.327	0,086	0,281	0	1
Região	Norte	441.185	0,076	1,000	0	1
	Nordeste	1.984.640	0,342	1,000	0	1
	Sudeste	2.294.201	0,396	1,000	0	1
	Sul	645.659	0,111	1,000	0	1
	Centro-Oeste	430.211	0,074	1,000	0	1

**Fonte:** Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD Contínua (IBGE, 2023).

A análise dos determinantes da maternidade solo no Brasil, com base nos modelos logit da Tabela 2, revela associações estatisticamente significativas entre atributos individuais, ocupacionais, domiciliares e regionais e a probabilidade de uma mulher estar nessa condição. Os modelos foram estratificados por situação censitária (total, rural e urbana). De forma geral, mulheres não brancas apresentam probabilidade significativamente superior de estarem na condição de mãe solo em comparação às brancas, com aumento de 16,1% no modelo total, padrão que se mantém no meio urbano, mas não é estatisticamente significativo no meio rural.

A idade apresenta padrão em curva invertida: a probabilidade de maternidade solo cresce até certo ponto da vida adulta e depois decresce. Esse comportamento se repete em todos os estratos. A escolaridade, por sua vez, exibe associação positiva com a maternidade solo. Em comparação às mulheres com ensino fundamental incompleto,

aquelas com fundamental completo têm chance 39,3% maior de estarem nessa condição; com ensino médio completo, o aumento é de 33,8%; e com ensino superior completo, 39,1%. Esses efeitos são estatisticamente significativos em todas as faixas e mais intensos no meio rural, onde a chance de uma mulher com ensino superior ser mãe solo mais que dobra em relação às menos escolarizadas.

Essa associação positiva sugere que a condição de mãe solo assume significados distintos conforme o capital educacional. Conforme Franco, Souza e Gomes (2022), entre mulheres com menor escolaridade, os arranjos monoparentais tendem a ser marcados por maior vulnerabilidade — descontinuidade conjugal, ausência de corresponsabilidade parental e baixa inserção institucional. Já entre as mais escolarizadas, a maternidade solo se associa a maior autonomia e melhores condições materiais, o que é compatível com os achados deste estudo, especialmente no meio rural. Esse contraste reforça a hipótese de que a escolarização não apenas influencia a probabilidade de monoparentalidade, como também estrutura formas distintas de vivenciar essa condição. Embora esse achado possa parecer contraintuitivo, ele pode refletir seleção ocupacional ou heterogeneidade na inserção produtiva. Segundo Souza (2023) e Barbosa et al. (2023), a maternidade solo exige reorganização do tempo e trabalho feminino, muitas vezes incompatível com o setor formal. Em contextos de ausência de suporte público, a informalidade é adotada como estratégia de conciliação entre trabalho e cuidado, apesar de instabilidade e baixa renda.

A renda domiciliar mostra associação inversa com a maternidade solo. Em comparação à faixa de até R\$1.320, mulheres com renda entre R\$1.321 e R\$2.000 têm 24,2% menos chance de estarem nessa condição; entre R\$2.001 e R\$4.000, a redução é de 46,1%; entre R\$4.001 e R\$6.000, de 52,4%; e acima de R\$6.000, de 69,4%. No meio rural, a redução chega a 85,4%. Isso sugere que maior renda confere mais autonomia e planejamento familiar, além de menor exposição a rupturas conjugais abruptas. Esse padrão reforça a literatura que associa maternidade solo à intensificação das vulnerabilidades econômicas (Favaro, 2016; Cavenaghi e Alves, 2018; McKenzie e McKay, 2018; Moilanen, 2019). A jornada de trabalho semanal tem associação negativa com a maternidade solo até 56 horas. Mulheres que trabalham entre 25 e 40 horas têm chance 24,8% menor; entre 41 e 48 horas, 34,5% menor; e entre 49 e 56 horas, 32,8% menor. Jornadas superiores a 56 horas perdem significância, sugerindo que a sobrecarga neutraliza ganhos da inserção laboral. Conforme Favaro (2016) e Cavenaghi e Alves (2018), a sobreposição entre cuidado e trabalho, sem suporte institucional, limita a permanência das mães solo em ocupações com jornadas longas.

O local de residência também importa. Viver em áreas urbanas aumenta em 2,55 vezes a chance de ser mãe solo, em comparação à zona rural. Morar em capital eleva essa chance em 17,4%, com efeito ainda mais expressivo no meio rural. Tais achados sugerem que a urbanização favorece a reconfiguração das estruturas familiares, mediada por maior autonomia, mudanças culturais e visibilidade de arranjos não tradicionais (Minamiguchi, 2017). Em relação ao Programa Bolsa Família, mulheres beneficiárias têm razão de chances 11,26 vezes maior de estarem na condição de mãe solo. O resultado reflete a lógica de focalização da política, voltada a mulheres com filhos e baixa renda. Esse dado é coerente com estatísticas oficiais, que apontam que 42,2% das famílias atendidas são chefiadas por mães solo (Campello e Neri, 2013).

A estrutura domiciliar apresenta associação negativa: residir com 3–4 pessoas reduz em 35,2% a chance de ser mãe solo; com 5–7 pessoas, a redução é de 66,6%; e com 8 ou mais, de 83%. Embora indicativos de suporte familiar, esses arranjos podem refletir também restrições materiais. Hogendoorn (2023) argumenta que mães solo frequentemente vivem em lares multigeracionais como estratégia diante da instabilidade econômica. Por fim, os efeitos regionais apontam desigualdades territoriais. Em

comparação ao Norte, mulheres do Sudeste têm 43,3% mais chance de serem mães solo; no Sul, 47,8%; e no Centro-Oeste, 37%. O efeito no Nordeste não é significativo no modelo geral, mas aparece no meio rural. Tais achados indicam a segmentação territorial da maternidade solo, influenciada por condições econômicas e culturais. O teste de Hosmer-Lemeshow confirma bom ajuste dos modelos. As evidências empíricas reforçam a compreensão multidimensional e regionalmente sensível da maternidade solo no Brasil contemporâneo.

Tabela 2: *Odds ratio* (Razão de chance) de ser mãe solo, estratificado por situação censitária, PNADC de 2023.

Variáveis	Total		Rural		Urbano	
	O.R	D.P	O.R	D.P	O.R	D.P
Não branco	1,161***	(0,052)	1,151	(0,170)	1,160**	(0,054)
Idade	1,549***	(0,024)	1,338***	(0,054)	1,564***	(0,026)
Idade ao quadrado	0,994***	(0,000)	0,996***	(0,000)	0,994***	(0,000)
Fundamental completo	1,393***	(0,094)	1,807***	(0,293)	1,344***	(0,098)
Médio completo	1,338***	(0,076)	1,830***	(0,278)	1,288***	(0,078)
Superior completo	1,391***	(0,101)	2,263***	(0,465)	1,326***	(0,101)
Informal (Ref. Formal)	0,751***	(0,033)	0,656*	(0,113)	0,757***	(0,034)
De 1.321 a 2.000	0,758***	(0,041)	0,875	(0,159)	0,754***	(0,042)
De 2.001 a 4.000	0,539***	(0,034)	0,710	(0,159)	0,536***	(0,035)
De 4.001 a 6.000	0,476***	(0,047)	0,609	(0,186)	0,475***	(0,048)
Acima de 6.000	0,306***	(0,028)	0,146***	(0,049)	0,317***	(0,031)
25 a 40 horas	0,752***	(0,039)	0,634***	(0,081)	0,766***	(0,043)
41 a 48 horas	0,655***	(0,039)	0,456***	(0,084)	0,671***	(0,042)
49 a 56 horas	0,672***	(0,065)	0,492*	(0,152)	0,689***	(0,070)
Acima de 56 horas	0,922	(0,092)	0,963	(0,288)	0,925	(0,097)
Capital	1,174***	(0,055)	2,169*	(0,800)	1,172***	(0,055)
Bolsa família	11,26***	(0,577)	12,25***	(1,661)	11,19***	(0,611)
3 a 4 moradores	0,648***	(0,028)	0,633***	(0,080)	0,648***	(0,029)
5 a 7 moradores	0,334***	(0,024)	0,338***	(0,062)	0,333***	(0,025)
8 ou mais moradores	0,170***	(0,046)	0,155**	(0,093)	0,171***	(0,049)
Urbano (Ref. Rural)	2,553***	(0,159)				
Nordeste	1,038	(0,069)	1,461*	(0,274)	0,992	(0,071)
Sudeste	1,433***	(0,099)	1,488+	(0,316)	1,409***	(0,103)
Sul	1,478***	(0,116)	1,446	(0,368)	1,457***	(0,120)
Centro-Oeste	1,370***	(0,105)	0,626	(0,200)	1,366***	(0,109)
Obs.	16.4143		37.704		126.439	
Tamanho populacional	99.866.382		10.187.064		89.679.319	
Teste Hosmer-Lemeshow (Prob>F)	0,265		0,505		0,263	

**Fonte:** Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD Contínua (IBGE, 2023). O.R (Odds Ratio). D.P (Desvio-padrão). + p-valor<0,10; \* p-valor<0,05, \*\* p-valor<0,01; \*\*\* p-valor<0,001.

A análise estratificada por nível de instrução da Tabela 3 permite aprofundar os mecanismos pelos quais atributos individuais, domiciliares e territoriais influenciam a probabilidade de uma mulher estar na condição de mãe solo no Brasil. A idade mantém padrão em todos os estratos, com efeito linear positivo e termo quadrático negativo, configurando uma trajetória em curva invertida. Contudo, o gradiente etário torna-se mais acentuado entre as mulheres com ensino superior completo, cuja chance de ser mãe solo aumenta inicialmente em 86,2% a cada unidade adicional de idade, até o ponto de inflexão da curva, após o qual o efeito passa a decrescer, reforçando a hipótese de que, nesse grupo, a monoparentalidade pode expressar uma escolha deliberada, articulada à autonomia

individual e estabilidade financeira adquiridas em etapas posteriores do ciclo de vida. A variável de cor/raça não é estatisticamente significativa na maioria dos estratos, exceto entre mulheres com ensino médio completo, onde aquelas não brancas têm probabilidade 21,5% maior de serem mães solo. Isso aponta que a racialização da monoparentalidade se intensifica em faixas intermediárias de escolaridade.

A informalidade laboral apresenta associação negativa com a maternidade solo em todos os grupos educacionais. Entre mulheres com ensino fundamental incompleto, a chance é 27% menor; entre aquelas com ensino superior, a redução atinge 17,6%. Esses resultados podem refletir perfis distintos de inserção laboral: entre as menos escolarizadas, a informalidade tende a expressar permanência em arranjos conjugais tradicionais e dependência econômica, enquanto entre as mais instruídas, está associada a ocupações mais flexíveis, compatíveis com trajetórias autônomas. A renda domiciliar per capita apresenta uma relação inversa consistente com a condição de maternidade solo em todos os grupos educacionais. Entre mulheres com fundamental incompleto, aquelas com renda acima de R\$6.000 têm 90,7% menos chance de serem mães solo; entre as com ensino superior, a redução é de 58,5%. Isso reforça a importância do capital econômico nos arranjos familiares. Estudos apontam que mães solo estão concentradas nas faixas mais baixas de renda (Si, Nadolnyak & Hartarska, 2021), o que compromete sua estabilidade econômica diante da ausência de um cônjuge.

Jornadas semanais entre 25 e 56 horas estão negativamente associadas à maternidade solo, com reduções entre 22% e 32% conforme a escolaridade. O efeito permanece significativo entre mulheres com ensino médio e superior, embora com menor força nas faixas mais longas. Jornadas acima de 56 horas perdem significância, sugerindo que a sobrecarga laboral compromete a conciliação entre trabalho e cuidado. Conforme Si, Nadolnyak e Hartarska (2021), muitas mães migram para ocupações menos exigentes para compatibilizar o cuidado familiar com o trabalho. O Bolsa Família apresenta associação positiva com a maternidade solo em todos os grupos. A chance é 12,12 vezes maior entre mulheres com fundamental incompleto e 7,18 vezes maior entre as com ensino superior. Isso reflete a forte presença de mães solo entre as beneficiárias e a eficácia do programa em alcançar famílias vulneráveis, conforme Souza (2023), ao destacar seu desenho voltado a mulheres com filhos e baixa renda.

A estrutura domiciliar também mostra associação negativa, sobretudo entre mulheres com ensino médio e superior. Viver com oito ou mais moradores reduz a chance de ser mãe solo em 84,5% e 94,1%, respectivamente. Esse dado pode indicar que arranjos ampliados funcionam como suporte familiar, embora a coabitação reduzida possa refletir tanto autonomia quanto restrições materiais. A urbanização mantém forte associação com a maternidade solo, especialmente entre mulheres com baixa escolaridade. No grupo com fundamental incompleto, residir em área urbana eleva em mais de três vezes a chance de ser mãe solo. O efeito, embora reduzido, persiste entre as mais escolarizadas. Esse padrão é compatível com Santos, Silva e Cardoso (2024), que observam que a maioria das mães solo no Cadastro Único reside em áreas urbanas.

Os efeitos regionais variam com o nível de escolaridade. Entre mulheres com fundamental incompleto, viver no Sudeste ou Sul aumenta em 2,07 e 2,30 vezes, respectivamente, a chance de ser mãe solo, em comparação com o Norte. Esses efeitos permanecem entre as com fundamental completo, mas desaparecem nas mais escolarizadas, sugerindo que a educação mitiga as desigualdades territoriais. Essa interpretação dialoga com Franco, Souza e Gomes (2022), que destacam a maior concentração de mães solo no Norte e Nordeste em ocupações precárias, enquanto nas regiões Sul predominam mulheres com cônjuges inseridas em setores industriais e intelectuais.

Tabela 3: *Odds ratio* (Razão de chance) de ser mãe solo, estratificado por nível de instrução, PNADC de 2023.

Variáveis	Fundamental incompleto		Fundamental completo		Médio completo		Superior completo	
	O.R	D.P	O.R	D.P	O.R	D.P	O.R	D.P
Não branco	1,074	(0,117)	1,120	(0,139)	1,215**	(0,080)	1,062	(0,097)
Idade	1,408***	(0,053)	1,522***	(0,048)	1,634***	(0,040)	1,862***	(0,097)
Idade ao quadrado	0,995***	(0,000)	0,994***	(0,000)	0,994***	(0,000)	0,993***	(0,000)
Informal	0,730**	(0,087)	0,762*	(0,091)	0,761***	(0,049)	0,824*	(0,077)
De 1.321 a 2.000	0,607***	(0,082)	0,831	(0,101)	0,798**	(0,059)	0,788	(0,129)
De 2.001 a 4.000	0,378***	(0,076)	0,352***	(0,069)	0,546***	(0,051)	0,798	(0,127)
De 4.001 a 6.000	0,161*	(0,150)	0,107***	(0,065)	0,407***	(0,085)	0,678*	(0,114)
Acima de 6.000	0,0930***	(0,039)	0,216**	(0,111)	0,225***	(0,049)	0,415***	(0,069)
25 a 40 horas	0,729**	(0,079)	0,662***	(0,083)	0,828*	(0,066)	0,730*	(0,096)
41 a 48 horas	0,582***	(0,079)	0,641**	(0,096)	0,742***	(0,065)	0,590***	(0,091)
49 a 56 horas	0,812	(0,195)	0,524**	(0,131)	0,642**	(0,093)	0,757	(0,156)
Acima de 56 horas	0,435***	(0,104)	1,258	(0,350)	1,001	(0,150)	1,069	(0,214)
Capital	1,468**	(0,188)	1,197	(0,153)	1,181*	(0,079)	0,923	(0,089)
Bolsa família	12,12***	(1,204)	11,59***	(1,345)	11,28***	(0,835)	7,183***	(1,625)
3 a 4 moradores	1,140	(0,115)	0,853	(0,106)	0,514***	(0,033)	0,472***	(0,043)
5 a 7 moradores	0,723*	(0,104)	0,304***	(0,057)	0,245***	(0,027)	0,276***	(0,057)
8 ou mais moradores	0,250*	(0,141)	0,211**	(0,124)	0,155***	(0,060)	0,0592**	(0,062)
Urbano	2,898***	(0,306)	2,497***	(0,326)	2,155***	(0,226)	1,816**	(0,335)
Nordeste	1,110	(0,173)	1,302	(0,220)	1,032	(0,095)	0,860	(0,143)
Sudeste	2,065***	(0,349)	1,860***	(0,333)	1,361**	(0,133)	0,874	(0,143)
Sul	2,298***	(0,415)	2,335***	(0,480)	1,284*	(0,145)	0,816	(0,141)
Centro-Oeste	1,595*	(0,298)	1,686**	(0,330)	1,405**	(0,157)	0,932	(0,158)
Obs	41.465		23.727		65.034		33.917	
Tamanho populacional	20.005.184		13.948.162		42.820.237		23.092.800	
Teste Hosmer-Lemeshow (Prob>F)	0,788		0,300		0,721		0,136	

**Fonte:** Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD Contínua (IBGE, 2023). O.R (Odds Ratio). D.P (Desvio-padrão). + p-valor<0,10; \* p-valor<0,05, \*\* p-valor<0,01; \*\*\* p-valor<0,001.

A análise estratificada por região da Tabela 4 revela contrastes marcantes nos fatores associados à maternidade solo, evidenciando que os determinantes da monoparentalidade operam de forma diferenciada conforme o território. Algumas variáveis mantêm robustez estatística transversal, mas seus efeitos são modulados por dinâmicas econômicas, culturais e institucionais regionais. A inserção no mercado de trabalho apresenta associação negativa com a maternidade solo em todas as regiões, ainda que com variações de intensidade. No Centro-Oeste, mulheres em situação de informalidade têm 21,6% menos chance de serem mães solo, proporção que atinge 28,3% no Sudeste e 24,5% no Nordeste. Esses resultados sugerem que vínculos formais conferem maior proteção em contextos urbanos com maior densidade institucional e acesso a direitos trabalhistas.

A renda domiciliar per capita é um dos determinantes mais consistentes. No Sul, viver em domicílios com renda acima de R\$6.000 reduz em 68,7% a chance de ser mãe solo, frente a 54,7% no Nordeste e 54,5% no Norte. O capital econômico atua como barreira estrutural à monoparentalidade em todo o país, com efeitos mais expressivos nas regiões de maior renda e custo de vida. Hogendoorn e Härkönen (2023) argumentam que a maternidade solo está frequentemente associada à precariedade, dada a ausência de um parceiro co-residente com recursos financeiros. A escolaridade apresenta efeitos regionais distintos. O ensino médio completo está associado a um aumento de 65,8% na chance de ser mãe solo no Centro-Oeste. Já o ensino superior completo é significativo apenas no Norte e no Nordeste. Nas demais regiões, o efeito da escolaridade parece ser absorvido por outros fatores, como redes familiares e inserção ocupacional qualificada. Esses achados reiteram que a educação não atua de forma homogênea no Brasil, sendo seu impacto condicionado pela estrutura regional de oportunidades e pelas normas socioculturais.

A variável “capital” é significativa apenas no Nordeste e Centro-Oeste, onde residir em capital eleva a chance de ser mãe solo em 16,6% e 21,5%, respectivamente. Isso pode estar relacionado à maior visibilidade de arranjos familiares não tradicionais e ao acesso ampliado a políticas sociais. Nas regiões Sul e Sudeste, o efeito não é significativo, possivelmente devido à maior homogeneidade entre capitais e interior quanto às oportunidades. A variável “urbano” exibe associação positiva com a maternidade solo em todas as regiões. O efeito é mais forte no Sul (3,33 vezes) e no Norte (3,02 vezes), seguido pelo Centro-Oeste (2,65 vezes). Esses dados reforçam a hipótese de que contextos urbanos concentram dinâmicas sociais e econômicas que favorecem a formação de arranjos monoparentais.

Quanto à estrutura domiciliar, há associação negativa consistente entre coabitação ampliada e maternidade solo, sobretudo no Norte e Nordeste. Viver com oito ou mais moradores reduz em 59,5% (Norte) e 63% (Nordeste) a chance de ser mãe solo. Esse padrão sugere que arranjos familiares extensos funcionam como redes de suporte, especialmente em contextos de coabitação intergeracional, contribuindo para a estabilidade conjugal e divisão de cuidados. Finamori e Batista (2022) apontam que composições domiciliares ampliadas podem amortecer a sobrecarga da maternidade individual. Por fim, o Programa Bolsa Família mostra associação forte com a maternidade solo em todas as regiões, com destaque para o Nordeste, onde mulheres beneficiárias têm 13,56 vezes mais chance de estar nessa condição. Isso reflete a alta concentração de mães solo entre as beneficiárias e a efetividade dos critérios de focalização da política social. A presença desse grupo em todos os níveis de escolaridade indica tanto a abrangência do fenômeno quanto a capilaridade da política.

Tabela 4: *Odds ratio* (Razão de chance) de ser mãe solo, estratificado por região do país, PNADC de 2023.

Variáveis	Norte		Nordeste		Sudeste		Sul		Centro-Oeste	
	O.R	D.P	O.R	D.P	O.R	D.P	O.R	D.P	O.R	D.P
Não branco	1,100	(0,142)	1,113	(0,095)	1,198*	(0,087)	1,157	(0,105)	1,017	(0,105)
Idade	1,528***	(0,079)	1,487***	(0,044)	1,583***	(0,042)	1,595***	(0,053)	1,578***	(0,063)
Idade ao quadrado	0,994***	(0,000)	0,995***	(0,000)	0,994***	(0,000)	0,994***	(0,000)	0,994***	(0,000)
Fundamental completo	1,192	(0,247)	1,521***	(0,163)	1,232	(0,158)	1,518**	(0,218)	1,446*	(0,251)
Médio completo	1,477*	(0,258)	1,527***	(0,136)	1,182	(0,127)	1,111	(0,140)	1,658**	(0,261)
Superior completo	1,769**	(0,389)	1,729***	(0,207)	1,202	(0,160)	1,106	(0,156)	1,589*	(0,305)
Informal (Ref. Formal)	0,798+	(0,107)	0,754***	(0,062)	0,717***	(0,053)	0,817*	(0,075)	0,784*	(0,085)
De 1.321 a 2.000	0,606**	(0,093)	0,771*	(0,087)	0,767**	(0,066)	0,755*	(0,097)	0,693**	(0,085)
De 2.001 a 4.000	0,678*	(0,117)	0,668**	(0,099)	0,506***	(0,053)	0,594***	(0,077)	0,395***	(0,058)
De 4.001 a 6.000	0,544*	(0,138)	0,640*	(0,143)	0,449***	(0,075)	0,433***	(0,075)	0,485***	(0,100)
Acima de 6.000	0,455***	(0,101)	0,228***	(0,0482)	0,268***	(0,045)	0,449***	(0,080)	0,306***	(0,069)
25 a 40 horas	0,862	(0,117)	0,704***	(0,059)	0,838+	(0,084)	0,612***	(0,073)	0,659**	(0,097)
41 a 48 horas	0,760	(0,139)	0,636***	(0,061)	0,676***	(0,076)	0,606***	(0,080)	0,674*	(0,107)
49 a 56 horas	0,868	(0,220)	0,605**	(0,107)	0,707*	(0,123)	0,619*	(0,116)	0,649+	(0,169)
Acima de 56 horas	0,765	(0,220)	0,891	(0,159)	0,987	(0,159)	0,938	(0,251)	0,784	(0,196)
Capital	1,193	(0,143)	1,078	(0,093)	1,270**	(0,103)	1,006	(0,118)	1,124	(0,115)
Bolsa família	11,16***	(1,465)	11,77***	(0,927)	10,75***	(1,064)	12,96***	(1,786)	12,46***	(1,721)
3 a 4 moradores	0,739*	(0,084)	0,740***	(0,061)	0,570***	(0,042)	0,675***	(0,062)	0,690***	(0,072)
5 a 7 moradores	0,330***	(0,059)	0,388***	(0,052)	0,320***	(0,041)	0,264***	(0,044)	0,360***	(0,059)
8 ou mais moradores	0,405*	(0,143)	0,175*	(0,120)	0,0801***	(0,058)	0,0693**	(0,070)	0,176*	(0,140)
Urbano	3,020***	(0,584)	2,110***	(0,186)	2,859***	(0,417)	3,327***	(0,589)	6,020***	(1,607)
Obs.	19.285		45.805		47.208		32.806		19.039	
Tamanho populacional	7.344.699		22.412.285		45.465.633		15.897.238		8.746.527	
Teste Hosmer-Lemeshow (Prob>F)	0,000		0,124		0,586		0,111		0,602	

**Fonte:** Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD Contínua (IBGE, 2023). O.R (Odds Ratio). D.P (Desvio-padrão). + p-valor<0,10; \* p-valor<0,05, \*\* p-valor<0,01; \*\*\* p-valor<0,001.

## 5. Conclusão

Este estudo analisou os fatores associados à ocorrência da maternidade solo no Brasil, utilizando microdados da PNAD Contínua de 2023 e modelos logit estratificados por escolaridade, região e localização do domicílio. Os resultados demonstraram que a maternidade solo no país é um fenômeno multidimensional, estruturado por marcadores de desigualdade como raça, renda, escolaridade e território. Identificou-se uma robusta associação entre cor/raça e monoparentalidade feminina, sobretudo em contextos urbanos, onde as desigualdades interseccionais se intensificam. A escolaridade, por sua vez, exibiu efeitos não lineares, sugerindo que, embora a vulnerabilidade seja mais aguda entre as menos instruídas, o capital educacional também redefine os significados da maternidade solo entre as mulheres mais escolarizadas.

A principal contribuição deste trabalho reside na incorporação de recortes analíticos que revelam a heterogeneidade interna da maternidade solo, superando abordagens monolíticas frequentemente adotadas na literatura nacional. Ao evidenciar que os determinantes da maternidade solo operam de forma diferenciada segundo o nível educacional e o contexto regional, este estudo fornece insumos empíricos relevantes para o desenho de políticas públicas territorialmente sensíveis. Em especial, os achados indicam a necessidade de ações que articulem políticas de cuidado, proteção social e empregabilidade, com atenção específica às mães solo de baixa renda em áreas urbanas e periféricas, onde os efeitos combinados da desigualdade de gênero, raça e classe se tornam mais agudos. Ademais, a concentração de mães solo entre as beneficiárias do Programa Bolsa Família reforça sua centralidade como política de mitigação das vulnerabilidades associadas à monoparentalidade, ao passo que reafirma o papel central das transferências de renda no suporte às famílias monoparentais femininas em contextos de acesso limitado a oportunidades econômicas estáveis.

Como limitação, destaca-se a ausência de indicadores sobre corresponsabilidade parental informal, saúde mental e suporte institucional não estatal, os quais poderiam aprofundar a compreensão dos mecanismos que condicionam as trajetórias das mães solo. Além disso, o uso de dados transversais impede a identificação de relações causais e de efeitos de longo prazo. Pesquisas futuras podem se beneficiar da incorporação de painéis longitudinais, técnicas de inferência causal e da análise qualitativa das experiências dessas mulheres, a fim de ampliar a compreensão sobre os processos que conduzem à monoparentalidade feminina e suas implicações intergeracionais. Diante das desigualdades estruturais que caracterizam o Brasil, compreender a complexidade da maternidade solo configura uma etapa fundamental para o desenho de políticas públicas orientadas por evidência, voltadas à redução das vulnerabilidades associadas à estrutura familiar monoparental.

## Referências

- AYEBENG, C. et al. Single motherhood in Ghana: analysis of trends and predictors using demographic and health survey data. *Humanities and Social Sciences Communications*, v. 9, n. 1, 30 set. 2022.
- BAKER, R. S. Ethno-Racial Variation in Single Motherhood Prevalences and Penalties for Child Poverty in the United States, 1995–2018. *The ANNALS of the American Academy of Political and Social Science*, v. 702, n. 1, p. 20–36, jul. 2022.
- BARBOSA, A. L. N. DE H.; COSTA, J. S. Parentalidade e divisão do trabalho de cuidados: o programa emprega + mulheres e suas potenciais beneficiárias. *Boletim Mercado de Trabalho*, n. 75, p. 77–91, 7 mar. 2023.

- BARROS, A.; PEREIRA, S.; CORDEIRO, R. Mulheres no Comando! Um Estudo Sobre o Consumo Material e Identidade da Família Monoparental Feminina Brasileira. *Revista ADM.MADE*, Rio de Janeiro, v.23, n.3, p.89-108, 2019.
- Becker, Gary S., *Treatise on the Family*, Cambridge: Harvard University Press, 1981; Enlarged edition, 1991.
- BUMPASS, L. L.; RALEY, R. K. Redefining Single-Parent Families: Cohabitation and Changing Family Reality. *Demography*, v. 32, n. 1, p. 97, fev. 1995.
- CAMPOS, E. F.; COSTA, K. M. F.; GUIMARÃES, L. A. M. Maternidade Solo: nuances e conjunções de uma realidade. *Emprendimiento Científico Tecnológico*, v. 2, n. 2021, 28 mar. 2021.
- CAVENAGHI, S.; ALVES, J. E. D. Mulheres chefes de família no Brasil: avanços e desafios. Rio de Janeiro: ENS-CPES, v. 120. 2018.
- CHIZOMAM, N. L. F.; NYASHA, M. Single motherhood in Africa: Prevalence, associated factors and multidimensional deprivation. Disponível em: <<https://paa2019.populationassociation.org/abstracts/191108>>.
- DOMINGOS JÚNIOR, W. A.; FONTES, M. Mães responsáveis pelo domicílio: A monoparentalidade a partir da pesquisa de orçamentos familiares 2017/2018. *A Economia em Revista - AERE*, v. 29, n. 1, p. 15–29, 2021.
- ERMISCH, J. F. *Lone Parenthood: An Economic Analysis*. New York: Cambridge University Press, 1991.
- ESTEVE, A.; CASTRO-MARTÍN, T.; TORRES, A. F. C. Families in Latin America: Trends, Singularities, and Contextual Factors. *Annual Review of Sociology*, v. 48, n. 1, p. 485–505, 29 jul. 2022.
- ESTEVE, A.; GARCÍA-ROMÁN, J.; LESTHAEGHE, R. The Family Context of Cohabitation and Single Motherhood in Latin America. *Population and Development Review*, v. 38, n. 4, p. 707–727, 2012.
- FAVARO, C. S. Assumindo as responsabilidades: experiências e estratégias familiares de um grupo de mulheres chefes de domicílios monoparentais. *Anais do XVII Encontro Nacional de Estudos Populacionais. Anais Abep*, p. 1-19, 2016.
- FEIJÓ, J. Mães solo no mercado de trabalho. Disponível em: <<https://blogdoibre.fgv.br/posts/maes-solo-no-mercado-de-trabalho>>.
- FINAMORI, S.; BATISTA, M. A. M. Categorias Empíricas e Analíticas: Mães-Solo e Monoparentalidade Feminina. *Mediações - Revista de Ciências Sociais*, p. 1–19, 20 dez. 2022.
- FOLK, K.F. Single Mothers in Various Living Arrangements: Differences in Economic and Time Resources. *American Journal of Economics and Sociology*, Vol 55, No 3. Jul, 1996.
- FRANCO, J. G.; SOUZA, S. C. I.; GOMES, M. R. Determinantes De Participação Materna No Mercado De Trabalho Brasileiro: Fatores Identitários Importam? *Revista de Estudos Sociais*, v. 24, n. 49, p. 4–19, 2022.
- GOLDANI, A. M. Família, gênero e políticas: famílias brasileiras nos anos 90 e seus desafios como fator de proteção. *Revista Brasileira de Estudos de População*, [S. l.], v. 19, n. 1, p. 29–48, 2002. Disponível em: <https://rebep.org.br/revista/article/view/329>. Acesso em: 24 jul. 2025.
- GONZÁLEZ, L. The Determinants of the Prevalence of Single Mothers: A Cross-Country Analysis. Disponível em: <<https://www.iza.org/publications/dp/1677/the-determinants-of-the-prevalence-of-single-mothers-a-cross-country-analysis>>. Acesso em: 24 jul. 2025.
- GREENE, W. H. *Econometric Analysis*. 5. ed. Upper Saddle River, NJ: Pearson Education, 2003.

HOGENDOORN, B.; HÄRKÖNEN, J. Single Motherhood and Multigenerational Coresidence in Europe. *Population and Development Review*, 13 fev. 2023.

CAMPELLO, T.; NERI, M. C. Programa Bolsa Família: uma década de inclusão e cidadania. 2013.

KIM, G. E.; KIM, E.-J. Factors affecting the quality of life of single mothers compared to married mothers. *BMC Psychiatry*, v. 20, n. 1, 15 abr. 2020.

LEONE, E. T.; MAIA, A. G.; BALTAR, P. E. Mudanças na composição das famílias e impactos sobre a redução da pobreza no Brasil. *Economia e Sociedade*, v. 19, n. 1, p. 59–77, abr. 2010.

LUNDBERG, S. J.; POLLAK, R. A.; WALES, T. J. Do Husbands and Wives Pool Their Resources? Evidence from the U.K. *Child Benefit, Journal of Human Resources*, Vol. 32, No. 3 (Summer 1997), 463-480.

MACHADO, M. S.; PEREIRA, C. R. R.. Redes Pessoais Significativas de mulheres responsáveis por famílias monoparentais em vulnerabilidade social. *Estudos de Psicologia (Natal)*, v. 25, n. 4, p. 399-411, 2020.

MARURI, R. T. Estructura y Dinámica de la Monoparentalidad em España. Tese (Doutorado). Universitat Autònoma de Barcelona, Facultat de Ciències Polítiques i Sociologia, 2006.

MCKENZIE, H.; MCKAY, F. H. Thinking outside the box: Strategies used by low-income single mothers to make ends meet. *Australian Journal of Social Issues*, v. 53, n. 3, p. 304–319, 19 ago. 2018.

MENEZES, T. A.; NETO, R. DA M. S.; AZZONI, C. R. Demografia, Ciclo De Vida E Dinâmica Da Desigualdade Regional De Renda No Brasil. Disponível em: <<https://ideas.repec.org/p/anp/en2006/28.html>>. Acesso em: 24 jul. 2025.

MINAMIGUCHI, M. M. Monoparentalidade feminina no Brasil: dinâmica das trajetórias familiares. *Ufmg.br*, 2017.

MOILANEN, S. et al. Nonstandard Work Hours and Single Versus Coupled Mothers' Work-to-Family Conflict. *Family Relations*, v. 68, n. 2, p. 213–231, 6 mar. 2019.

NTOIMO, L. F.; ODIMEGWU, C. O. Health effects of single motherhood on children in sub-Saharan Africa: a cross-sectional study. *BMC Public Health*, v. 14, n. 1, 5 nov. 2014.

OLIVEIRA, E. S. et al. Alimentação Complementar De Lactentes Atendidos Em Uma Unidade Básica De Saúde Da Família No Nordeste Brasileiro. *Cogitare Enfermagem*, v. 23, n. 1, 15 jan. 2018.

PAZELLO, E. T.; FERNANDES, R. A Maternidade E A Mulher No Mercado De Trabalho: Diferença De Comportamento Entre Mulheres Que Têm E... *ResearchGate*, n. 151, 2004.

POLLAK, R. Gary Becker's Contributions to Family and Household Economics. [s.l: s.n.]. Disponível em: <<https://apps.olin.wustl.edu/faculty/pollak/b-talk34.pdf>>.

RATTAY, P. et al. Health of single mothers and fathers in Germany. Results of the GEDA studies 2019 - 2023. *PubMed*, v. 9, n. 3, p. 1–18, 1 set. 2024.

SANTOS, A. P. C.; SILVA, G. N.; CARDOSO, N. A. Estudo preliminar da vulnerabilidade social das Mães Solo de Ji-Paraná. *Revista Brasileira de Ciências da Amazônia / Brazilian Journal of Science of the Amazon*, v. 13, n. 3, p. 100–111, 2024.

SI, C.; NADOLNYAK, D.; HARTARSK, V. The gender wage gap in developing countries. *Applied Economics and Finance*, v. 8, n.1; jan. 2021

SOUZA, E. D. M. Vulnerabilidades e política pública : análise da situação de mães solo durante a pandemia da Covid-19. *Bdm.unb.br*, 30 nov. 2023.

SOUZA, S. C. I.; FRANCO, J. G.; GOMES, M. R. Maternidade Solo E Interações De Gênero: Fatores Agravantes Da Desigualdades Salariais No Brasil? A Economia em Revista - *AERE*, v. 30, n. 3, p. 63–76, 21 dez. 2022.