

## MATERNIDADE SOLO E INTERAÇÕES DE GÊNERO: FATORES AGRAVANTES DA DESIGUALDADES SALARIAIS NO BRASIL?

Solange de Cássia Inforzato de Souza<sup>1</sup>  
Julia Garani Franco<sup>2</sup>  
Magno Rogério Gomes<sup>3</sup>

**RESUMO:** Este artigo tem como objetivo analisar os impactos da maternidade solo e das interseccionalidades de gênero sobre os rendimentos no mercado de trabalho no Brasil. A partir dos microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua de 2019, estimaram-se as regressões quantílicas e as decomposições salariais de Oaxaca-Blinder e *Recentered Influence Function - RIF*. As principais constatações são as de que as mães solo sofrem penalidades salariais em relação às não mães e aos homens. A interação entre os fatores identitários, mulher, mãe e mãe solo, modifica as relações de gênero. A maternidade solo agrava as já reconhecidas desigualdades salariais entre os sexos, e mantém o nível de discriminação de sexo, que se elevam nos mais altos níveis de rendimentos. É, portanto, contraproducente considerar as mães como categoria homogênea no mercado de trabalho, a partir da qual as ações públicas e privadas devem estar assentadas no país.

**Palavras-chaves:** Maternidade solo; Mercado de Trabalho; Gênero; Discriminação.

## SOLO MOTHERHOOD AND GENDER INTERACTIONS: AGGRAVATING FACTORS OF WAGE INEQUALITIES IN BRAZIL?

**ABSTRACT:** This article aims to analyze the impacts of solo motherhood and gender intersections on income in the labor market in Brazil. We estimated the quantile regressions and wage decompositions of Oaxaca-Blinder and *Recentered Influence Function (RIF)* from the microdata of the 2019 National Continuous Household Sample Survey. The main findings are that solo mothers suffer wage penalties in relation to non-mothers and men. The interaction between identity factors, woman, mother and solo mother, modifies gender relations. Solo motherhood exacerbates the gender pay inequalities and maintains the level of sex discrimination, which rise at the highest levels of income. It is therefore counterproductive to consider mothers as a homogeneous category in the labor market, from which public and private actions must be based in the country.

**Keywords:** Single motherhood; Labor market; Gender; Discrimination.

Data da submissão: 24-10-2022

Data do aceite: 25-10-2022

## INTRODUÇÃO

A desigualdade entre gêneros é considerada um dos grandes fulcros de atenção ao redor do mundo que pressiona a mobilidade comunitária e estatal para políticas públicas direcionadas às mulheres. A Organização das Nações Unidas estabelece a centralidade da igualdade para o desenvolvimento inclusivo e, por isso, constitui um dos grandes objetivos da Agenda 2030 para o Desenvolvimento Sustentável, especialmente para os países da América Latina (CEPAL, 2020). A natureza multifacetária e persistente das desigualdades na região e o contexto macroeconômico adverso após a segunda metade dos anos 2010 revelam os enormes desafios que estão por vir no Brasil.

<sup>1</sup> Doutora em Educação pela Pontifícia Universidade Católica de São Paulo. Professora do Curso de Economia e do Programa de Mestrado em Economia Regional da Universidade Estadual de Londrina. Pesquisadora do Grupo de Pesquisa em Economia social e do trabalho da UEL. Contato: solangecassia@uol.com.br

<sup>2</sup> Graduanda em Ciências Econômicas pela Universidade Estadual de Londrina (UEL). Colaboradora do Grupo de Pesquisa em Economia social e do trabalho da UEL. Contato: julia\_garani@hotmail.com

<sup>3</sup> Doutor em Teoria Econômica pela Universidade Estadual de Maringá, PR. Mestre em Economia Regional pela Universidade Estadual de Londrina. Professor da Universidade Estadual de Londrina. Pesquisador do Grupo de Pesquisa em Economia social e do trabalho da UEL. Contato: magnorg86@gmail.com

Há, de fato, um conjunto relevante de pesquisas relacionadas às desigualdades sexuais no Brasil que encontram as explicações nos diferenciais de atributos produtivos e/ou na discriminação salarial contrária a elas (BALTAR; OMIZZOLO, 2020; SOUZA et al, 2022; ANDRADE; CUNHA, 2021; MUNIZ; VENEROSO, 2019). Outros fatores relacionados à divisão sexual do trabalho e à responsabilização do serviço doméstico, seja nas atividades ordinárias ou no cuidado dos filhos atribuídos às mulheres, podem ser a gênese das desigualdades, conquanto a eles não se restrinjam. Os estudos relacionados à alocação de tempo para essas atividades encontram, de forma geral, maior carga horária de trabalho para as mulheres, uma vez que estas são já reconhecidas por manter dupla – ou até tripla – jornada de trabalho (CUNHA et al., 2021; PASSOS; GUEDES, 2018; GARCIA; MARCONDES, 2022). Entretanto, a consubstancialidade de diferentes características do indivíduo pode acirrar as questões singulares de gênero. Nesse sentido, o gênero, a maternidade e a não conjugalidade materna são dimensões sinérgicas que condicionam as diferenças de rendimentos entre homens e mulheres.

Existe consenso de penalização salarial pela maternidade, como atestam Si, Nadolnyak e Hartarska (2021) em países em desenvolvimento, Casal e Barham (2013) na Argentina, e Berniell et. al. (2019), para o caso chileno. Mas no caso brasileiro, os resultados salariais são controversos. Piras e Ripani (2005) e Machado et al. (2021) encontraram um prêmio salarial para mulheres mães no mercado de trabalho em relação às não-mães, e Souza (2016) detectou uma penalização salarial, frisando que o ônus da maternidade é mais intenso para as mulheres separadas ou solteiras, também em relação às não mães.

No Brasil é incontestável o crescimento proporcional das mulheres chefes de família e uma fração dos lares representada pelas mães solo. Logo, se é sabido que o rendimento médio dos homens é superior ao das mulheres, a questão é identificar a magnitude dessa diferença ao se considerar a maternidade. Ademais, seria a maternidade solo um fator agravante das desigualdades de rendimentos entre os sexos país?

Diante do exposto, este artigo investiga o efeito da não conjugalidade materna, do gênero e suas interseccionalidades sobre o rendimento das mulheres no Brasil. Para tanto, foram aplicados os microdados da PNAD Contínua de 2019 nas equações salariais e na decomposição salarial *Recentered Influence Function -RIF* ao longo da distribuição de rendimentos. A principal hipótese é a de que a maternidade solo agrava as já reconhecidas desigualdades e discriminação de gênero no país.

Para além da introdução, este estudo aborda, na segunda seção, a revisão de literatura sobre o tema. A terceira seção concentra a estratégia metodológica, e a quarta, a descrição da amostra e os resultados da pesquisa. As conclusões estão na última seção deste trabalho.

## 2. MATERNIDADE, GÊNERO E TRABALHO: ESTUDOS PRÉVIOS

A compreensão das desigualdades salariais no mercado de trabalho, na perspectiva teórica, se desenvolve, em linhas gerais, pelas teorias do capital humano, da segmentação e da discriminação econômica. A teoria do capital humano aborda as características que podem trazer retornos na renda real futura a partir de investimentos em aprimoramento pessoal, seja por meio da educação, treinamento, experiência e atributos de saúde física e mental. Esses atributos elevariam a produtividade do trabalhador e sua remuneração (BECKER, 1962; SCHULTZ, 1961).

Há, entretanto, um reconhecimento de que o aperfeiçoamento do capital humano não é o suficiente para explicitar os retornos remuneratórios, o que, de certa forma pode ser decorrente da segmentação do mercado de trabalho (LIMA, 1980). Daí que Solimano (1988, p.574) define o mercado de trabalho segmentado como um mercado em que “um trabalhador com a mesma produtividade recebe remunerações diferentes em empregos diferentes”. E mais, para além do capital humano e das características estruturais do mercado de trabalho, a teoria da discriminação prevê a ocorrência da discriminação econômica se indivíduos, ainda que com atributos de capital humano e produtividade semelhantes, são tratados de forma diferenciada devido a critérios como gênero, raça, etnia, condição biológica, econômica e social (BECKER, 1957; OAXACA, 1973).

Do ponto de vista das raízes históricas das desigualdades no Brasil, a circunstância incontornável da necessidade do trabalho produtivo, reprodutivo e do cuidado parece ter sido resolvida de forma favorável aos homens, que repercute nas assimetrias de gênero no mercado de trabalho. Os afazeres domésticos, historicamente tidos como vocação, modelo e missão das mulheres, resultam numa dupla ou tripla jornada de trabalho (BIROLI, 2018; DUARTE; SPINELLI. 2019). Ademais, a má divisão do trabalho doméstico

implica num alto custo de oportunidade para o aprimoramento no capital humano. Passos e Guedes (2018) calculam a superação de 12,7 horas semanais da jornada total de trabalho das mulheres frente aos homens

A esse respeito, Muniz e Veneroso (2019, p.5) observam que “a persistência em manter as mulheres com as responsabilidades domésticas e funções socializadoras na família faz com que uma articulação constante seja necessária para conciliar o papel de profissional com os papéis familiares”. Entretanto, essa questão tem maior peso para um determinado grupo de pessoas, segundo a sua classe de renda e de rendimentos, e de sua estrutura familiar, seja ela formada por casais nucleares ou monoparentais. Cúnico e Arpini (2014) destacam que, no caso da maternidade solo, o sentimento de sobrecarga é ainda maior, tanto no âmbito familiar quanto no âmbito produtivo, em que são as únicas responsáveis pelo provento da família.

Em termos salariais, a literatura é controversa. Na esfera internacional, Si, Nadolnyak e Hartarska (2021) analisaram 12 países em desenvolvimento e encontraram menores ganhos por hora para mulheres mães, apenas em parte explicada pelas diferenças em educação e treinamento. A penalização aumenta conforme o número de filhos, na base da distribuição salarial e como fonte de mitigação de diferenças estão os trabalhos *children friendly*. Gamboa e Zuluaga (2013) encontram que as mães colombianas têm menores níveis de educação do que as que não são mães, o que pode ser justificativa para trabalhos que paguem menos, e não encontram evidências de discriminação contra as mulheres que têm filhos. Berniell et. al. (2019) comprovam menores rendimentos às mães, quando comparadas às não mães, e Barham e Casal (2013) a penalização salarial pela maternidade apenas no setor informal, conforme aumenta a quantidade de filhos, sendo maior na base da distribuição salarial, na Argentina. Piras e Ripani (2005) afirmam a penalização salarial pela maternidade para o Peru, agravada conforme o número de crianças, e prêmio para a Bolívia.

O caso brasileiro, segundo Piras e Ripani (2005), é particular: há prêmio salarial pela maternidade para mães de filhos de até 7 anos (6,8%), um prêmio menor para filhos entre 7 e 12 anos (2,6%) e há penalização para mães de maiores de 12 anos, quando comparados com não-mães. Outras evidências para o Brasil podem ser documentadas. Cunha e Vasconcelos (2016) indicaram penalização salarial como resposta à maternidade e que o nível de escolaridade é maior para mulheres que não são mães. Machado et al. (2021) expõem a vantagem salarial quando se é mãe no Brasil.

Estudos mostram que a estrutura familiar monoparental feminina leva a penalizações perante outras formas de organização familiar. Sorj, Fontes e Machado (2007) escreveram que os homens estão mais presentes no mercado de trabalho brasileiro e, entre mulheres, a predominância é das que moram sozinhas e não formam famílias, seguidas das que pertencem a famílias monoparentais femininas, e, por último, as que têm cônjuge. Maia et. al. (2015) encontraram menor renda per capita na família monoparental chefiada por mulheres. Souza (2016) concluiu que as mães, independente do *status* civil, têm menores rendimentos que mulheres sem filhos e a penalização é agravada conforme a quantidade de filhos. Entretanto, essas diferenças são atenuadas na presença de um cônjuge.

É fato que muitas das explicações para as diferenças de rendimentos entre homens e mulheres passam pela segregação das ocupações, pelos atributos produtivos e/ou pela discriminação salarial adversa a elas, a partir de diferentes bases de dados e de método de pesquisa, estudadas por Baltar e Omizzolo (2020), Souza et al (2022), Pedra et al (2021), Andrade e Cunha (2021), Muniz e Veneroso (2019) e Hayashi et. al (2018). Nesse contexto, esta pesquisa busca compreender a maternidade solo e seus fatores identitários relevantes (mulher, mãe e mãe solo) para as práticas no mercado de trabalho, e como agravante na materialidade das desigualdades de gênero no Brasil.

### 3. METODOLOGIA

#### 3.1 BASE DE DADOS

A base de dados utilizada foi a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNADC) de 2019, considerados, com expansão amostral, homens, mulheres, e mulheres mães ocupadas acima de 14 anos que têm pelo menos um filho abaixo de 18 anos. A mãe solo representa a mulher que tem filho(s) e ausência de cônjuge, e mãe com cônjuge, a mãe presente em um casal nuclear, onde há cônjuge e um ou mais filhos. As demais variáveis utilizadas estão na Tabela 1.

**Tabela 1.** Variáveis demográficas e de Mercado de Trabalho.

Variáveis	Descrição
<i>Mulher</i>	sendo 1 mulher e 0 homem
<i>branco</i>	sendo 1 cor de pele branca e 0 não branca (pardo ou preto)
<i>Mãesolo</i>	sendo 1 mulher mãe solo e 0 mãe não solo
<i>Chefe</i>	sendo 1 chefe da família e 0 contrário
<i>Cônjuge</i>	sendo 1 cônjuge e 0 contrário
<i>Filho_0_5</i>	sendo 1 tem ao menos um filho de 0 a 5 anos de idade e 0 caso contrário
<i>Filho_6_13</i>	sendo 1 tem ao menos um filho de 6 a 13 anos de idade e 0 caso contrário
<i>Baixa instrução</i>	sendo 1 escolaridade inferior ao ensino médio e 0 contrário
<i>Média instrução</i>	sendo 1 ensino médio completo ou graduação incompleta e 0 contrário
<i>Alta instrução</i>	sendo 1 graduação completa ou superior e 0 contrário
<i>experiência</i>	idade - anos de estudos - 5
<i>urbano</i>	Sendo 1 indivíduos que residem na área urbana e 0 rural
<i>nordeste, norte, centroeste, sudeste, sul e DF</i>	Sendo 1 residente na região e 0 caso contrário
<i>formal</i>	Sendo 1 exerce atividade remunerada e contribui para a previdência e 0 informal
<i>ocupdirigentes</i>	sendo 1 dirigente ou gerente e 0 caso contrário
<i>ocuppca</i>	sendo 1 Ciências e das Artes e 0 caso contrário
<i>ocuptecnicos</i>	sendo 1 ocupação de nível técnico e 0 caso contrário
<i>ocupoperacional</i>	sendo 1 ocupação operacional (trabalhadores agrícolas dos serviços e da produção) e 0 caso contrário
<i>sserviços</i>	sendo 1 setor de serviços e 0 caso contrário
<i>scmercio</i>	sendo 1 setor de comércio e 0 caso contrário
<i>sagricola</i>	sendo 1 setor agrícola e 0 caso contrário
<i>sindustria</i>	sendo 1 setor da indústria (Indústria de transformação e Construção) e 0 caso contrário
<i>empregado</i>	sendo 1 empregado do setor privado e 0 caso contrário
<i>domestica</i>	sendo 1 doméstica e 0 caso contrário
<i>Setorpublico</i>	sendo 1 setor público e 0 caso contrário
<i>Empregador</i>	sendo 1 empregador e 0 caso contrário
<i>Contapropria</i>	sendo 1 conta própria e 0 caso contrário
<i>Salmensal</i>	salário mensal do trabalho principal (R\$)
<i>Horasemana</i>	Jornada de trabalho semanal em horas
<i>Salhora</i>	Salário hora do trabalho principal
<i>Pobreza</i>	sendo 1 pobre <sup>4</sup> e 0 caso contrário
<i>rendadomperc</i>	renda domiciliar per capita (R\$)

Fonte: Elaboração própria.

### 3.2 DETERMINANTES SALARIAIS E REGRESSÕES QUANTÍLICAS

A equação de determinação dos salários de Mincer (1958) foi aplicada para a população ocupada brasileira (equação 1).

$$\ln(W_{hi}) = \beta_0 + \mathbf{CH}_i \boldsymbol{\beta} + \mathbf{Set}_i \boldsymbol{\delta} + \mathbf{Ocup}_i \boldsymbol{\tau} + \beta_i \text{Formal} + \beta_i \text{Urbano}_i + \beta_i \text{Branco}_i + \mathbf{UF}'_i \boldsymbol{\phi} + \mathbf{PO}'_i \boldsymbol{\sigma} + \mathbf{MAT}'_i \boldsymbol{\varphi} + \partial_i \text{tempoint}_i + \lambda_i \text{IMR}_i + \mu_i \quad (1)$$

Sendo:  $\ln(W_{hi})$  representa o logaritmo neperiano do salário-hora dos trabalhadores,  $\mathbf{CH}_i$  o vetor da escolaridade e experiência,  $\mathbf{Set}_i$  o vetor das variáveis *dummies* para os setores de atividade,  $\mathbf{Ocup}_i$  as *dummies* de ocupação, *Formal* a variável binária (0 significa informal e 1 significa formal),  $\text{Urbano}_i$  a variável binária (0 significa rural e 1 significa urbano),  $\text{Branco}_i$  a variável de característica de cor. O vetor  $\mathbf{UF}_i$  compõe-se pelas *dummies* para as unidades federativas,  $\mathbf{PO}$  pela posição na ocupação.  $\mathbf{MAT}_i$  é o vetor relacionado à maternidade, composto pelas variáveis categóricas: *maesolo* (1 quando mãe solo e 0 caso contrário), *maenãosolo* (1 quando mãe com cônjuge e 0 caso solo), *mulhersemfilho* (1 quando uma mulher sem filho e 0 caso contrário), *homem* (1 quando o indivíduo é do sexo masculino e 0 caso

<sup>4</sup> Rendimento domiciliar *per capita* de menos de meio salário mínimo (R\$499,00) ou não tem dois dos seguintes acessos: luz elétrica, banheiro e água canalizada, a partir da definição de pobreza por Kageyama e Hoffmann (2006) na perspectiva multidimensional da pobreza.

contrário). *tempoint* é a variável *dummy* (1 se a ocupação é superior a 26 horas semanais; 0 contrário) e, por fim, a variável para corrigir o viés de seleção amostral, IMR (Razão Inversa de Mills)<sup>5</sup>.

Adicionalmente, empregou-se o método das Regressões Quantílicas (RQ), que permite que toda a distribuição salarial condicional seja estimada. A equação minceriana descrita no modelo de regressão quantílica (RQ) pode ser:

$$y_i = \mathbf{x}'_i \beta_q + \varepsilon_i \quad (2)$$

Onde  $\beta_q$  é o vetor de parâmetros desconhecidos associados ao  $q^{\text{th}}$ -quantil. A RQ também conhecida como regressão mediana ou regressão com desvio absoluto mínimo, minimiza  $\sum_i |\varepsilon_i|$ . Para o  $j$ -ésimo regressor, o efeito marginal é o coeficiente para o  $q^{\text{th}}$  quantil.

$$\frac{\partial Q_q(y | \mathbf{x})}{\partial x_j} = \beta_{qj} \quad (2.1)$$

O parâmetro da regressão quantílica,  $\beta_q$ , estima a mudança em um quantil especificado  $q$  da variável dependente  $y$  produzida por uma mudança de uma unidade na variável independente  $x_j$ .

### 3.3 DECOMPOSIÇÕES CONTRAFACTUAIS DE OAXACA-BLINDER E *RECENTERED INFLUENCE FUNCTION (RIF)*

Para mensurar o efeito salarial da maternidade solo comparados aos grupos selecionados, esta pesquisa utilizou os modelos de decomposição salarial de Oaxaca-Blinder e a decomposição *Recentered Influence Function (RIF)*. A decomposição de Oaxaca-Blinder (Oaxaca, 1973; Blinder, 1973) parte das equações mincerianas de determinação de salários:

$$Y_i = \beta_0 + \sum_{j=1}^n \beta_j X_{ji} + \mu_i \quad (3)$$

Onde,  $Y_i$  representa o logaritmo natural dos rendimentos e  $X_{j1}, \dots, X_{jn}$  indica as  $n$  características observáveis que explicam  $Y$ .

Aplicando a equação (3) para o grupo em vantagem (H) e desvantagem (L), temos:

$$Y_i^H = \beta_0^H + \sum_{j=1}^n \beta_j^H X_{ji}^H + \mu_i^H \quad (4.1)$$

$$Y_i^L = \beta_0^L + \sum_{j=1}^n \beta_j^L X_{ji}^L + \mu_i^L \quad (4.2)$$

Onde  $H$  indica *High-wage*, isto é, salário do grupo em vantagem, e  $L$  indica *Low-wage*, salário do grupo em desvantagem. Aplicando as propriedades MQO e subtraindo (4.2) de (4.1), obtém-se:

$$(\bar{Y}^H - \bar{Y}^L) = \beta_0^H - \beta_0^L + \sum_j \bar{X}_j^L (\beta_j^H - \beta_j^L) + \sum_j \beta_j^H (\bar{X}_j^H - \bar{X}_j^L) \quad (5)$$

O termo  $\sum_j \beta_j^H (\bar{X}_j^H - \bar{X}_j^L)$  indica a diferença de rendimentos decorrente das diferenças de dotações dos indivíduos. O outro termo  $(\beta_0^H - \beta_0^L) + \sum_j \bar{X}_j^L (\beta_j^H - \beta_j^L)$  corresponde à existência de valorações

<sup>5</sup> De acordo com Heckman (1979), deve-se acrescentar a variável Razão Inversa de Mills (IMR), se significativa, na equação (1). Essa variável foi estimada a partir das equações de participação no mercado de trabalho.

salariais diferentes para grupos com as mesmas características individuais, ou seja, o rendimento atribuído às diferenças de coeficientes<sup>6</sup>.

Para a medida das desigualdades ao longo da distribuição salarial, utilizou-se a decomposição *RIF* (*Recentered Influence Function*). Segundo Gomes et al. (2020), como exposto por Rios-Avila (2019), essa metodologia tem três vantagens em relação às outras estratégias encontradas na literatura: a simplicidade de sua implementação, a possibilidade de obtenção de contribuições detalhadas de covariáveis individuais na composição agregada e a possibilidade de ampliar a análise para qualquer estatística para a qual uma *RIF* possa ser definida.

Suponha que exista uma função de distribuição conjunta que descreva todas as relações entre a variável dependente  $Y$  ( $\ln$  do salário/hora), as características exógenas  $X$  e a variável categórica  $L$ :  $(f_{Y,X,L}(y_i, x_i, L_i))$ . Como existem apenas dois grupos baseados em  $L$ , a função de distribuição de probabilidade conjunta e a distribuição cumulativa de  $Y$  condicional em  $L$  podem ser escritas como:

$$f_{Y,X}^k(y, x) = f_{Y|X}^k(Y|X) f_X^k(X) \quad (6.1)$$

$$F_Y^k(y) = \int F_{Y|X}^k(Y|X) dF_X^k(X) \quad (6.2)$$

onde o  $k$  indica que a densidade é condicional em  $L = k$  com  $k \in [0,1]$ . Para analisar as diferenças entre os grupos para uma determinada estatística distributiva  $v$ , a distribuição condicional cumulativa de  $Y$  ( $\ln$  do salário/hora) pode ser usada para calcular a diferença:

$$\Delta v = v\left(\int F_{Y|X}^1(Y|X) dF_X^1(X)\right) - v\left(\int F_{Y|X}^0(Y|X) dF_X^0(X)\right) \quad (7)$$

De acordo com Gomes et al. (2020), para identificar as diferenças nas características (efeito explicado) e diferenças nos coeficientes (efeito da estrutura salarial ou efeito dos coeficientes) para explicar a diferença geral na estatística distributiva  $\Delta v$ , é necessário criar um cenário contrafactual. Define-se a estatística contrafactual,  $v_c$ , da seguinte maneira:

$$v_c = v(F_Y^c) = v\left(\int F_{Y|X}^0(Y|X) dF_X^1(X)\right) \quad (8)$$

A diferença na estatística de distribuição  $v$  pode ser desagregada em dois componentes:

$$\Delta v = \underbrace{v_1 - v_c}_{\Delta v_S} + \underbrace{v_c - v_0}_{\Delta v_X} \quad (8.1)$$

onde  $\Delta v_X$  reflete a diferença atribuída às diferenças nas características, enquanto  $\Delta v_S$  reflete as diferenças atribuídas aos coeficientes. O termo  $\Delta v_X$  constitui a diferença dos retornos salariais que os dois grupos recebem por suas características do mercado de trabalho (parte explicada), enquanto o termo  $\Delta v_S$  (parte não explicada) é o efeito de diferenças dos retornos nas características.

## 4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

### 4.1 SUMÁRIO DESCRITIVO

A Tabela 2 apresenta dados sociodemográficos da amostra da população ocupada acima de 14 anos ativa no mercado de trabalho, constituída por 187.807 indivíduos. A maior parte da população ocupada é homem, não branco, tem baixa instrução e está situada na faixa etária entre 30 e 40 anos. Dos que têm filhos, grande parte tem dois ou mais descendentes, geralmente entre 6 e 13 anos. Considerando toda a

<sup>6</sup> A correção do problema de identificação, ou seja, invariância dos resultados da decomposição frente a escolha arbitrária das variáveis a serem omitidas nos conjuntos de variáveis categóricas utilizadas nas regressões de determinação de salários, foi realizada pelo processo de normalização proposto por Yun (2005).

população ocupada, as mulheres representam pouco menos da metade (43,99%), que compreendem as não mães, 27,72%, e as mães, 16,26%; dessas últimas, 3,27% são mães solo.

Os salários dos homens são superiores aos das mulheres, independentemente da categoria e da jornada de trabalho das pessoas e, embora os salários hora e mensal das mães sejam ligeiramente maiores do que os das não mães, os da mãe solo são menores em relação aos outros grupos mencionados (Tabela 3). As mães solo têm a segunda maior jornada de trabalho para trabalhos em tempo integral e, ainda assim, não são recompensadas pela extensão da jornada no acumulado do mês, obtendo a menor remuneração. Ademais, todos os grupos tem ganhos maiores em tempo parcial, entretanto, as mães solo obtêm menor aumento proporcionalmente, de 12,11% - sendo o maior ganho o dos homens, com 44,08%.

**Tabela 2.** Composição da população ocupada – perfil sociodemográfico (%). Brasil, 2019.

Variáveis	Média	Desvio-padrão
Baixa instrução	40,04	(0,4899)
Média instrução	39,61	(0,489)
Alta instrução	20,34	(0,4025)
Faixa etária 15 – 24	14,04	(0,3474)
Faixa etária 25 – 29	11,37	(0,3174)
Faixa etária 30 – 40	29,31	(0,4552)
Faixa etária 41 – 50	22,2	(0,4156)
Faixa etária > 50	23,05	(0,4212)
Branco	45,24	(0,4977)
Filhos 0 a 5 anos	22,86	(0,4199)
Filhos 6 a 13 anos	30,09	(0,4586)
Filhos 14 a 17 anos	16,81	(0,3739)
Um filho	20,91	(0,4066)
Dois ou mais filhos	79,08	(0,4066)
Urbano	88,49	(0,319)
Norte	7,9	(0,2698)
Nordeste	22,75	(0,4192)
Sudeste	45,11	(0,4976)
Sul	15,93	(0,3659)
Centro-Oeste	6,8	(0,2518)
Distrito Federal	1,48	(0,1208)
Mulher	43,99	(0,4963)
Mãe Solo	3,27	(0,1778)
Mãe com cônjuge	12,99	(0,3362)
Mulher sem filho	27,72	(0,4476)

Fonte: Elaboração própria a partir de PNADC 2019.

**Tabela 3.** Média salarial da população ocupada e jornada de trabalho no Brasil.

	Parcial			Tempo integral			Total		
	Salário mês (R\$)	Salário Hora (R\$)	Jornada Semanal (hrs.)	Salário mês (R\$)	Salário Hora (R\$)	Jornada Semanal (hrs.)	Salário mês (R\$)	Salário Hora (R\$)	Jornada Semanal (hrs.)
Homem	1292,26	19,61	17,44	2570,54	13,61	44,02	2440,52	14,22	41,16
MãeSolo	852,66	12,77	16,02	2028,37	11,39	42,38	1767,69	11,70	36,47
Mãe c/ cônjuge	1084,92	15,90	16,90	2313,25	12,99	42,11	2051,38	13,61	36,44
NãoMãe	1078,28	16,04	16,74	2053,97	11,49	41,85	1849,92	12,44	36,34
Total	1150,56	17,23	16,97	2391,82	12,93	43,18	2206,34	13,57	39,06

Fonte: Elaboração própria a partir de PNADC 2019.

Vê-se o aumento dos salários conforme eleva-se o nível de instrução para todas as categorias, conforme previsto pela teoria do capital humano (Tabela 4). As mulheres de alta instrução recebem, em média, 67,49% do salário masculino, as mães com cônjuge 73,02% e as não mães 63,96%. As mães solo de alta instrução recebem cerca de 78,33% do salário masculino. Há, portanto, menor desigualdade de gênero para as mães solo altamente qualificadas, tendo penalidade salarial maior para as não mães. As mães solo são as que mais ganham com a alta instrução, pois, os homens ganham três vezes mais com alta instrução – em comparação aos homens de média instrução -, e as mães solo ganham 3,27 vezes mais; as mulheres ganham, na média, 2,69 mais. Existe, pois, um indicativo de que a educação pode promover a redução das diferenças salariais de gênero e maternidade.

Há vantagem salarial masculina sobre a mulheres, mães e mães solo, que se ampliam para indivíduos mais velhos (Tabela 5). Os pontos de inflexão acontecem em diferentes faixas etárias para os diferentes grupos. Em comparação com faixas etárias anteriores, o menor ganho percentual para os homens ocorre para os maiores de 50 anos (com ganho de 19,53%). Para as mulheres, isso acontece na terceira faixa etária (30,71%), com baixíssimos ganhos para as faixas seguintes (0,80% e 0,86%). O caso das mães solo apresenta maiores ganhos por faixa, quando comparado às mulheres.

**Tabela 4.** Média salarial e participação (%), segundo a maternidade e gênero, por nível de instrução no Brasil.

	Baixa instrução			Média instrução			Alta instrução		
	Salário Hora (R\$)	Jornada Semanal (hrs.)	%	Salário Hora (R\$)	Jornada Semanal (hrs.)	%	Salário Hora (R\$)	Jornada Semanal (hrs.)	%
<b>Homem</b>	<b>8,27</b>	<b>40,47</b>	<b>65</b>	<b>12,18</b>	<b>42,07</b>	<b>53,59</b>	<b>36,55</b>	<b>41,02</b>	<b>43,01</b>
<b>Mulher</b>	<b>7,12</b>	<b>34,18</b>	<b>35</b>	<b>9,17</b>	<b>37,66</b>	<b>46,41</b>	<b>24,67</b>	<b>37,02</b>	<b>56,99</b>
Mãe Solo	6,52	34,35	3,24	8,73	38,32	3,39	28,63	36,87	3,10
Mãe com cônjuge	7,29	34,34	9,89	9,41	37,64	13,93	26,69	36,94	17,28
Não Mãe	7,14	34,08	21,87	9,11	37,59	29,08	23,38	37,07	36,61
<b>Total</b>	<b>7,88</b>	<b>38,27</b>	<b>100</b>	<b>10,79</b>	<b>40,02</b>	<b>100</b>	<b>29,79</b>	<b>38,74</b>	<b>100</b>

Fonte: Elaboração própria a partir de PNADC 2019.

**Tabela 5.** Média salarial e participação (%), segundo gênero e maternidade, por faixa etária no Brasil.

	14 – 24 anos		25 – 29 anos		30 – 40 anos		41 – 50 anos		50+ anos	
	Salário Hora (R\$)	%								
<b>Homem</b>	<b>7,49</b>	<b>58,49</b>	<b>10,11</b>	<b>54,84</b>	<b>14,53</b>	<b>54,40</b>	<b>15,46</b>	<b>53,97</b>	<b>18,48</b>	<b>59,97</b>
<b>Mulher</b>	<b>7,41</b>	<b>41,51</b>	<b>10,42</b>	<b>45,16</b>	<b>13,62</b>	<b>45,60</b>	<b>13,73</b>	<b>46,03</b>	<b>14,92</b>	<b>40,03</b>
Mãe solo	6,53	0,89	7,37	2,41	11,60	5,26	12,92	4,82	14,24	1,13
Mãe com cônjuge	7,2	4,49	9,42	14,01	13,59	22,68	16,32	15,97	15,81	2,49
Não Mãe	7,46	36,13	11,16	29,73	14,27	17,66	12,22	25,23	14,88	37,31
<b>Total</b>	<b>7,46</b>	<b>100</b>	<b>10,25</b>	<b>100</b>	<b>14,12</b>	<b>100</b>	<b>14,66</b>	<b>100</b>	<b>17,05</b>	<b>100</b>

Fonte: Elaboração própria a partir de PNADC 2019.

Quando contrapostos os setores, as mulheres e mães solo, de forma geral, têm maior desigualdade salarial de gênero no setor de serviços (76,31% e 69% do salário masculino, respectivamente) e menor no setor agrícola. Mães com cônjuge e não mães vivenciam menor desigualdade de gênero no setor de serviços, 82,90% e 74,20%, respectivamente.

**Tabela 6.** Média salarial e participação (%), gênero e maternidade, por setor de ocupação, no Brasil.

	Agricultura		Comércio		Indústria		Serviços	
	Salário Hora (R\$)	%						
<b>Homem</b>	<b>8,25</b>	<b>80,15</b>	<b>11,79</b>	<b>56,68</b>	<b>12,50</b>	<b>76,79</b>	<b>18,49</b>	<b>43,21</b>
<b>Mulher</b>	<b>8,08</b>	<b>19,85</b>	<b>9,51</b>	<b>43,32</b>	<b>10,81</b>	<b>23,21</b>	<b>14,11</b>	<b>56,79</b>
Mãe Solo	5,19	0,96	8,96	2,87	10,18	1,45	12,78	4,56
Mãe com cônjuge	7,28	7,45	10,08	13,04	11,29	7,12	15,33	16,30
Não Mãe	8,97	11,44	9,30	27,41	10,64	14,65	13,72	35,93
<b>Total</b>	<b>8,22</b>	<b>100</b>	<b>10,82</b>	<b>100</b>	<b>12,12</b>	<b>100</b>	<b>16,00</b>	<b>100</b>

Fonte: Elaboração própria a partir de PNADC 2019.

As mães solo são mais prejudicadas em relação aos homens quando exercem ocupações técnicas (72,93% do salário masculino). Nas ocupações com os melhores salários – Dirigentes e PCI's -, por sua vez, as mães solo recebem em torno de 77 a 81% dos salários masculinos, revelando menos disparidade salarial de gênero e maternidade solo nesses grupos de ocupações. Essa situação não se replica ao considerar o grupo mulheres, que recebem menor proporção do salário masculino enquanto dirigentes (67,05%), sendo a mãe com cônjuge a mais prejudicada (65,46%). As não mães, por sua vez, têm maior desigualdade em relação aos homens na qualidade de PCI's – recebendo 66,83% do salário hora masculino.

**Tabela 7.** Média salarial e participação (%) por grupo ocupacional no Brasil.

	Demais Ocupações	Dirigentes	PCI's	Técnicos
--	------------------	------------	-------	----------

	Salário Hora (R\$)	%	Salário Hora (R\$)	%	Salário Hora (R\$)	%	Salário Hora (R\$)	%
<b>Homem</b>	<b>9,69</b>	<b>58,21</b>	<b>38,97</b>	<b>61,95</b>	<b>38,48</b>	<b>39</b>	<b>19,58</b>	<b>56,05</b>
<b>Mulher</b>	<b>8,44</b>	<b>41,79</b>	<b>26,13</b>	<b>38,05</b>	<b>27,01</b>	<b>61</b>	<b>15,55</b>	<b>43,95</b>
MãeSolo	7,82	3,36	30,01	2,16	31,52	3,38	14,28	2,88
Mãe c/ cônjuge	8,73	12,11	25,51	13,29	28,84	19,05	16,56	12,61
NãoMãe	8,40	26,32	26,11	22,6	25,72	38,57	15,23	28,47
<b>Total</b>	<b>9,18</b>	<b>100</b>	<b>34,10</b>	<b>100</b>	<b>31,48</b>	<b>100</b>	<b>17,81</b>	<b>100</b>

Fonte: Elaboração própria a partir de PNADC 2019.

Para os trabalhadores por conta-própria, a mãe solo é a única categoria de mulher que recebe menor salário que o homem (87,65%). Ainda assim, a ocupação que a mãe solo mostra ainda menor proporção salarial que o gênero masculino é a de empregadora – assim como a mãe com cônjuge. As mulheres, de forma geral, têm menores proporções do salário masculino na posição de empregado no setor público, o que se confirma para as não mães (77 e 73,78%, respectivamente).

**Tabela 8.** Média salarial e participação (%), por posição na ocupação no Brasil.

	Empregado no setor privado		Trabalhador doméstico		Empregado no setor público		Empregador		Conta-Própria	
	Salário Hora (R\$)	%	Salário Hora (R\$)	%	Salário Hora (R\$)	%	Salário Hora (R\$)	%	Salário Hora (R\$)	%
<b>Homem</b>	<b>11,67</b>	<b>61,58</b>	<b>7,34</b>	<b>7,84</b>	<b>26,70</b>	<b>38,58</b>	<b>35,63</b>	<b>69,42</b>	<b>11,58</b>	<b>64,72</b>
<b>Mulher</b>	<b>10,87</b>	<b>38,42</b>	<b>7,03</b>	<b>92,16</b>	<b>20,56</b>	<b>61,42</b>	<b>29,25</b>	<b>30,58</b>	<b>11,71</b>	<b>35,28</b>
MãeSolo	10,88	2,68	6,60	10,75	20,95	4,25	25,86	1,82	10,15	2,54
Mãe com cônjuge	11,32	10,79	7,37	23,93	22,18	19,22	28,87	11,72	11,73	10,99
NãoMãe	10,67	24,95	6,97	57,48	19,70	37,94	29,87	17,04	11,88	21,75
<b>Total</b>	<b>11,36</b>	<b>100</b>	<b>7,05</b>	<b>100</b>	<b>22,93</b>	<b>100</b>	<b>33,68</b>	<b>100</b>	<b>11,62</b>	<b>100</b>

Fonte: Elaboração própria a partir de PNADC 2019.

Quando separados por região, as maiores frações dos salários masculinos concentram-se na Região Norte – com exceção da não mãe, no Nordeste. As menores, por sua vez, não possuem simetria, estando a mãe solo mais prejudicada em relação ao homem na Região Centro-Oeste.

**Tabela 9.** Média salarial e participação da população ocupada, gênero e maternidade, por região. Brasil, 2019.

	DF		Nordeste		Norte		Sudeste		Sul		Centro-Oeste	
	Salário Hora (R\$)	%										
<b>Homem</b>	<b>25,14</b>	<b>51,95</b>	<b>9,86</b>	<b>57,36</b>	<b>10,16</b>	<b>59,93</b>	<b>16,42</b>	<b>54,91</b>	<b>15,89</b>	<b>55,30</b>	<b>13,53</b>	<b>56,81</b>
<b>Mulher</b>	<b>21,39</b>	<b>48,05</b>	<b>9,96</b>	<b>42,64</b>	<b>10,68</b>	<b>40,07</b>	<b>13,92</b>	<b>45,09</b>	<b>13,46</b>	<b>44,7</b>	<b>11,57</b>	<b>43,19</b>
MãeSolo	20,72	4,13	8,26	3,68	10,11	3,34	13,59	3,19	12,15	2,80	10,96	3,29
Mãe com cônjuge	26,46	13,11	9,97	12,59	11,37	12,27	15,04	12,69	14,61	14,63	12,50	13,34
NãoMãe	19,31	30,82	10,21	26,37	10,44	24,46	13,47	29,21	12,98	27,27	11,18	26,56
<b>Total</b>	<b>23,34</b>	<b>100</b>	<b>9,90</b>	<b>100</b>	<b>10,36</b>	<b>100</b>	<b>15,30</b>	<b>100</b>	<b>14,82</b>	<b>100</b>	<b>12,69</b>	<b>100</b>

Fonte: Elaboração própria a partir de PNADC 2019.

#### 4.2 DETERMINANTES SALARIAIS E A DECOMPOSIÇÃO SALARIAL

Esta seção identifica a influência do gênero e da maternidade solo nos salários, com o controle de variáveis e, em seguida, decompõe os salários para mensurar as fontes das assimetrias entre os grupos estudados. Em consonância com os resultados descritivos e com a literatura revisada, há desvantagem salarial para as mulheres (Tabela 10). Em comparação com os homens, as mulheres que não têm filhos e mães com cônjuge apresentam coeficientes similares, mas há maior defasagem salarial para as mães – com exceção do último quantil. Foca-se aqui na mãe solo, com a maior discrepância salarial em relação aos homens, sendo crescente ao longo dos quantis de rendimento.

As demais variáveis comportam-se como esperado. A produção científica tem sido controversa em relação à penalidade salarial para as mães em relação às não mães, e pouco se discute a vantagem ou desvantagem das mães e mães solo em relação aos homens, e sua trajetória pelos quantis da distribuição de rendimentos. É o que se faz a seguir.

Em princípio, a comparação de rendimentos entre mães e não mães evidencia a desigualdade favorável às mães no Brasil, e um efeito maternidade, *proxy* da discriminação, que manifesta um prêmio salarial por ser mãe, quando comparado às não mães, elevados nos quantis superiores. Os resultados não foram estatisticamente significativos para as dotações dos indivíduos e para o nível mais baixo de salários. Muito embora esses resultados contradigam parte da literatura internacional e nacional, eles estão de acordo com Machado et. al. (2021) e Piras e Ripani (2005) para o Brasil e América Latina.

O prêmio salarial encontrado para as mães, frente às não mães, pode ser justificado devido às escolhas de alocação de tempo – entre trabalho remunerado, não remunerado e lazer – segundo seu salário reserva. A decisão das mulheres em ofertar trabalho perpassa por sua responsabilização pelos afazeres domésticos e encontra diferentes pesos a depender do arranjo familiar em que está inserida. Há possibilidade, inclusive, dessa mulher ofertar zero horas de trabalho, caso a remuneração do mercado de trabalho não encontre correspondência com suas expectativas.

**Tabela 10.** Determinantes dos salários dos ocupados. Brasil, 2019.

	OLS	25%	50%	75%
M. Instrução	0,2386*** (0,0060)	0,1432*** (0,0059)	0,1819*** (0,0053)	0,2368*** (0,0068)
A. Instrução	0,9961*** (0,0114)	0,6001*** (0,0118)	0,9074*** (0,0119)	1,2965*** (0,0131)
Experiência	0,0177*** (0,0007)	0,0158*** (0,0008)	0,0161*** (0,0007)	0,0171*** (0,0008)
Experiência2	-0,0002*** (0)	-0,0002*** (0)	-0,0002*** (0)	-0,0002*** (0)
Branco	0,1452*** (0,0053)	0,0893*** (0,0055)	0,1141*** (0,0051)	0,1413*** (0,0063)
Urbano	0,1319*** (0,0085)	0,1142*** (0,0092)	0,1111*** (0,0075)	0,1059*** (0,0092)
Norte	0,1840*** (0,0084)	0,1561*** (0,0079)	0,1450*** (0,0074)	0,1564*** (0,0089)
Sudeste	0,3993*** (0,0068)	0,3531*** (0,0067)	0,3439*** (0,0059)	0,3571*** (0,0073)
Sul	0,4540*** (0,0072)	0,4508*** (0,0071)	0,4151*** (0,0066)	0,3916*** (0,0079)
C. Oeste	0,4413*** (0,0080)	0,3856*** (0,0070)	0,3755*** (0,0072)	0,4007*** (0,0097)
D.F.	0,7527*** (0,0150)	0,5471*** (0,0183)	0,6708*** (0,0174)	0,7232*** (0,0149)
Formal	0,3520*** (0,0065)	0,3907*** (0,0080)	0,2885*** (0,0060)	0,2555*** (0,0070)
Dirigentes	0,6391*** (0,0173)	0,4734*** (0,0173)	0,6524*** (0,0206)	0,9023*** (0,0229)
PCA	0,6072*** (0,0130)	0,5970*** (0,0140)	0,6117*** (0,0128)	0,6434*** (0,0166)
Técnicos	0,3272*** (0,0100)	0,2269*** (0,0106)	0,3205*** (0,0112)	0,4128*** (0,0121)
Comércio	0,2068*** (0,0111)	0,2588*** (0,0127)	0,1414*** (0,0096)	0,0986*** (0,0117)
Serviços	0,2876*** (0,0105)	0,3471*** (0,0122)	0,2116*** (0,0093)	0,1588*** (0,0111)
Indústria	0,2876*** (0,0103)	0,3840*** (0,0124)	0,2463*** (0,0092)	0,1793*** (0,0111)
E. Privado	0,0100 (0,0101)	0,0329*** (0,0119)	-0,0118 (0,0099)	-0,0310*** (0,0114)
E. Público	0,2116*** (0,0118)	0,1668*** (0,0131)	0,1460*** (0,0117)	0,2050*** (0,0150)
Empregador	0,6020*** (0,0179)	0,3616*** (0,0216)	0,5508*** (0,0209)	0,8507*** (0,0253)
ContaPrópria	0,0106 (0,0109)	-0,0719*** (0,0135)	0,0107 (0,105)	0,1327*** (0,0117)
Tempintegral	-0,3185*** (0,0093)	-0,1967*** (0,0112)	-0,2872*** (0,0089)	-0,3815*** (0,0105)
Mãe solo	-0,2614*** (0,0129)	-0,2075*** (0,0116)	-0,2369*** (0,0098)	-0,2710*** (0,0134)
Mãe com cônjuge	-0,2244*** (0,0082)	-0,1681*** (0,0077)	-0,2028*** (0,0076)	-0,2364*** (0,0090)
Mulher sem filho	-0,2244*** (0,0081)	-0,1649*** (0,0082)	-0,1963*** (0,0071)	-0,2407*** (0,0088)
Mills	-0,5533*** (0,0482)	-0,6189*** (0,0587)	-0,4822*** (0,0468)	-0,4121*** (0,0460)
Constante	3,3889*** (0,0181)	2,3308*** (0,0207)	3,9107*** (0,0169)	5,9676*** (0,0202)

Notas: (\*) significância a 1%; (\*\*) significância a 5%; (\*\*\*) significância a 10%. Os valores apresentados são os antilogaritmos dos coeficientes  $[(e^{\beta} - 1)]$ . Desvio-padrão entre parênteses.

Fonte: Elaboração própria a partir de PNADC 2019.

**Tabela 11.** Decomposição salarial de mães e não mães. Brasil, 2019.

	OLS	25%	50%	75%
Não Mãe	8,3430*	5,6705*	7,6003*	12,6293*
Mãe	9,5549*	5,6938*	7,7841*	13,6964*
Diferença total	-0,1268*	-0,0041	-0,0236*	-0,0779*
Explicada Total	-0,0081	-0,0026	-0,0040	-0,0084
Efeito maternidade	-0,1197*	-0,0015	-0,0197*	-0,0701*

Notas: (\*) significância a 1%; (\*\*) significância a 5%; (\*\*\*) significância a 10%

Fonte: Elaboração própria a partir de PNADC 2019.

Todavia, afirma-se a penalização salarial para a mãe solo em relação às não mães, para a qual contribuem desfavoravelmente as suas características e a discriminação ocasionada pelo fato particular de ser mãe solo (Tabela 12). O não relacionamento conjugal pode levar as mães a aceitarem salários mais baixos para sustentarem seus filhos.

**Tabela 12.** Decomposição salarial de mães solo e não mães. Brasil, 2019.

	OLS	25%	50%	75%
<b>Não Mãe</b>	8,9915*	5,6994*	8,0345*	14,6260*
<b>Mãe Solo</b>	7,5952*	5,1803*	6,8946*	11,5203*
<b>Diferença total</b>	0,1838*	0,1002*	0,1653*	0,2696*
<b>Explicada Total</b>	0,1286*	0,0439*	0,1228*	0,2652*
<b>Efeito maternidade solo</b>	0,0489*	0,0539*	0,0378*	0,0035

Notas: (\*) significância a 1%; (\*\*) significância a 5%; (\*\*\*) significância a 10%

Fonte: Elaboração própria a partir de PNADC 2019.

Na perspectiva de gênero, e em consonância com a literatura (PEDRA et. al. 2021; CATELAN et. al. 2022; SOUZA et. al. 2022), confirma-se a desigualdade entre gêneros (Tabela 13). Se as dotações das mulheres se equiparassem aos homens, seus salários diminuiriam, o que significa que as mulheres têm melhores características produtivas e de mercado de trabalho. A despeito disso, a discriminação de gênero é afirmada e é maior no baixo quantil.

**Tabela 13.** Decomposição salarial de homens e mulheres. Brasil, 2019.

	OLS	25%	50%	75%
<b>Homens</b>	10,1423*	5,6985*	8,2579*	13,8027*
<b>Mulheres</b>	9,4934*	5,6798*	7,6599*	13,0277*
<b>Diferença total</b>	0,0684*	0,0033	0,0781*	0,0595*
<b>Explicada Total</b>	-0,1654*	-0,0612*	-0,1071*	-0,2218*
<b>Discriminação de gênero</b>	0,2801*	17,14*	17,38*	07,48*

Notas: (\*) significância a 1%; (\*\*) significância a 5%; (\*\*\*) significância a 10%

Fonte: Elaboração própria a partir de PNADC 2019.

Resta saber se a maternidade solo agrava essa desigualdade e discriminação salariais no país, ou seja, se a interação de três fatores identitários (mulher, mãe e mãe solo) modificam as relações salariais de gênero.

Admite-se a desigualdade e a discriminação de gênero e maternidade, mas menos pronunciadas e crescentes nos quantis superiores da distribuição salarial, se comparadas àquelas ocorridas entre homens e mulheres, vista anteriormente (Tabela 14). No entanto, a desigualdade entre homens e mães provocada pelas dotações e mercado de trabalho é maior, ou seja, se as mães tivessem os mesmos atributos dos homens seus salários aumentariam em 18,56%, que se elevam nos estratos superiores de rendimentos. Mães têm melhores atributos do que as mulheres em geral. Mas, quando comparados homens e mulheres, as mulheres apresentam piores características, ao passo que, ao decompor os salários de homens e mães, se as mães tivessem a experiência dos homens, seus salários aumentariam. Em suma, melhores atributos das mães e relativamente menor discriminação explicam as menores desigualdade salariais entre homens e mães, em relação a simples disparidade entre homens e mulheres. Há indicativos, portanto, de que a maternidade pode estar melhorando a sinalização do fator trabalho feminino para o empregador.

**Tabela 14.** Decomposição salarial de homens e mulheres-mães. Brasil, 2019.

	OLS	25%	50%	75%
<b>Homem</b>	8,9422*	5,6985*	8,2579*	13,8027*
<b>Mãe</b>	8,7099*	5,6937*	7,7841*	13,6964*
<b>Diferença total</b>	0,0267*	0,0008	0,0609*	0,0078
<b>Explicada Total</b>	-0,1856*	-0,0663*	-0,1187*	-0,2341*
<b>Efeito maternidade</b>	0,2606*	0,0720*	0,2038*	0,3159*

Notas: (\*) significância a 1%; (\*\*) significância a 5%; (\*\*\*) significância a 10%

Fonte: Elaboração própria a partir de PNADC 2019.

Contrastando os rendimentos de homens e mães solo (Tabela 15), acusam-se maiores diferenças salariais (13,06%) do que as encontradas nos dados de homens e mulheres. Na atual comparação, esse hiato é mais intenso quanto mais elevados os níveis salariais, diferentemente da análise de homens e mulheres. Há manutenção da magnitude da discriminação de gênero e maternidade solo, em torno de 28%, semelhante às informações de homens e mulheres. Todavia, a discriminação entre gêneros reduz para o quantil elevado e a discriminação da maternidade solo aumenta nesse quantil. Isso quer dizer que se encontra um agravamento das desigualdades e manutenção do patamar da discriminação para as mães solo, se confrontarmos com os dados apenas de gênero.

**Tabela 15.** Decomposição salarial de homens e mães solo. Brasil, 2019.

	OLS	25%	50%	75%
<b>Homem</b>	7,9142*	5,6985*	8,2579*	13,8027*
<b>Mãe Solo</b>	6,9999*	5,1803*	6,8949*	11,5157*
<b>Diferença total</b>	0,1306*	0,1000*	0,1977*	0,1986*
<b>Explicada total</b>	-0,1211*	-0,0099	-0,0319*	-0,0917*
<b>Efeito maternidade solo</b>	0,2864*	0,1110*	0,2371*	0,3196*

Notas: (\*) significância a 1%; (\*\*) significância a 5%; (\*\*\*) significância a 10%

Fonte: Elaboração própria a partir de PNADC 2019.

As características das mães solo aproximam-se mais das características masculinas do que quando comparados homens às mulheres ou mulheres-mães. Se as mães solo tivessem as características dos homens seus salários reduziriam em 12,11% (esse valor é de 16,54% para homens e mulheres). Ou seja, os atributos da mãe solo são favoráveis a ela e reduzem as desigualdades salariais em relação aos homens, mas em menor proporção do que para homens e mulheres. Em ambos os casos, as vantagens desses atributos são mais elevadas no quantil mais alto da distribuição salarial.

## CONCLUSÃO

Este trabalho analisou a influência da maternidade solo nas desigualdades salariais de gênero no Brasil. Os dados iniciais indicaram que as mães solo possuem, em média, menores salários em comparação a todos os grupos estudados. Há indicativos também de que, embora as mães ganhem mais do que as não mães, as mães solo são prejudicadas em relação às não mães e ao gênero masculino. Essa desigualdade de gênero é mais branda para as mães solo altamente qualificadas, o que significa que a educação pode promover uma redução nessas disparidades. Outros problemas para as mães solo foram detectados no setor de serviços e nas ocupações técnicas.

Os resultados da pesquisa, com o controle de variáveis, confirmam a maior discrepância salarial contrária para as mães solo, comparada aos homens, sendo crescente ao longo dos quantis de rendimentos no Brasil. O detalhamento das fontes das desigualdades mostra que, embora se evidencie prêmio salarial às mães em relação às não mães, elevados nos quantis superiores, esta pesquisa afirma a penalização salarial para a mãe solo, para a qual contribuem as suas dotações e a discriminação ocasionada pelo fato específico de ser mãe solo. Ao que tudo indica, a falta de um cônjuge pode forçar as mães a aceitarem salários mais baixos para sustentarem seus filhos.

A interação de três fatores identitários (mulher, mãe e mãe solo) modifica as relações salariais de gênero. O contraste dos rendimentos de homens e mães solo acusa maiores diferenças salariais do que as encontradas entre homens e mulheres; em parte, confirma a hipótese inicial desta pesquisa. Mas, ao contrário do esperado, há manutenção da magnitude da discriminação de gênero e maternidade solo, semelhante às informações de homens e mulheres. Isso significa que as dotações das mães solo são mais desfavoráveis a elas, apontando a necessidade de um olhar mais atento às ações públicas e privadas para esse fator.

Ao lado disso, as movimentações ao longo da distribuição salarial são dispare: as penalidades são maiores para as mulheres nos quantis mais baixos, enquanto são maiores nos quantis mais elevados para as mães solo, comparadas aos homens. O que pune as mães solo que alcançam maiores rendimentos no mercado de trabalho.

Esta pesquisa mostra que é contraproducente considerar as mulheres como categoria homogênea no mercado de trabalho brasileiro. Evidências de prêmios salariais pela maternidade precisam ser questionadas do ponto de vista do grupo em comparação e da interação dos fatores que caracterizam, em conjunto, as mulheres, pois que esses fatores provocam distintos resultados no mercado de trabalho no Brasil. Ademais, na literatura multidisciplinar não são raros os trabalhos que reconhecem que o enfrentamento das dificuldades da maternidade solo pode fortalecer as capacidades de resiliência das mulheres, que desbloqueiam o potencial de desenvolvimento individual desejáveis no mercado de trabalho. Nesse aspecto, as ações públicas e privadas tornam-se relevantes para capitalizar esse movimento no Brasil.

## REFERÊNCIAS

- ANDRADE, Juliana L.; CUNHA, Marina S. The Impact of Postponing Motherhood on Women's Income in Brasil. **Economia Aplicada**, v. 25, n. 1, p. 65-92, 2021.
- BALTAR, Carolina T.; OMIZZOLO, Julia A. Participação da mulher no mercado de trabalho brasileiro de 2014 a 2019. **Textos de Economia**, v. 23, p. 1-17, 2020.
- BECKER, Gary S. Investment in Human Capital: A theoretical Analysis. **The Journal of Political Economy**, v. 70. v. 5. p. 9-49. Out. 1962.
- BECKER, Gary S. **The Economics of Discrimination**. Chicago: University of Chicago Press, 1957.
- BERNIELL, Inés; BERNIELL, Lucila; DE LA MATA, Dolores; EDO, Maria; MARCHIONNI, Mariana. **Gender gaps in labor informality: The motherhood effect**. Documento de Trabajo, No. 247, Universidad Nacional de La Plata, Centro de Estudios Distributivos, Laborales y Sociales (CEDLAS). La Plata, 2019
- BIROLI, Flávia. **Gênero e desigualdades: limites da democracia no Brasil**. São Paulo: Boitempo editorial, 2018.
- CASAL, Maria del Pilar; BARHAM, L. Bradford. Penalizaciones salariales por maternidad y segmentación del mercado laboral: el caso de la Argentina. **Revista CEPAL**, n. 111, dez. 2013.
- CEPAL. Comissão Econômica para a América Latina e o Caribe. Panorama Social da América Latina, 2019. Resumo executivo. Santiago, 2020.
- CUNHA, Erica V.; MELCHIORI, Lígia E.; SALGADO, Manoel H. Tempo de Cuidado com o Bebê, Divisão de Tarefas e Rede de Apoio Materna. **Revista Interinstitucional de Psicologia**, v.14 n. 2, p. 1-26 , 2021.
- CUNHA, Marina Silva; VASCONCELOS, Marcos Roberto. Fecundidade e participação no mercado de trabalho brasileiro. **Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 26, n. 1, p. 179-206, abr. 2016.
- CÚNICO, Sabrina D.; ARPINI, Dorian M. Família e monoparentalidade feminina sob a ótica de mulheres chefes de família. **Aletheia**, 43-44, p. 37-49, jan-ago, 2014.
- DUARTE, Giovana; SPINELLI, Letícia M. Estereótipos de gênero, divisão sexual do trabalho e dupla jornada. **Revista Sociais & Humanas**, V.32, n.2. 2019.
- GARCIA, Bruna C.; MARCONDES, Glaucia S. As desigualdades da reprodução: homens e mulheres no trabalho doméstico não remunerado. **Revista Brasileira de Estudos de População**, v.39, p. 1-20, 2022.
- GAMBOA, Luis F.; ZULUAGA, Blanca. Is There a Motherhood Penalty? Decomposing the Family Wage Gap in Colombia. **Journal of Family and Economic Issues**, n.110, Dez., 2013.
- HAYASHI, Pricila A.; SOUZA, Solange C. I.; GOMES, Magno R.; MAIA, Katy. Discriminação salarial de gênero no Centro-Oeste brasileiro: O preço do trabalho da mulher. **Revista de Economia do Centro-Oeste**, v. 4, p. 13-30, 2018.
- IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – PNAD – Pesquisa Nacional de Amostra de Domicílios 2019. Rio de Janeiro, 2019.
- KAGEYAMA, A.; HOFFMANN, R. Pobreza no Brasil: uma perspectiva multidimensional. **Economia e Sociedade**, Campinas, SP, v. 15, n. 1, p. 79-112, 2016.
- LIMA, Ricardo. Mercado de Trabalho: o capital humano e a teoria de segmentação. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 10. n. 1. p. 217-272, abr. 1980.
- MACHADO, Fernando A.; SOUZA Solange C. I.; PAIVA, Vanessa F.; GOMES, Magno R.. Absorção ocupacional e salários de mulheres mães e não-mães no Brasil. **Revista Observatório de las Ciencias Sociales em Iberoamérica**, v. 2, n. 7, fev./2021.
- MAIA, Katy; JÚNIOR, Aricieri D.; SOUZA, Solange C. I.; ARAÚJO, Fernanda B.. O papel das mulheres pobres brasileiras na estrutura familiar monoparental feminina: uma análise do ano de 2012. **Revista Econômica**, Niterói, v.17, n.2, p. 97-122, dez. 2015.
- MINCER, J. Investment in human capital and personal income distribution. **Journal of Political Economy**, v. 66, n. 4, p. 281-302, 1958.

MUNIZ, Jerônimo O., VENEROSO, Carmelita Z. Diferenciais de Participação Laboral e Rendimento por Gênero e Classes de Renda: uma Investigação sobre o Ônus da Maternidade no Brasil. **Revista de Ciências Sociais**, Rio de Janeiro, vol.62(1):e20180252, 2019.

OAXACA, R. Male-female wage differentials in urban labor markets. **International Economic Review**, p. 693-709, 1973.

PASSOS, Luana, GUEDES, Dyeggo R. Participação feminina no mercado de trabalho e a crise de cuidados na modernidade: conexões diversas. **Planejamento de Políticas Públicas**, n.50, jan./jun. 2018.

PEDRA, Adriana P.; SOUZA, Solange C. I.; GOMES, Magno R.. Efeitos da educação nos rendimentos de homens e mulheres no estado do Paraná: uma análise contrafactual. **Faz ciência**, v. 23, n. 38, p. 96-117, jul./dez. 2021.

PIRAS, Claudia.; RIPANI, Laura. The Effects of Motherhood on Wages and Labor Force Participation: Evidence from Bolivia, Brazil, Ecuador and Peru. Development Department Technical Papers Series, n. WID-109, Inter-American Development Bank, 2005.

SCHULTZ, Theodore W. Investment in Human Capital. **The American Economic Review**, v. 51, n. 1, mar. 1961.

SI, Chengyu; NADOLNYAK, Denis; HARTARSKA, Valentina. The gender wage gap in developing countries. **Applied Economics and Finance**, v. 8, n.1, jan. 2021

SOLIMANO, A. Mercado de trabalho: quatro enfoques em busca de um paradigma. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 18. n. 3. dez., 1988.

SORJ, Bila; FONTES, Adriana; MACHADO, Danielle C. Políticas e práticas de conciliação entre família e trabalho no Brasil. **Cadernos de Pesquisa**, v. 37, n. 132, set/dez. 2007.

SOUZA, Paola Faria Lucas de. **Efeitos da maternidade e do casamento sobre o diferencial de salários entre gêneros no Brasil para o ano de 2014**. 2016. 113f. - Tese (Doutorado) - Universidade Federal do Ceará, Faculdade de Economia, Administração, Atuária e Contabilidade, Programa de Pós-Graduação em Economia, Fortaleza (CE), 2016.

SOUZA, Solange C. I.; FERNANDES, Larissa S.; GOMES, Magno R. Evidências da discriminação salarial de gênero em diferentes contextos macroeconômicos no Brasil. **Revista de Economia Mackenzie**, v.19, n.1, p/ 241-268, jan./jun. 2022.

YUN, M. A simple solution to the identification problem in detailed wage decompositions. **Economic Inquiry**, v. 43. 2005. p. 766-772.