

Evidências sobre o Impacto da Maternidade no Mercado de Trabalho Brasileiro, 1995–2015*

Ana Maria Paula Rosa[†]

Marina Silva da Cunha[‡]

Marcos Roberto Vasconcelos[§]

Resumo

O presente trabalho tem como objetivo analisar os efeitos da maternidade no mercado de trabalho brasileiro de 1995 até 2015. Como metodologia, foram adotadas estimações de equações de rendimentos e da decomposição de Oaxaca-Blinder com a fonte de dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Os resultados evidenciam que os efeitos da maternidade na participação da mulher no mercado de trabalho são negativos e decrescentes ao longo do período estudado. Já os diferenciais de rendimentos entre as mulheres com filhos e aquelas sem filhos são negativos e crescentes para as mães. Isso é indicativo da presença de uma penalidade para a maternidade no Brasil, tanto em relação à inserção no mercado laboral quanto nos rendimentos.

Palavras-chave: maternidade, salários, mercado de trabalho.

JEL: R11; R15.

1 Introdução

As últimas décadas foram marcadas pelo aumento da participação feminina no mercado de trabalho. Essa maior inserção pode ser explicada por elevações nos níveis de escolaridade.

*Os autores agradecem aos pareceristas da revista pelas pertinentes observações que muito contribuíram para o aperfeiçoamento do artigo. Obviamente, eventuais imprecisões ou erros remanescentes são de nossa exclusiva responsabilidade. Também agradecemos à CAPES pela bolsa de mestrado recebida pela primeira autora e ao CNPq pela bolsa produtividade em pesquisa da segunda autora.

[†]Doutora pelo Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Rio Grande do Sul, e-mail: anamarypr@hotmail.com, orcid: 0000-0003-0182-2164.

[‡]Professora titular do Departamento de Economia (DCO) e do Programa de Pós-Graduação em Economia (PCE) da Universidade Estadual de Maringá (UEM), bolsista produtividade em pesquisa do CNPq, e-mail: mscunha@uem.br, orcid: 0000-0001-9122-3944.

[§]Professor Associado do Departamento de Economia (DCO) e do Programa de Pós-Graduação em Economia (PCE) da Universidade Estadual de Maringá (UEM), e-mail: mrvasconcelos@uem.br, orcid: 0000-0003-1476-4899.

dade, melhorias na saúde e nas condições de trabalho, bem como pela redução da taxa de fecundidade (BORJAS, 2020). No Brasil, a maior participação feminina se inicia na década de 1970 e se mantém mesmo com a desaceleração econômica dos anos 1980 e 1990, revelando ser uma transformação estrutural do mercado de trabalho vinculada ao processo de urbanização e industrialização (HOFFMANN; LEONE, 2004). Enquanto em 1970 a participação das mulheres no mercado laboral brasileiro era inferior a 20%, em 2010, aproximava-se de 49% (PASSOS; GUEDES, 2018).

A ascensão da oferta de trabalho feminino indica que as mulheres, em certa medida, mudaram seus esforços de produção de casa para produção do mercado (KITTERØD; RONSEN, 2013). Essa transformação tende a gerar um maior sucesso na carreira profissional feminina quando elas adiam a maternidade (MILLER, 2009). Assim, vem ocorrendo uma transição do modelo tradicional de maternidade - ou seja, a mulher definida como mãe - para o modelo contemporâneo de mulher, definida também como mãe, mas com aspirações relacionadas ao mundo do trabalho (MOLINA, 2006; MILLS et al., 2011; BELTRAME; DONELLI, 2012).

Nessa transição, além do modelo tradicional, em que cabe apenas à mulher o trabalho domiciliar e ao homem o trabalho profissional ou de provedor, observam-se e estruturam-se modelos de divisão sexual do trabalho nos quais a mulher executa o trabalho profissional. No modelo de conciliação entre a vida familiar e profissional, por exemplo, cabe apenas à mulher realizar tal conciliação, o que significa concentrar nela as responsabilidades domiciliares. Há também a possibilidade de um modelo de parceria entre mulheres e homens nas tarefas domiciliares e de cuidados da família. Por fim, no modelo de delegação, a mulher incumbe a outras mulheres suas tarefas concernentes à casa, à família e às crianças (HIRATA; KERGOAT, 2007; HIRATA, 2015).

A temática sobre o ingresso da mulher no mercado de trabalho é, há algum tempo, objeto de discussão na literatura econômica nacional. Scorzafave e Menezes-Filho (2001) afirmaram que, entre 1982 e 1997, a participação das mulheres como um todo cresceu 13,8 pontos percentuais (p.p), enquanto no caso dos homens houve uma queda de 2,3 (p.p), mostrando expansão da participação feminina, mas ainda assim se mantendo menor do que a masculina. Porém, segundo Pazello e Fernandes (2004), o avanço da maior presença feminina no mercado laboral brasileiro ocorreu com a verificação de um impacto negativo da maternidade sobre a força de trabalho feminina no mercado de trabalho. Já Aguas (2010), ao analisar o período de 1992 até 2008, observou que a presença de filhos mais velhos ameniza o efeito negativo da maternidade na participação da mulher, embora esse efeito tenha se reduzido ao longo dos anos. Por sua vez, Souza et al. (2011) examinaram separadamente o impacto dos filhos na inserção feminina e observaram queda dos efeitos deletérios do primeiro e do segundo filho da década de 1990 para a seguinte, ao mesmo tempo que, para o terceiro filho, esse efeito ganha uma maior magnitude.

Para Monte (2011), que avaliou os anos de 1995 e 2009, há efeitos negativos da fecundidade tanto na participação quanto nos salários das mulheres. Já Cunha e Vasconcelos (2016) evidenciaram a relação negativa da queda da fecundidade e do aumento da participação no

período de 1995 até 2009 no país, além de que um aumento dos salários teria efeito negativo na fecundidade e positivo na participação no mercado de trabalho ao aumentar os custos de oportunidade para as mulheres se dedicarem às atividades domiciliares. Destaca-se que as decisões de fecundidade afetam as de oferta de mão de obra a nível familiar, o que pode impedir a entrada, o desenvolvimento profissional ou mesmo implicar a retirada das mulheres do mercado de trabalho. Assim, alguns trabalhos pesquisaram o impacto negativo do número de filhos nos rendimentos da família e do casal, como Ferrario e Cunha (2012) e Campelo e Silva (2005), sendo tais impactos suportados principalmente pela mulher.

Como ressaltaram Rindfuss et al (2010), é importante acrescentar que o aumento da participação feminina no mercado de trabalho das economias desenvolvidas e em desenvolvimento tem exigido a expansão da oferta de creches, escolas e o financiamento público no período de estudo das crianças. Para tais autores, essa é uma maneira de diminuir os custos de oportunidade das mulheres em ter filhos e, assim, desacelerar a queda nas taxas de fecundidade. Porém, advertiram Mandel e Semyonov (2006) e Olivetti e Petrongolo (2017), tais políticas devem ser elaboradas com cautela, pois podem muitas vezes acabar por ter efeitos prejudiciais para o emprego feminino, em geral, e para a ascensão profissional das mulheres com mais alta qualificação.

No Brasil, as políticas públicas de auxílio à maternidade ainda atribuem às mulheres a responsabilidade primária pelo cuidado à prole, como no caso das licenças maternidade e paternidade, dificultando o seu desenvolvimento profissional (SOUZA, 2018). Possivelmente, isso ajudaria a explicar a associação entre o ingresso feminino no mercado laboral no país às quedas nas taxas de fecundidade. Conforme os resultados dos Censos Demográficos do IBGE, estimou-se uma taxa de fecundidade de 2,88, 2,37 e 1,86 filhos, respectivamente nos anos de 1991, 2000 e 2010. Segundo dados do Banco Mundial, em 2018 o Brasil apresentava uma taxa de fecundidade de 1,7, abaixo, portanto, da denominada taxa de reposição (2,1 filhos) e similar à observada em países desenvolvidos como Alemanha (1,6), Estados Unidos (1,7), França (1,9), Holanda (1,6) e Suécia (1,8).

É preciso destacar que, apesar do avanço da presença feminina no mercado laboral nas últimas décadas, o Brasil ainda dispõe de espaço para ampliar essa participação e reduzir a diferença em relação à masculina. Conforme informações da *International Labour Organization* (ILO) (2019), em 2016, mesmo em um país com baixa oferta pública de serviços de apoio aos cuidados com filhos como os Estados Unidos, a participação feminina na força de trabalho era de 56%, enquanto a masculina era igual a 68,5%, uma diferença de pouco mais de doze pontos percentuais. Em países nos quais há ampla oferta de serviços de auxílio parental, a distância entre as taxas de participação mostra-se ainda menor. Na Suécia, por exemplo, a participação masculina era de 67,4% ante a de 60,7% da mulher, diferença próxima à encontrada na Noruega, 67,8% e 60,9%, respectivamente. Por sua vez, no Brasil, esses percentuais eram iguais a 53,3% e 74,9%, respectivamente, alcançando uma diferença de mais de vinte pontos percentuais. Assim, há espaço para o acréscimo da participação feminina no mercado de trabalho brasileiro, o que demanda mais esforços de oferta de políticas públicas de suporte à maternidade.

Este trabalho tem o objetivo de avançar a discussão sobre a temática e verificar o comportamento e a tendência dos impactos da maternidade sobre a inserção e os rendimentos das mulheres no mercado de trabalho brasileiro ao longo de duas décadas, de 1995 até 2015. São analisados microdados das Pesquisas Nacionais por Amostra de Domicílios (PNAD) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) com as informações sobre o mercado de trabalho e a fecundidade das mulheres em idade reprodutiva. Para descortinar quais fatores incentivam a entrada e afetam os salários da mulher no mercado de trabalho, são estimadas equações de salários com correção para viés de seleção amostral. Por sua vez, buscando captar o diferencial de salários entre mulheres com filhos e aquelas sem filhos, usa-se o método de decomposição de Oaxaca-Blinder (OAXACA, 1973; BLINDER, 1973).

Portanto, o presente trabalho contribui com a literatura sobre maternidade e mercado de trabalho no Brasil ao examinar tal relação, ao longo de duas décadas, mais particularmente os efeitos na inserção e remuneração das mulheres, bem como suas possíveis tendências. Para atingir os objetivos propostos, este trabalho está dividido em cinco seções, incluindo a introdução e as considerações finais. Na segunda seção, discute-se a oferta de trabalho feminina e sua relação com a maternidade. Na seção seguinte, são apresentados os dados, a estratégia econométrica e uma análise preliminar das variáveis da pesquisa. Na quarta seção, são expostas e discutidas as estimativas dos efeitos da maternidade tanto na inserção quanto nos rendimentos das mulheres.

2 Aspectos Teóricos da Oferta de Trabalho e a Fecundidade

A teoria da oferta de trabalho pode ser abordada a partir do modelo neoclássico em que o indivíduo tem que fazer uma escolha entre consumir bens ou lazer. Dos determinantes dessa escolha, torna-se possível inferir o comportamento da oferta de trabalho e as condições de participação no mercado de trabalho (CAHUC et al., 2014).

Essa abordagem postula que cada indivíduo dispõe de uma quantidade limitada de tempo e escolhe como o alocar entre trabalho remunerado, para adquirir bens e serviços no mercado, e lazer (ou atividades não remuneradas). Evidentemente, o salário de um indivíduo constitui um fator importante na escolha da quantidade de trabalho ofertada. Os indivíduos buscariam maximizar seu bem-estar consumindo bens e lazer. O *trade-off* econômico é claro: se não trabalham, os indivíduos podem consumir muito lazer, mas não os bens e serviços. Se trabalham, podem comprá-los, no entanto abdicam de parte do tempo de lazer.

Assim, o modelo básico possui um *trade-off* entre consumo e lazer e fornece a principal propriedade da oferta de trabalho. Em particular, mostra que a oferta de trabalho não é necessariamente uma função monotônica dos salários. O modelo sugere que a oferta de trabalho cresce com os salários quando esses estão em níveis mais baixos e, posteriormente, diminui quando os salários são suficientemente altos. Em síntese, nesse modelo considera-se que um indivíduo escolha entre dois bens, consumo (c) e lazer (l). Admite-se que o consumidor possui alguma renda não proveniente de trabalho, m , além da renda proveniente do mercado de trabalho, dada pela taxa salarial (w) e as horas de trabalho (h). Assim, o

indivíduo busca maximizar sua utilidade do consumo e lazer, $v(c, l)$, sujeito a uma restrição orçamentária igual a $pc = wh + m$, em que p é preço dos bens consumidos (VARIAN, 1992).

A inclusão da família no modelo neoclássico foi realizada por Becker (1965) e, nessa perspectiva, a decisão de alocação de tempo dos indivíduos ocorre por meio de um processo de maximização da utilidade familiar, que é produtora e consumidora. Ademais, como mostraram Becker e Lewis (1973), os pais importam-se tanto com o número de crianças quanto com a qualidade que serão capazes de agregar a elas, tais como níveis educacionais e de saúde. Conforme Becker (1985), a fecundidade responde não somente a mudanças na renda, mas também à alteração nos preços relativos ou custos de oportunidade de ter uma criança adicional. Nesse modelo, cada família tem o controle perfeito tanto sobre o número quanto sobre o momento para ter filhos. Ou seja, o modelo é baseado nos pressupostos de escolhas racionais, comportamento maximizador e na existência de soluções de equilíbrio para as decisões.

Portanto, as famílias maximizam sua função utilidade, $U(n, q, X)$, em que n é a quantidade de crianças, q é a sua qualidade e X representa os outros bens. Por sua vez, cada família enfrenta a seguinte restrição orçamentária (R) igual a:

$$R = p_c q n + p_x X \quad (1)$$

em que R é a renda; p_c representa o custo de uma unidade da qualidade da criança e p_x é o preço dos outros bens.

Assim, o termo $p_c q n$ na equação representa a quantidade total de gastos em qualidade para o total de crianças da família. Essa restrição orçamentária é não linear, pois a relação entre a quantidade (n) e a qualidade (q) que entram na função de utilidade é multiplicativa.

Com a maternidade, a decisão de participação no mercado de trabalho depende de um efeito renda positivo devido à redução da renda familiar com o aumento do número de membros e de um efeito substituição negativo em virtude de maior custo de oportunidade pelo tempo dedicado a atividades no lar, acarretando um salário de reserva da mulher mais elevado. É importante destacar que algumas contribuições foram incorporadas ao modelo básico, principalmente considerando a produção familiar, tais como a dimensão coletiva de decisões sobre a oferta de trabalho, no qual as preferências dos membros da unidade familiar são consideradas na definição da oferta de trabalho, e o aspecto do ciclo de vida dessas decisões (CAHUC et al., 2014).

Assim, a partir do modelo tradicional, é possível identificar um amplo conjunto de fatores que influencia o número de filhos que uma mulher teria até o final de seus anos férteis. As preferências dos agregados familiares em relação à quantidade e à qualidade das crianças, às decisões de oferta de mão-de-obra dos membros da família e ao acesso ao planejamento familiar estão entre as mais relevantes. Mudanças nas preferências dos casais em relação às famílias menores, reduções na mortalidade infantil, maiores investimentos por criança e carreiras duplas seriam responsáveis pela diminuição das taxas de fecundidade (ADSERA, 2005; ADSERA; MENENDEZ, 2009).

Por sua vez, de acordo com Ferber (2003), uma crítica ao modelo neoclássico da família é a de que ele, ao propor que cada membro deve se especializar no setor, mercado ou domicílio no qual teria as maiores vantagens, acaba contribuindo ou naturalizando implicitamente para o modelo tradicional de família, no qual o homem dedica seu tempo ao mercado e a mulher ao cuidado da prole, em detrimento dos demais arranjos familiares.

De fato, o mercado de trabalho tem penalizado a maternidade, cujas razões podem ser sintetizadas em três abordagens, conforme Grimshaw e Rubery (2015). Inicialmente, segundo a abordagem racional, pode haver redução de capital humano com a maternidade devido às interrupções ou redução do tempo no mercado de trabalho, com menor inserção em cargos com mais responsabilidade e a preferência por empregos que se conciliem melhor com as tarefas domiciliares - todos fatores cujos resultados finais são trabalhos menos remunerados. Já a abordagem sociológica argumenta que os empregadores podem construir estereótipos a partir do modelo tradicional, no qual a mulher se dedica às atividades domiciliares, que afetam suas decisões de contratação e promoção. Ainda nessa perspectiva, outro fator seria a ausência de creches e acordos mais flexíveis, além da subvalorização de ocupações consideradas mais femininas. Por fim, segundo a abordagem institucionalista, existiriam diferentes condições de trabalho de acordo com cada país, como no apoio aos cuidados infantis, os sistemas tributários de incentivos e benefícios fiscais, a estrutura salarial, o contexto cultural e familiar e a legislação trabalhista de licença e proteção de emprego.

Portanto, apesar de a abordagem econômica tradicional permitir a compreensão de aspectos importantes da oferta de trabalho das mulheres, tanto de uma perspectiva individual quanto da família, é também fundamental nessa tarefa uma atenção especial às normas sociais, que impactam a participação e os rendimentos femininos.

3 Procedimentos Metodológicos

Nesse estudo são utilizadas as informações da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios realizada pelo IBGE para os anos de 1995 até 2015. Esse período de análise se justifica à medida que foi apenas a partir de 1992 que a PNAD passou a incluir regularmente perguntas sobre a fecundidade e a estabilização econômica, desde 1994, favorece um melhor acompanhamento dos rendimentos. Porém, como no ano de 1994 não foi realizada a PNAD, o período de análise inicia-se em 1995. Por outro lado, a PNAD tradicional foi encerrada em 2015, sendo substituída pela PNAD contínua, que não traz mais regularmente as perguntas sobre essa temática. A amostra é composta por todas as mulheres com idade de quinze aos sessenta anos e que responderam adequadamente às perguntas sobre fecundidade e sobre as demais informações aqui utilizadas.¹ Assim, após a eliminação das observações com alguma informação não declarada, chega-se a uma amostra de 2.256.536 mulheres.

Para obter a expansão de cada observação da amostra, é utilizada sempre a última versão

¹As mulheres desocupadas não estão incluídas na análise uma vez que, apesar de participarem do mercado de trabalho, não têm as variáveis relacionadas aos postos de trabalho, como rendimentos, que se constitui na variável de interesse da equação de salários.

dos pesos disponibilizados na pesquisa. Como até 2003 a PNAD não cobria a área rural da Região Norte, a partir desse ano são desconsiderados os dados referentes a essa região a fim de manter a homogeneidade e permitir uma comparação nos resultados. Para todos os resultados utilizados nesse trabalho, os salários estão corrigidos pelo deflator da PNAD para o ano de 2015, conforme metodologia proposta por Corseuil e Foguel (2002).

3.1 Equação de rendimentos

A equação minceriana, introduzida na literatura por Mincer (1974), é a mais utilizada para se auferir os diferenciais dos salários e os retornos da educação por meio do emprego do método dos mínimos quadrados ordinários (MQO). No entanto, o uso desse método para estimar a equação de salários pode incorrer no problema de viés de seleção. Assim, nas pesquisas atinentes ao mercado de trabalho, é comum incluir uma correção para o viés de seleção amostral nas equações salariais, com base no procedimento de Heckman (1979), pois esses salários são somente observados para as pessoas que participam da força de trabalho, sendo que, para solucionar o problema de viés de seleção, utiliza-se uma abordagem em duas etapas.

Primeiro, por meio de um modelo *probit*, estima-se uma equação de seleção que mostra a probabilidade de participação dos indivíduos no mercado de trabalho. Portanto, considera-se a existência de uma variável P^* (participação no mercado de trabalho), não observável, que denota um fator que interfere na participação feminina no mercado de trabalho. Nesse caso, pode-se afirmar que, para as mulheres que participam do mercado de trabalho, P assume valor 1 ($P = 1$) e, para as que não participam, P assume valor 0 ($P = 0$). Assim, é razoável supor a existência de um vetor de variáveis observadas ($\mathbf{z}$) que determina P^* (participa ou não participa). Portanto, a equação 2 de seleção pode ser descrita como:

$$P_i = \mathbf{z}_i\gamma + \mu_i \quad (2)$$

na qual $\mathbf{z}$ representa as variáveis observadas que podem afetar a participação no mercado de trabalho. Entre essas variáveis, estão incluídas a idade e seu quadrado, uma variável binária para raça ou cor branca (igual a 1, se a mulher é branca ou amarela) e mais seis variáveis binárias para escolaridade. Assim, tomando as analfabetas e com menos de um ano de escolaridade como a categoria referência, são incluídas cinco variáveis binárias para indicar os níveis de escolaridade de um até três anos, de quatro até sete anos, de oito até dez anos, de onze até catorze anos e de quinze anos ou mais. Para o local de residência, são consideradas três variáveis: a primeira com duas categorias para a região metropolitana ou não (em que a variável binária é igual a 1 se é região metropolitana); a segunda também com duas categorias para a área urbana ou rural (cuja variável binária é igual a 1 se é da área urbana); e uma terceira variável com cinco categorias para as grandes regiões, em que a região Norte foi tomada como referência. Para caracterizar a condição da mulher na família, estão incluídas três variáveis binárias: uma que assume valor 1 para a pessoa de referência; outra que também assume valor 1 se é filha e, por último, uma que assume valor igual a 1 se

é cônjuge. Ademais, é também inserida uma variável binária para indicar se a mulher tem filhos e outra variável com o número total de filhos. A partir da equação de seleção, pode-se obter a segunda equação expressando a razão inversa de Mills para cada indivíduo,

$$\lambda_i(z_i\gamma) = \phi(z_i\gamma)/(1 - \Phi(z_i\gamma)) \quad (3)$$

em que $\phi(\cdot)$ e $\Phi(\cdot)$ denotam as funções densidade de probabilidade e de distribuição normal padrão, sendo $z_i\gamma$ obtido com a estimativa da equação 1. Essa variável é incluída na equação de salários, na segunda etapa. Psacharopoulos e Tzannatos (1992) explicaram que um sinal negativo do coeficiente dessa variável deve-se ao fato de que as recompensas para atividades domiciliares são mais elevadas do que as obtidas no mercado de trabalho.

Também são inseridas outras variáveis com o intuito de controlar as diferenças de salários derivadas de setores de atividade, posição e tipo de ocupação, além da inserção no mercado de trabalho. Para representar o capital humano, estão incluídas as variáveis binárias para os níveis educacionais e, para captar a contribuição do treinamento e da experiência das pessoas, é utilizada uma *proxy*, conforme proposto por Mincer (1974), sendo idade em anos menos os anos de educação formal, menos 6, que representa a idade em que o indivíduo ingressou na educação formal.

A migração também pode expressar um investimento em capital humano e é representada por uma variável binária igual a um para as migrantes e zero para as que não são migrantes. Adicionalmente, também estão na equação de rendimentos a variável binária para raça ou cor, bem como aquelas variáveis associadas à localidade da residência da mulher, ou seja, às grandes regiões e se o domicílio é metropolitano e urbano. Assim, a equação 4 de rendimentos pode ser expressa como:

$$\ln W_i = x_i\beta + \gamma\lambda_i + \epsilon_i \quad (4)$$

em que x é o vetor de características das trabalhadoras e W representa o salário-hora. Uma melhor descrição das variáveis incluídas na equação de seleção, z , e na equação de salários, x está no Quadro 1.

3.2 Decomposição de Oaxaca-Blinder

Uma metodologia usada frequentemente para estudar os diferenciais de rendimento do mercado de trabalho por grupos, como sexo e raça ou cor, é decompor essas diferenças de médias salariais em modelos de regressão de uma forma contrafactual. O procedimento é conhecido na literatura como a decomposição Oaxaca-Blinder (BLINDER 1973; OAXACA 1973), que pode ser apresentada em duas etapas.²

²Na literatura empírica nacional, há diversos trabalhos com essa metodologia, buscando verificar os diferenciais de rendimentos de gênero (OMETTO et al., 1999; CIRINO; LIMA, 2011), gênero e cor (SOUZA et al., 2015), além de outros aspectos do mercado de trabalho, como entre idosos e não idosos (MOURA; CUNHA, 2010).

Na primeira, estimam-se as equações salariais para os dois grupos analisados (a = para mulheres sem filhos e b = para mulheres com filhos) e, na segunda, calcula-se a diferença entre as duas equações nos pontos médios das variáveis, obtendo-se a seguinte expressão:

$$\begin{aligned}\mathbb{E}(Y_a) - \mathbb{E}(Y_b) &= [\mathbb{E}(X_a) - \mathbb{E}(X_b)]' \beta_b \\ &\quad + \mathbb{E}(X_b)' (\beta_a - \beta_b) \\ &\quad + [\mathbb{E}(X_a) - \mathbb{E}(X_b)]' (\beta_a - \beta_b)\end{aligned}\quad (5)$$

em que $\mathbb{E}(Y_a) - \mathbb{E}(Y_b)$ é a diferença dos salários esperados ou médios. O primeiro termo do lado direito corresponde às diferenças advindas das características médias observáveis dos grupos, ponderadas pelos coeficientes do grupo b. Dessa forma, essa parcela mensura a variação esperada na variável dependente para as mulheres com filhos, grupo b, se elas tiverem as características observadas das mulheres sem filhos, grupo a.

Já o segundo termo mede a contribuição das diferenças nos coeficientes, incluindo as diferenças entre interceptos. Similarmente, esse componente mensura a variação do valor da variável dependente das mulheres com filhos, grupo b, se elas assumirem os mesmos coeficientes das mulheres sem filhos, grupo a, ponderadas pelas características observáveis das mulheres com filhos. Assim, esse componente refere-se às diferenças mensuradas nos coeficientes e associadas a efeitos não observados, ou seja, como o mercado de trabalho diferencia ou discrimina mulheres com filhos e mulheres sem filhos. Por fim, o terceiro termo alude-se ao componente de interação entre as duas parcelas anteriores, em que o diferencial de salários é explicado simultaneamente pelos dois efeitos. Deve-se destacar que há outras variações dessa decomposição com resultados semelhantes (JANN, 2008; FORTIN et. al., 2010).

As estimações das equações de salários e a decomposição de Oaxaca-Blinder, que incluem a correção do viés de seleção, são obtidas para cada ano do período estudado bem como para o período completo, considerando as informações empilhadas e incluindo uma variável binária para cada ano, tomando o ano de 1995 como referência para controlar possíveis mudanças cíclicas do ambiente socioeconômico.

Quadro 1 – Variáveis utilizadas nas estimativas da participação e nos diferenciais de rendimentos das mulheres com e sem filhos

Variável	Descrição
Salário hora	Logaritmo do rendimento do trabalho principal por hora
Características pessoais	
Mãe	1, se tem filhos, e igual a 0, caso contrário
Filhos	Número total de filhos
Condição na família	
Pessoa de referência	1, se for a pessoa de referência e igual a 0, caso contrário
Cônjuge	1, se for cônjuge e igual a 0, caso contrário
Filho	1, se for filho e igual a 0, caso contrário
Outra	1, se for outra condição e igual a 0, caso contrário
Branca	1, se for branca ou amarela, e igual a 0, caso contrário
Idade	Anos de idade
Idade ao quadrado	Idade ao quadrado
Escolaridade	
Estudo1	1, se tem menos de 1 ano de estudo e igual a 0, caso contrário
Estudo2	1, se tem de 1 até 3 anos de estudo e igual a 0, caso contrário
Estudo3	1, se tem de 4 até 7 anos de estudo e igual a 0, caso contrário
Estudo4	1, se tem de 8 até 10 anos de estudo e igual a 0, caso contrário
Estudo5	1, se tem de 11 até 14 anos de estudo e igual a 0, caso contrário
Estudo6	1, se tem 15 ou mais anos de estudo e igual a 0, caso contrário
Mercado de trabalho	
Experiência	Idade menos anos de estudo menos 6
Experiência ao quadrado	Experiência ao quadrado
Migrante	1, se é migrante e igual a 0, caso contrário
Formal	1, se for ocupada no segmento formal e igual a 0, caso contrário
Setor	
Agrícola	1, se for agrícola e igual a 0, caso contrário
Indústria	1, se for indústria e igual a 0, caso contrário
Comércio	1, se for comércio e igual a 0, caso contrário
Serviços	1, se for serviços e igual a 0, caso contrário
Localidade da residência	
Metropolitana	1, se residir na região metropolitana e igual a 0, caso contrário
Urbana	1, se residir na zona urbana e igual a 0, caso contrário
Região	
Norte	1, se residir na região Norte e igual a 0, caso contrário
Nordeste	1, se residir na região Nordeste e igual a 0, caso contrário
Sudeste	1, se residir na região Sudeste e igual a 0, caso contrário
Sul	1, se residir na região Sul e igual a 0, caso contrário
Centro-Oeste	1, se residir na região Centro-Oeste e igual a 0, caso contrário

3.3 Análise descritiva

No esforço de evidenciar se o mercado de trabalho tem penalizado a maternidade no Brasil, são apresentadas inicialmente algumas características pessoais e do mercado de trabalho das mulheres ocupadas, na faixa etária dos quinze aos sessenta anos. Na Tabela 1, pode-se observar a média das variáveis utilizadas na pesquisa, considerando as mulheres divididas entre aquelas com filhos e aquelas sem filhos. São exibidas informações para os anos de 1995, 2005 e 2015, como também a média para todo o período de 1995 até 2015.

Em 1995, as mulheres com filhos tinham rendimentos maiores, considerando o logaritmo do salário hora, o que não se observa nos anos de 2005 e de 2015. Esses resultados indicam que, com o passar do tempo, as mulheres sem filhos se sobressaíram em termos salariais, o que pode ser explicado pelo maior planejamento e investimento na carreira. A vantagem salarial no ano de 1995 pode ser deslindada pelos fatores idade e experiência, os quais estão associados a um maior salário, refletindo maior investimento em capital humano, e eram superiores para aquelas mulheres com filhos, sendo a diferença na idade de cerca de dez anos e na experiência próxima a quinze anos. Porém, entre 1995 a 2015, observa-se a redução dessas disparidades. Por fim, ao longo das duas décadas analisadas, afere-se que o total de filhos se reduz no período, de acordo com esperado, de 3,06 para 2,29 filhos em média.

As mulheres que são pessoas de referência na família e cônjuges, em sua maioria, têm filhos no ano de 1995, o que se repete em 2015, sendo crescente esse percentual. É maior a proporção de mulheres da raça ou cor branca tanto entre aquelas com filhos como sem filhos, mas essas magnitudes vêm se reduzindo ao longo dos anos analisados.

Por sua vez, quando se trata da escolaridade, nota-se proporção mais alta de mulheres sem filhos nos níveis educacionais mais elevados, especialmente no nível seis, ou seja, aquelas com nível superior ou mais. Assim, os anos médios de escolaridade das melhores sem filhos são superiores aos daquelas com filhos. Por exemplo, em 2015, enquanto as primeiras tinham em média 12,7 anos de escolaridade, as últimas alcançavam 10,6 anos. Ademais, constata-se que, com o passar dos anos, é ascendente o nível de escolaridade das mulheres, apesar de não moderar esse diferencial de escolaridade dentre os dois grupos.

A idade e a experiência vêm aumentando no período estudado como um reflexo do envelhecimento da população e da maior inserção e tempo no mercado de trabalho das mulheres. Já a proporção de migrantes entre as mulheres diminui, de 1995 para 2015, devido ao ritmo descendente da migração interna no país.

Com relação ao emprego formal, 55% das mulheres sem filhos, em 1995, tinham um vínculo formal de trabalho, subindo esse percentual para 71% no último ano da série. Considerando todo o período, 57% das mulheres com filhos estavam na formalidade, denotando um avanço em relação a 1995. Entretanto, as mulheres sem filhos sempre se apresentaram com maiores nível de formalidade, o que já pode ser um sinal da penalização da inserção das mulheres com filhos no mercado laboral brasileiro. A respeito do setor de ocupação, as mulheres, tanto aquelas com filhos como as sem filhos, têm uma maior presença no setor de

serviços. No entanto, ao longo de todo o período, aquelas com filhos tiveram uma participação superior no setor agrícola em relação àquelas sem filhos, sendo essas mais empregadas no comércio do que as primeiras.

Tabela 1 – Média das variáveis para as mulheres ocupadas, Brasil, 1995 até 2015

Variável	1995		2005		2015		1995-2015	
	Com	Sem	Com	Sem	Com	Sem	Com	Sem
Logaritmo do salário hora	1,54	1,43	1,54	1,55	1,95	2,06	1,69	1,70
Filhos	3,06	0,00	2,53	0,00	2,29	0,00	2,54	0,00
Pessoa de referência	0,28	0,09	0,35	0,12	0,43	0,20	0,36	0,14
Cônjuge	0,68	0,16	0,61	0,20	0,50	0,22	0,59	0,20
Filha	0,02	0,60	0,02	0,56	0,04	0,47	0,03	0,54
Outra condição	0,02	0,15	0,02	0,12	0,03	0,11	0,02	0,12
Branca	0,58	0,61	0,54	0,58	0,48	0,54	0,53	0,58
Idade	37,47	26,02	38,67	27,41	40,87	30,06	39,02	27,85
Idade ao quadrado	1498,74	764,63	1593,48	844,94	1768,55	1014,89	1621,95	874,23
Anos de escolaridade	7,44	9,52	8,99	11,64	10,58	12,69	9,21	11,56
Estudo1	0,12	0,03	0,06	0,01	0,04	0,01	0,06	0,02
Estudo2	0,15	0,08	0,09	0,02	0,05	0,01	0,09	0,03
Estudo3	0,33	0,26	0,27	0,10	0,18	0,05	0,25	0,11
Estudo4	0,13	0,20	0,17	0,17	0,16	0,12	0,16	0,17
Estudo5	0,19	0,31	0,30	0,52	0,40	0,54	0,31	0,49
Estudo6	0,08	0,10	0,10	0,17	0,17	0,27	0,12	0,18
Experiência	25,03	11,50	24,68	10,77	25,28	12,37	24,81	11,29
Experiência ao quadrado	753,63	226,68	737,59	216,87	766,30	271,89	743,47	232,81
Migrante	0,47	0,27	0,32	0,24	0,28	0,21	0,32	0,24
Formal	0,52	0,55	0,53	0,59	0,64	0,71	0,57	0,62
Agrícola	0,06	0,02	0,04	0,01	0,03	0,01	0,04	0,01
Industrial	0,10	0,14	0,15	0,14	0,12	0,11	0,13	0,13
Comércio	0,14	0,16	0,16	0,21	0,17	0,21	0,16	0,20
Serviços	0,70	0,68	0,65	0,63	0,67	0,66	0,67	0,65
Metropolitana	0,36	0,40	0,35	0,38	0,34	0,40	0,34	0,39
Urbana	0,88	0,91	0,92	0,93	0,92	0,95	0,91	0,94
Norte	0,05	0,04	0,06	0,05	0,06	0,05	0,06	0,04
Nordeste	0,25	0,23	0,23	0,22	0,24	0,22	0,24	0,22
Sudeste	0,46	0,52	0,46	0,50	0,45	0,49	0,46	0,51
Sul	0,17	0,15	0,16	0,16	0,16	0,16	0,17	0,16
Centro Oeste	0,07	0,06	0,08	0,07	0,09	0,08	0,08	0,07

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados da PNAD. Com exceção das variáveis que não são binárias, ou seja, logaritmo do salário hora, filhos, idade, idade ao quadrado, anos de escolaridade, experiência e experiência ao quadrado, a média representa a proporção da categoria cujo valor é igual a um.

Observa-se em relação ao local do domicílio que a região Sudeste se destaca relativamente por ter apresentado a maior proporção de mulheres sem filhos. Essas também detiveram a maior proporção relativa àquelas com filhos nos domicílios urbanos e metropolitanos.

Portanto, os resultados expostos na Tabela 1 sugerem a presença de uma associação entre o nível de escolaridade e a maternidade, sinalizando que as mulheres mais escolarizadas estão planejando e reduzindo sua fecundidade. Por sua vez, as mulheres sem filhos atingiram em média um rendimento maior do que aquelas com filhos em 2015. Enfim, a maternidade parece associar-se com trabalhadoras menos escolarizadas, proporcionalmente mais

presentes em trabalhos informais, em setores com perspectivas de progressão na carreira limitadas (agricultura) e com retornos salariais menores. Na próxima seção, tais resultados são analisados, buscando verificar se essas discrepâncias são estatisticamente significativas.

4 Resultados e discussão

4.1 Determinantes da participação e dos diferenciais de rendimentos das mulheres

Para verificar se há diferenciais de salários entre as mulheres com e sem filhos, são estimadas equações mincerianas de salários. De acordo com o modelo proposto por Heckman (1979), deve-se primeiramente estimar uma equação de seleção, ou seja, uma equação que avalie a decisão de estar inserido no mercado de trabalho ou não, e, em seguida, estimar uma equação dos determinantes salariais. Nas Tabelas 2 e 3, estão apresentados os produtos das estimativas das equações de seleção e de salários, respectivamente. Os resultados estatisticamente significativos da estatística qui-quadrado, que verificam se há uma relação de dependência entre a equação de seleção e a de salários, revelam a existência de viés de seleção. Consequentemente, a utilização do procedimento de Heckman permite obter coeficientes mais confiáveis do que aqueles obtidos pelo método tradicional dos mínimos quadrados ordinários.

A partir dos resultados da Tabela 2, observa-se um impacto positivo da idade na participação, mas o termo idade ao quadrado apresenta o sinal negativo, confirmando a hipótese de depreciação do capital humano. Assim, à medida que a idade avança, a probabilidade de participação no mercado de trabalho diminui. As estimativas para o impacto da educação na probabilidade de participação no mercado de trabalho são positivas e estatisticamente significativas em relação à categoria tomada como referência. Nota-se que quanto maior o nível de escolaridade, mais ascendente é a probabilidade de inserção, com esses diferenciais ampliando-se ao longo do período analisado, indicando importância crescente da qualificação para a participação no mercado de trabalho.

As estimativas para a variável raça ou cor mostram a menor probabilidade de as brancas participarem do mercado de trabalho que as não brancas. Isso pode refletir uma maior necessidade de as mulheres não brancas contribuírem para o rendimento familiar. Já em relação a posição na família, em 1995, a mulher que exercia o papel de pessoa de referência da família tinha uma probabilidade inferior de ofertar trabalho em relação àquelas tomadas como referência, ou seja, as na categoria “outra condição”. Mas, em 2005 e 2015, tal realidade é alterada, sinalizando crescente probabilidade de as mulheres na condição de referência da família participarem do mercado de trabalho. Por sua vez, as mulheres na condição de cônjuges ou filhas apresentaram menor probabilidade de participação ao longo do período estudado. Todavia, observam-se quedas em tais coeficientes, sugerindo que, mesmo nessas condições, com o passar dos anos, aumentaram as chances de elas participarem do mercado laboral. Assim, esses resultados estão de acordo com a maior participação da mulher no mercado de trabalho, especialmente na condição de pessoas de referência das famílias,

conforme as informações da Tabela 1 discutidas na seção anterior.

Tabela 2 – Estimativas para equação de participação no mercado de trabalho, Brasil, 1995 até 2015

Variáveis	1995	2005	2015	1995-2015
Idade	0,1520***	0,1648***	0,1706***	0,1646***
Idade ao quadrado	0,0022***	0,0023***	0,0022***	0,0022***
Estudo2	0,0961***	0,1518***	0,1209***	0,1364***
Estudo3	0,1187***	0,2055***	0,2769***	0,2008***
Estudo4	0,1028***	0,2723***	0,2908***	0,2397***
Estudo5	0,4455***	0,6225***	0,6043***	0,5679***
Estudo6	0,7622***	0,9656***	0,8258***	0,8203***
Branca	0,1325***	0,0583***	0,0557***	0,0879***
Pessoa de referência	0,0525*	0,0930***	0,1286***	0,1143***
Cônjuge	0,8134***	0,3808***	0,1767***	0,3801***
Filha	0,3908***	0,2547***	0,1581***	0,2381***
Mãe	0,2612***	0,2162***	0,1430***	0,2198***
Filhos	0,0014	0,0103***	0,0409***	0,0228***
Metropolitana	0,0181	0,0112	0,0362***	0,0084***
Urbana	0,4095***	0,3930***	0,4531***	0,4163***
Nordeste	0,0300	0,0215	0,0752***	0,0160***
Sudeste	0,2981***	0,2288***	0,3597***	0,2949***
Sul	0,3969***	0,3274***	0,5037***	0,4179***
Centro-Oeste	0,2172***	0,1947***	0,3448***	0,2556***
Ano	0,3573***	0,4518***	0,0650***	0,0338***
Constante	Não	Não	Não	Sim
χ^2 (H_0 : $\rho = 0$)	22,98***	200,76***	31,73***	54,64***

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados da PNAD. *, **, *** Variáveis significativas respectivamente a 10%, 5%, e 1%.

O coeficiente associado à maternidade mostrou-se negativo e estatisticamente significativo em todo o período, indicando a menor probabilidade de a mulher com filho se inserir no mercado de trabalho. Da mesma forma, o coeficiente da variável total de filhos, que em 1995 não era estatisticamente significativo, passou a ser significativo e negativo em 2005 e 2015. Ressalta-se que esses resultados assinalam uma penalidade crescente à maternidade em relação ao ingresso e à participação no mercado laboral brasileiro.

No período, as variáveis região metropolitana e urbana apresentam um impacto positivo na participação, embora a primeira só exibiu efeitos estatisticamente significativos em 2015 e no período completo. Pode-se concluir que residir na zona urbana aumenta as oportunidades de participação feminina no mercado de trabalho. Já nas grandes regiões metropolitanas, o efeito positivo é significativo ao final do período, em 2015, sugerindo que nos grandes centros urbanos as mulheres vêm conseguido conciliar melhor o trabalho doméstico e o de mercado. Com relação às grandes regiões do país, as residentes do Nordeste têm uma melhor inserção em relação àquelas da região Norte apenas em 2015. Por sua vez, as residentes nas demais regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste ostentam uma maior probabilidade de participação em todo o período estudado.

Após realizado o primeiro estágio do procedimento de Heckman (1979), ou seja, a es-

timação da equação de seleção, partiu-se para a estimação da equação de salários, cujos resultados estão na Tabela 3. Como o coeficiente da variável Lambda é estatisticamente significativo, evidencia-se que o procedimento de Heckman (1979) mostra resultados mais robustos do que estimações obtidas por MQO. Esse coeficiente sugere a presença de fatores não mensurados que aumentam a probabilidade de participação feminina no mercado de trabalho. Assim, sua inserção é relevante para a correção da seletividade amostral e, por consequência, do possível viés dos coeficientes estimados. Os sinais positivos desse coeficiente para os anos de 1995 e 2005 sugerem a presença de fatores não observados capazes de majorar os retornos no mercado de trabalho. Já o sinal negativo em 2015 pode estar associado ao cenário econômico desfavorável para o mercado de trabalho, impactando negativamente os retornos em relação às atividades do lar.

Além de apresentar os resultados para os anos 1995, 2005 e 2015, da mesma forma que na equação de seleção, aferiu-se a equação de salários para o período completo, incluindo variáveis binárias anuais. Com isso, obtém-se uma estimativa média do impacto de cada variável para todo o período estudado.

Conforme o esperado, o capital humano, representado pela experiência e os anos de estudo, tem um impacto positivo nos salários esperados das mulheres. Mas, apesar de sempre positivo e crescente de acordo com o nível de qualificação, nota-se redução desses prêmios salariais ao longo do período. Isso está de acordo com a redução da desigualdade observada no país, mesmo com o cenário econômico desfavorável a partir de 2013 revertendo parte desse arrefecimento no diferencial de rendimentos devido o decréscimo da oferta de postos de trabalho (GOMES et al., 2019).

Por outro lado, a migração, também passível de ser considerada como investimento em capital humano, é estatisticamente significativa e negativa em 1995, sugerindo que as migrantes estavam em postos de trabalho com menores rendimentos. Porém, os resultados para os demais anos apontam uma mudança importante. As estimativas para 2005 e 2015 não são mais estatisticamente significativas, apesar de positivas, sugerindo uma mudança no perfil dessas migrantes, ou seja, ocupadas em postos de trabalho com maiores rendimentos, que ao menos remuneram tanto quanto as demais residentes.

O coeficiente da variável branca apresenta-se significativo nos anos analisados e há um decréscimo de 1995 para 2015, sugerindo que o efeito discriminatório de raça ou cor ao longo do período foi descendente, embora ainda presente. Por sua vez, o controle para tipo de emprego sugere que os empregos formais remuneram melhor seus trabalhadores do que o setor informal, embora esse diferencial também tenha se reduzido de 2005 para 2015.

Ademais, as variáveis região metropolitana e zona urbana também se mostram significativas ao nível de 1% e apresentam sinais positivos, apontando prêmios salariais maiores nessas localidades. Nota-se que os coeficientes do ano de 1995 para o ano de 2015 diminuem, permitindo inferir que as mulheres estão tendo um menor diferencial de salários. As estimativas também sinalizam diferenças regionais significativas, com as residentes no Nordeste obtendo menores retornos do que aquelas do Norte e das demais regiões. Enquanto em 1995 as maiores remunerações estavam no Sudeste, em 2005 passaram para o Sul e,

Tabela 3 – Estimativas da equação de salários para o mercado de trabalho, Brasil, 1995 até 2015

Variáveis	1995	2005	2015	1995-2015
Experiência	0,0436***	0,0435***	0,0140***	0,0215***
Experiência ao quadrado	0,0007***	0,0007***	0,0002***	0,0002***
Estudo2	0,0940***	0,0729***	0,0114***	0,0437***
Estudo3	0,2582***	0,1732***	0,0275***	0,1715***
Estudo4	0,5850***	0,3837***	0,1190***	0,3708***
Estudo5	1,1848***	0,8800***	0,3030***	0,6971***
Estudo6	2,0565***	1,8762***	0,9920***	1,5024***
Migrante	0,0145*	0,0044	0,0090	0,0011***
Branca	0,1113***	0,1004***	0,1087***	0,1382***
Formal	0,2056***	0,2488***	0,1145***	0,1954***
Agrícola	0,0656***	0,1768***	0,1659***	0,1594***
Industrial	0,0938***	0,0109	0,0352***	0,0040
Comércio	0,0399***	0,0875***	0,1263***	0,1029***
Metropolitana	0,2488***	0,1926***	0,2021***	0,1993***
Urbana	0,2926***	0,1980***	0,0838***	0,0799***
Nordeste	0,3102***	0,2573***	0,1928***	0,2286***
Sudeste	0,2043***	0,1368***	0,1063***	0,0875***
Sul	0,1985***	0,1943***	0,1226***	0,0844***
Centro-Oeste	0,1152***	0,1718***	0,1306***	0,0960***
Lambda	0,3573***	0,4518***	0,0650***	0,0338***
Ano	Não	Não	Não	Sim
Constante	0,6580***	0,5069***	1,1639***	0,3908***

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados da PNAD. *, **, *** indicam coeficientes significativos respectivamente a 10%, 5%, e 1%.

já em 2015, verificam-se no Centro-Oeste. No entanto, observa-se um arrefecimento das diferenças regionais de rendimentos entre as mulheres.

Assim, os resultados desse trabalho evidenciam como altos níveis de escolaridade e experiência parecem estar associados à maior participação e a ganhos mais elevados das mulheres. Monte (2011), a partir dos dados da PNAD de 1995 e 2009, também verificou a relação positiva entre o investimento em capital humano e a probabilidade de a mulher participar do mercado de trabalho. No entanto, no presente trabalho, constata-se que esses efeitos têm uma perspectiva de ampliação para a participação, mas de redução ao longo do período para os diferenciais de rendimento.

4.2 Decomposição dos diferenciais de rendimentos entre mulheres com e sem filhos

A existência dos diferenciais salariais pode ocorrer por diversas razões e determinantes, como observado na seção anterior. A decomposição de Oaxaca-Blinder (OAXACA, 1973; BLINDER, 1973) permite que esses diferenciais sejam comparados considerando dois grupos, que nesse trabalho são as mulheres sem e com filhos, conforme a Tabela 4. Assim, como expressa na equação 4, essa decomposição fornece evidências de quanto os indivíduos são remunerados de forma diferente apenas pelo fato de pertencerem a um dos grupos,

em função da composição ou dotação, dos coeficientes estimados e da interação desses dois efeitos. Em 1995, o logaritmo do salário hora das mulheres sem filhos, em média, correspondia a R\$0,10 a mais do que as mulheres com filhos. Em 2015, as mulheres sem filhos passaram a ganhar R\$ 0,71 a mais do que as mulheres com filhos. Assim, em 2015, a maternidade representava uma penalidade em termos de rendimentos de 36%, em média, para as mulheres.

Desse diferencial, a maior parcela é atribuída à maneira como o mercado de trabalho remunera de forma diferenciada mulheres com e sem filhos, também denominada de componentes não explicados. Adicionalmente, essa fração da diferença de remuneração pode ser parcialmente atribuída a um efeito discriminatório, no sentido de que o mercado fornece um retorno diferente ou discrimina mulheres com filhos, mesmo tendo essas as mesmas dotações ou características observadas naquelas sem filhos. Porém, é sempre importante lembrar que a magnitude dessa estimativa é afetada também por fatores como as preferências e a dedicação das mulheres a atividades domiciliares, que apesar de estar entre os fatores não observados, não se constituem em discriminação do mercado de trabalho à maternidade.

Em 1995, destacam-se a raça ou cor e a segmentação do mercado de trabalho formal e informal entre as características que contribuíram positivamente para esse diferencial. Por outro lado, colaboraram para reduzir esse diferencial nesse ano a região de residência, o local urbano ou rural, experiência e nível educacional. Já em 2015, esses determinantes, que ajudaram positivamente ou negativamente, reduzem seus impactos. No entanto, o coeficiente com maior magnitude é o intercepto, ou seja, mulheres sem filhos são mais bem remuneradas no mercado de trabalho, independentemente das suas características observadas.

Tabela 4 – Decomposição de Oaxaca-Blinder, Brasil, 1995 até 2015

Variáveis	1995		2005		2015		1995-2015	
	Valor	%	Valor	%	Valor	%	Valor	%
Diferencial								
Mulher sem filho	1,2887***		1,4618***		1,9606***		1,5990***	
Mulher com filho	1,1848***		0,9685***		1,2488***		1,0305***	
Diferença	0,1039***		0,4933***		0,7118***		0,5685***	
Decomposição da diferença								
Dotação	0,0423***	40,7	0,0702***	14,2	0,0438***	6,2	0,0614***	10,8
Coefficientes	0,0673***	64,8	0,4167***	84,5	0,6591***	92,6	0,5047***	88,8
Interação	0,0057***	5,5	0,0063***	1,3	0,0089***	1,3	0,0024***	0,4
Total		100		100		100		100
Decomposição da diferença explicada nas dotações								
Experiência	0,1994***	192,0	0,2293***	46,5	0,1493***	21,0	0,1826***	32,1
Educação	0,2208***	212,5	0,2796***	56,7	0,1697***	23,8	0,2268***	39,9
Migração	0,0016***	1,5	0,0005***	0,1	0,0009***	0,1	0,0044***	0,8
Raça ou cor	0,0045***	4,3	0,0036***	0,7	0,0033***	0,5	0,0003***	0,1
Formal	0,0049***	4,8	0,0136***	2,7	0,0136***	1,9	0,0112***	2,0
Sector	0,0029***	2,8	0,0030***	0,6	0,0050***	0,7	0,0029***	0,5
Metrópole	0,0063***	6,1	0,0042***	0,9	0,0072***	1,0	0,0064***	1,1
Área urbana	0,0034***	3,2	0,0025***	0,5	0,0048***	0,7	0,0046***	0,8
Região	0,0027***	2,6	0,0015***	0,3	0,0004***	0,1	0,0009***	0,2
Ano							0,0076***	1,3
Total	0,0423***	40,7	0,0702***	14,2	0,0438***	6,2	0,0614***	10,8
Decomposição da diferença explicada nos coeficientes								
Experiência	0,0487***	46,9	0,0848***	17,2	0,1196***	16,8	0,0585***	10,3
Educação	0,0219***	21,1	0,0887***	18,0	0,1190***	16,7	0,0357***	6,3
Migração	0,0036***	3,5	0,0075***	1,5	0,0009***	0,1	0,0429***	7,5
Raça ou cor	0,0260***	25,1	0,0485***	9,8	0,0326***	4,6	0,0023***	0,4
Formal	0,0770***	74,1	0,0116***	2,3	0,0138***	1,9	0,0137***	2,4
Sector	0,0155***	15,0	0,0122***	2,5	0,0041***	0,6	0,0071***	1,3
Metrópole	0,0136***	13,1	0,0144***	2,9	0,0157***	2,2	0,0142***	2,5
Área urbana	0,0924***	88,9	0,0760***	15,4	0,2458***	34,5	0,1561***	27,5
Região	0,0488***	47,0	0,0995***	20,2	0,1638***	23,0	0,1241***	21,8
Ano							0,0839***	14,8
Intercepto	0,1433***	138,0	0,4941***	100,2	1,2696***	178,4	0,8827***	155,3
Total	0,0673***	64,8	0,4167***	84,5	0,6591***	92,6	0,5047***	88,8

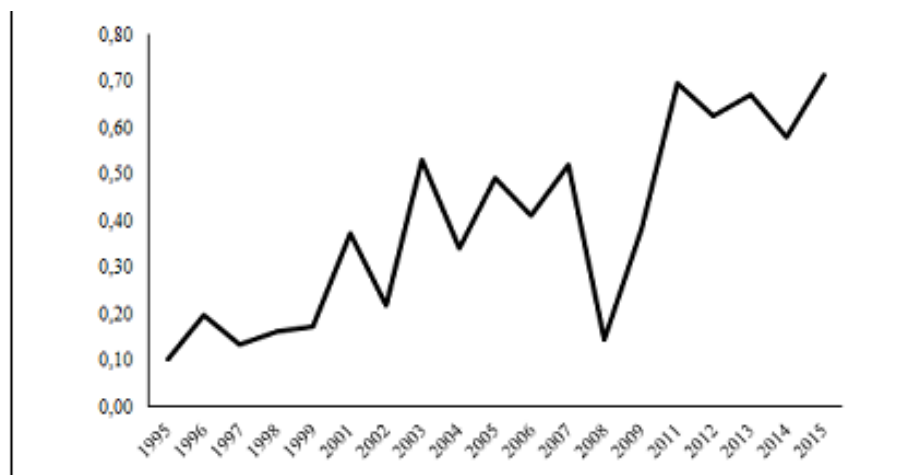
Fonte: Elaboração própria com base nos microdados da PNAD. *, **, *** indicam coeficientes significativos respectivamente a 10%, 5%, e 1%.

Com relação à dotação ou às características observadas das mulheres nos anos analisados, ressaltam-se a experiência, contribuindo negativamente para os diferenciais das mulheres sem filhos em detrimento daquelas com filhos, e a educação, que colaborou positivamente para ampliar esses diferenciais. Esses efeitos reduzem-se de 1995 para 2015, consoante à maior experiência e escolaridade das mulheres, conforme observado na análise descritiva. Portanto, a penalidade à maternidade, na forma de prêmios salariais favoráveis às mulheres sem filhos, seria reduzida caso as mulheres com filhos tivessem as mesmas características médias, como experiência e escolaridade, do que aquelas sem filhos.

Adicionalmente, esse diferencial positivo de salários para as mulheres sem filhos ao longo de todo o período pode ser observado na Figura 1. Percebe-se que essas mulheres estão ganhando cada vez mais e seus rendimentos estão se distanciando dos auferidos por aquelas com filhos. Nesse sentido, a opção por não ter filhos está gerando maior remuneração, estabilidade ou progressão na carreira delas no mercado de trabalho.

No ano de 2008, verificou-se, conforme Figura 1, redução dos diferenciais salariais entre as mulheres, possivelmente em decorrência do impacto negativo da crise financeira internacional sobre a economia brasileira. Conforme mostraram Heckman e Willis (1976), alterações no mercado de trabalho, como o desemprego, podem refletir-se nas decisões de maternidade e de oferta de trabalho, ocasionando efeitos salariais que funcionam por meio de decisões de oferta de trabalho. A maternidade pode levar a uma retirada curta ou parcial do mercado e uma alta taxa de desemprego pode dificultar um posterior reingresso ao mercado laboral.

Figura 1 - Estimativas para os diferenciais de salários entre mulheres com filhos e sem filhos, decomposição de Oaxaca-Blinder, Brasil, 1995 até 2015



Fonte: Elaboração própria com base nos microdados da PNAD.

Portanto, os resultados desse trabalho evidenciam a presença de uma penalidade cres-

cente à maternidade no mercado de trabalho brasileiro. Como já destacaram Heckman e Willis (1976), se os salários sobem com o capital humano e as despesas relacionadas com as crianças são relativamente fixas, as mulheres tendem a adiar a gravidez para acumular capital humano no início de sua carreira, seja por meio do acúmulo de maior experiência ou de educação. Com isso, elas podem garantir um melhor crescimento profissional em termos de salários, benefícios e oportunidades de emprego e carreira.

Ainda assim, os avanços observados em relação ao maior engajamento das mulheres não foram suficientes para igualar as condições de concorrência entre elas e homens no mercado laboral. Em que pese o estreitamento dos diferenciais salariais observados nas economias avançadas a partir da década de 1980, graças, principalmente, mas não só, pelo avanço do capital humano acumulado pelas trabalhadoras, eles ainda se mantêm desfavoráveis às mulheres (BLAU; KAHN, 2008; BLAU; KAHN, 2017).

Enquanto o componente explicado pelas dotações permanece relativamente menor ao longo do período estudado, indicando que a composição das mulheres com e sem filhos não é a principal responsável pelo aumento dos diferenciais de salários, a parcela atribuída à forma como o mercado de trabalho discrimina a maternidade persiste alto, punindo com menores salários as mães. Ressalta-se que tal penalidade não se explica preponderantemente pela forma como o mercado de trabalho, mais especificamente, os seus empregadores, diferencia mulheres com e sem filhos em relação às características pessoais, dos postos de trabalho e espaciais. Os resultados desse trabalho sugerem que tal prêmio à ausência de filhos está no intercepto. Ou seja, de partida o fato de a mulher exercer a maternidade, ter filhos, faz com que o mercado de trabalho a penalize com remuneração inferior, em média, àquela sem filhos. Conforme observado na Seção 2, de acordo com Grimshaw e Rubery (2015), há explicações racionais, sociológicas e institucionais para tal penalidade.

Nessa perspectiva, os achados do trabalho mostram que o custo de oportunidade da maternidade é crescentemente considerado nas decisões relativas à oferta de trabalho pelas mulheres, com impactos no processo de redução das desigualdades de gênero. Ademais, parece que essa penalidade tem impactado a decisão das mulheres sobre iniciar ou não uma gravidez, gerando consequências nas taxas de fecundidade e, portanto, na dinâmica demográfica brasileira.

Assim, devido aos seus importantes impactos, há a necessidade de ampliação de políticas de suporte à maternidade no país. Por exemplo, conforme IBGE (2016), a disponibilidade de creches públicas e privadas é suficiente apenas para atender apenas 30% das crianças com idade entre zero a três anos. Para Souza (2018), as políticas públicas brasileiras, como na maioria dos países, ainda não permitem uma maior e melhor participação feminina no mercado de trabalho, com um maior apoio aos cuidados nos domicílios, ficando para as mulheres a prevalência nessa tarefa. Entre essas políticas sociais, a autora inclui as creches, escolas em tempo integral e os cuidados aos idosos. Isso, porém, como apontado por Mandel e Semyonov (2006), exige um esforço para não ampliar o efeito discriminatório sobre a mulher no mercado laboral. Além disso, naqueles casos em que há a oferta de políticas de cuidados, as normas sociais podem constranger a utilização desses serviços, limitando e

penalizando a participação delas no mercado de trabalho.

5 Considerações finais

O presente trabalho teve como objetivo analisar os impactos da maternidade no mercado de trabalho brasileiro, mais especificamente seus efeitos na inserção e na remuneração das mulheres. Foram analisadas duas décadas, de 1995 até 2015, a partir de informações da PNAD e estimadas equações de participação, de salários e a decomposição do diferencial de salários para as mulheres com e sem filhos.

Ao longo desse período, evidenciaram-se os efeitos negativos da maternidade tanto na inserção no mercado de trabalho quanto em seus rendimentos. Adicionalmente, verificou-se que o impacto negativo nos salários foi crescente ao longo dos anos, chegando em 2015 a atingir 36%. Nesse sentido, notou-se ainda a presença de dificuldades para a mulher conciliar a maternidade com o seu desempenho profissional, devido, por exemplo, à ausência de creches, escolas integrais e igual responsabilidade dos homens nas atividades domiciliares e parentais. Portanto, a maior participação das mulheres no mercado de trabalho tem ocorrido associada a uma menor fecundidade. De fato, nesse trabalho constatou-se que as mulheres sem filhos têm uma maior inserção no mercado de trabalho e auferem os maiores rendimentos.

É possível evidenciar que os maiores retornos às mulheres sem filhos são relativamente crescentes, com a parcela atribuível à discriminação preponderante. Apesar de os efeitos de características como o capital humano, dos postos de trabalho e regionais terem se reduzido de 1995 para 2015, há um diferencial significativo representado nas estimativas pelo intercepto que se mantém alto ao longo dos anos. Tal resultado sugeriu que o mercado de trabalho brasileiro, independentemente das características das mulheres, paga maiores retornos àquelas que ainda não são mães.

Em suma, os resultados aqui expostos permitiram concluir a presença no Brasil de evidências de que as mulheres são penalizadas no mercado de trabalho pela maternidade, tanto reduzindo sua inserção quanto seus rendimentos em relação a aquelas sem filhos. Um dos principais fatores a contribuir para essa tendência é o investimento em capital humano, pois os resultados apresentados confirmaram que mais anos de estudo são preponderantes para a entrada no mercado de trabalho e para obtenção de maiores rendimentos ao longo da carreira profissional da mulher.

Evidence on the impact of maternity on the Brazilian labor market, 1995-2015

Abstract

This article aims to analyze the effects of motherhood on the labor market in Brazil from 1995 to 2015. Equations of participation and wages were estimated, in addition to the Oaxaca-Blinder decomposition, with data from the National Household Sample Survey (PNAD) of the Brazilian Institute of Geography and Statistics (IBGE). The results show that the effects of motherhood on the participation of women in the labor market are negative and decreasing over the period studied. Wage differentials between women with children and those without children are negative and increasing for mothers. This is indicative of the presence of a penalty for maternity in Brazil, both in relation to insertion in the labor market and in earnings.

Keywords: *maternity, wages, labor market.*

JEL: *J13, J22*

Referências bibliográficas

- ADSERA, A. Where Are the Babies? Labor Market Conditions and Fertility in Europe. IZA, Discussion Papers, n. 1576. Institute for the Study of Labor, 2005.
- ADSERA, A.; MENENDEZ, A. Fertility changes in Latin America in the context of economic uncertainty. IZA, Discussion Papers, n. 4019. Institute for the Study of Labor, 2009.
- AGUAS, M. F. F. A importância da composição dos filhos para a participação da mulher na força de trabalho - uma análise para o Brasil de 1992 a 2008. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 38., 2010. Salvador. Anais. Salvador: ANPEC, 2010.
- BECKER, G. A theory of the allocation of time. *Economic Journal*, v.75, n. 299, p. 493–517, 1965.
- BECKER, G.S. Human capital, effort, and the sexual division of labor. *Journal of Labor Economics*, v. 3, n. 1, p. S33- S58, 1985.
- BECKER, G. S.; LEWIS, G. On the interaction between quantity and quality of children. *The Journal of Political Economy*, v. 81, n. 2, p. 279-288, 1973.
- BELTRAME, G. R.; DONELLI, T. M. S. Maternidade e carreira: desafios frente à conciliação de papéis. *Aletheia*, n. 38-39, p. 206-217, 2012.
- BLAU, F. D.; KAHN, L. M. The gender wage gap: extent, trends, and explanations. *Journal of Economic Literature*, v. 55, n. 3, p. 789-865, 2017.
- BLAU, F. D.; KAHN, L. M. Women's work and wages. In: Durlauf, S. N.; Blume, L. E. (eds). *The New Palgrave Dictionary of Economics*. Palgrave Macmillan, Londres, 2008.
- BLINDER, A. S. Wage discrimination: Reduced form and structural estimates. *The Journal*

of Human Resources, v. 8, n. 4, p. 436–455, 1973.

BORJAS, G. J. Labor Economics. 8th ed. New York, NY: McGraw-Hill Education, 2020.

CAHUC, P.; CALCILLO, S., ZYLBERBERG, A. Labor Economics, Cambridge, MA: MIT Press Books, 2014.

CAMPÊLO, A. K.; SILVA, E. N. Filhos e renda familiar: uma aplicação do efeito quantílico de tratamento. Pesquisa e Planejamento Econômico, Rio de Janeiro, v. 35, n. 3, p. 355-377, 2005.

CIRINO, J. F.; LIMA, J. E. Determinantes da participação feminina no mercado de trabalho: uma comparação entre os sexos e entre os mercados das regiões metropolitanas de Belo Horizonte e Salvador. Revista Econômica do Nordeste, v. 42, n. 1, p. 165-182, 2011.

CORSEUIL, C. H.; FOGUEL, M. N. Uma sugestão de deflatores para rendas obtidas a partir de algumas pesquisas domiciliares do IBGE. Texto para Discussão, n. 97, Rio de Janeiro, IPEA, 2002.

CUNHA, M.S.; VASCONCELOS, M.R. Fecundidade e participação no mercado de trabalho brasileiro. Nova Economia, v.26, n.1, p.179-206, 2016.

FEBER, M. A feminist critique of the neoclassical theory of the family. In: MOE, K. S. (ed.), Women, family, and work: Writings on the economics of gender, Blackwell Publishing, Chapter 1, p. 9–23, 2003.

FERRARIO, M. N.; CUNHA, M. S. Estrutura e renda familiar no Brasil. Ensaios FEE, v. 33, p. 117-136, 2012.

FORTIN, N.; THOMAS L.; FIRPO, S. Decomposition Methods in Economics. NBER Working Paper n. 16045, 2010.

GOMES, C. E.; LIMA, R. L.; CUNHA, M. S.; VASCONCELOS, M. R. Transições no mercado de trabalho brasileiro e os efeitos imediatos da crise econômica recente. Economia e Sociedade, v. 28, n. 2 (66), p. 481-511, 2019.

GRIMSHAW, D.; RUBERY, J. The matehood pay gap: A review of the issues, theory and international evidence. International labour office. Conditions of work and employment series n.57. Geneva, 68p., 2015.

HECKMAN, J. J. Sample selection bias as a specification error. Econometrica, n. 47, p. 153–161, 1979.

HECKMAN, J.; WILLIS, R. Estimation of a Stochastic Model of Reproduction: An Econometric Approach. In: Terleckyj, N. (ed.) Household Production and Consumption, Columbia University Press, New York, 1976.

HIRATA, H.; KERGOAT, D. Novas configurações da divisão sexual do trabalho. Cadernos de Pesquisa, v. 37, n. 132, p. 595-609, 2007.

HIRATA, H. Mudanças e permanências nas desigualdades de gênero: divisão sexual do trabalho numa perspectiva comparativa. Friedrich Ebert Stiftung: Brasil. Análise, n. 7, 22p., 2015

HOFFMANN, R.; LEONE, E. T. Participação da mulher no mercado de trabalho e desigualdade da renda domiciliar per capita no Brasil: 1981-2002. *Nova Economia*, v. 14, n. 2, p. 35-58, 2004.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua 2016. Rio de Janeiro, 2016. Disponível em: <https://bit.2y/324mMvU>

INTERNATIONAL LABOUR ORGANIZATION (ILO). Estadísticas del trabajo. Disponível em dez. de 2019 in: <https://ilostat.ilo.org/es/data/country-profiles/>

JANN, B. A Stata implementation of the Blinder-Oaxaca decomposition. *The Stata Journal*, v. 8, n.4, p. 453-479, 2008.

KITTERØD, H.; RØNSEN, M. Does parenthood imply less specialization than before? Tales from the Norwegian time use surveys 1980-2010. Research Department, Discussion Papers n. 757, Statistics Norway, 2013.

MANDEL, H.; SEMYONOV, S. A welfare state paradox: State interventions and women's employment opportunities in 22 countries. *American Journal of Sociology*, v. 111, n. 6, p. 1910–1949, 2006.

MILLER, A. R. Motherhood delay and the human capital of the next generation. *The American Economic Review*, v. 99, n. 2, p. 154-158, 2009.

MILLS, M.; RINDFUSS, R. R; MCDONALD, P.; VELDE, E. Why do people postpone parenthood? Reasons and social policy incentives. *Human Reproduction Update*, v.17, n.6, p. 848–860, 2011.

MINCER, J. Schooling, Experience, and Earnings. National Bureau of Economic Research, NBER Program, 1974.

MOLINA, M. E. Transformaciones histórico culturales del concepto de maternidad y sus repercusiones en la identidad de la mujer. *Psyke*, v. 15, n. 2, p. 93-103, 2006.

MONTE, P. A. do. A influência da fecundidade na inserção feminina no mercado de trabalho Nordeste e nos determinantes salariais. *Revista Econômica do Nordeste*, v. 42, n. 3, p. 473-488, Fortaleza, jul. /set. 2011.

MOURA, C. S; CUNHA, M. S. Fatores determinantes da participação e do rendimento do idoso e não idoso no mercado de trabalho brasileiro. *A Economia em Revista*, v.18, n.2. p. 153-168, 2010.

OAXACA, R. Male–female wage differentials in urban labor markets. *International Economic Review*, v.14, p. 693–709, 1973.

OLIVETTI, C.; PETRONGOLO, B. The economics consequences of family policies: lessons from a century of legislation in high-income countries. *Journal of Economic Perspectives*, v. 31, n. 1, p. 205-230, 2017.

SOUZA, L. P. Normas de Gênero: Constrangimentos e Limitações na Atuação Econômica Feminina. 2018. 130f. Tese (Doutorado em Economia) – Universidade Federal Fluminense,

Niterói, 2018.

SOUZA, P. F.L. Efeitos da maternidade e do casamento sobre o diferencial de salários entre gêneros no Brasil para o ano de 2014. 2016. 111p. Tese (Doutorado em Economia). Universidade Federal do Ceara, Fortaleza, 2016.

SOUZA, S. C. I., MAIA, K., MOURA, F. K. I., GOMES, M. R., SILVA, R. J. Diferenças Salariais por Gênero e Cor e o Impacto da Discriminação Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos, v.9, n.1, p. 32-49, 2015.

OMETTO, A. M. H.; HOFFMANN, R; ALVES, M. C. Participação da Mulher no Mercado de Trabalho: Discriminação em Pernambuco e São Paulo. Revista Brasileira de Economia, Rio de Janeiro, v. 53, n. 3, p. 287-322, 1999.

PAZELLO, E. T.; FERNANDES, R. Mulher e maternidade no mercado de trabalho: diferenças de comportamento entre mulheres que tem e mulheres que não têm filhos. In: XXXII Encontro Nacional de Economia – Anpec. Anais... João Pessoa, 2004.

PASSOS, L; GUEDES, D. R. Participação feminina no mercado de trabalho e a crise de cuidados da modernidade: conexões diversas. Planejamento e Políticas Públicas, n. 50, p. 67-94, 2018.

PSACHAROPOULOS, G.; TZANNATOS, Z. Women's employment and pay in Latin America: overview and methodology. The World Bank, Washington, 1992.

RINDFUSS, R. R.; GUILKEY, D. K, MORGAN, S. P. & KRAVDAL, Ø. Child-Care Availability and Fertility in Norway. Population and Development Review, v. 36, n.4, p.725-748, 2010.

SCORZAFAVE, L. G.; MENEZES-FILHO, N. A. Participação feminina no mercado de trabalho brasileiro: evolução e determinantes. Pesquisa e Planejamento Econômico, Rio de Janeiro, v. 31, n. 3, p. 441-478, 2001.

VARIAN, H. R. Microeconomic Analysis. 3a. ed. New York: W.W. Norton & Cia, 1992.

Recebido em 03 de abril de 2020.

Aceito para publicação em 2 de janeiro de 2021.