



O IMPACTO DA MATERNIDADE NA DESIGUALDADE SALARIAL NO MERCADO DE TRABALHO FORMAL: UMA ANÁLISE PARA O BRASIL ENTRE 2008 E 2018

The impact of maternity on wage inequality in the formal labor market: an analysis for Brazil between 2008 and 2018

Jennifer Gonçalves
Universidade Federal de Santa Catarina
jeniffer.g@posgrad.ufsc.br
<https://orcid.org/0000-0002-8401-8448> 

Francis Carlo Petterini
Universidade Federal de Santa Catarina
f.petterini@ufsc.br
<https://orcid.org/0000-0003-4410-0970> 

RESUMO

A desigualdade salarial entre mulheres e homens persiste apesar dos esforços dispendidos em favor da igualdade de gênero. Este estudo investiga a hipótese da penalidade da maternidade levantada na última década por pesquisadores da área, que sugere que a desigualdade salarial é agravada pelo nascimento de um bebê. Após ter filho, as mulheres têm seus salários e participação no mercado de trabalho reduzido quando comparados aos resultados dos homens, indicando que as mulheres são penalizadas pela maternidade. Foi utilizada a metodologia de estudos de eventos, comparando os rendimentos do trabalho das mulheres em relação aos homens em torno do nascimento do filho, com os dados identificados da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) para o Brasil. Tanto o salário quanto a participação das mulheres no mercado de trabalho se reduz após o nascimento de um bebê. Para os homens, o efeito, apesar de também ser negativo, é de menor magnitude. Os impactos na maternidade se mostraram persistentes, de modo que 10 anos após o nascimento, os salários das mães não retornam ao patamar pré-nascimento. A desigualdade no mercado de trabalho tem fortes relações com o nascimento de um bebê. Este resultado contribui para o debate sobre desigualdade salarial de gênero no Brasil.

PALAVRAS-CHAVE: Desigualdade salarial. Desigualdade de gênero. Penalidade da Maternidade. Estudo de eventos. RAIS.

ABSTRACT

The wage inequality between women and men persists despite efforts to promote gender equality. This study investigates the motherhood penalty hypothesis, raised by scholars in the last decade, suggesting that the birth of a baby exacerbates wage inequality. After having a child, women have their wages and participation in the labor market reduced as compared to men, indicating that women are penalized by motherhood. The methodology of event studies was used, comparing the earnings of mothers in relation to fathers around childbirth, with data identified from the Annual Social Information List (RAIS) for Brazil. Both women's wages and participation in the labor market decline after the birth of a baby. For men, the effect, although also negative, is of lesser magnitude. The impacts on motherhood were persistent, so that 10 years after birth, mothers' wages did not return to pre-birth levels. Inequality in the labor market is strongly related to the birth of a baby. This result contributes to the debate on gender wage inequality in Brazil.

KEYWORDS: Wage inequality. Gender inequality. Motherhood Penalty. Event study. RAIS.

Classificação JEL: J13, J16, J22, J31

Recebido em: 14-03-2023. Aceito em: 21-07-2023.

1 INTRODUÇÃO

Desde os tempos mais remotos, as mulheres trabalhavam em tarefas agrícolas por todo o mundo, contribuindo fortemente para a produção de bens. Com a Revolução Industrial a natureza do trabalho em muitos países ocidentais mudou, tornando-se comum o trabalho assalariado. Enquanto os homens passaram a ocupar cada vez mais empregos fora das fazendas, a parcela das mulheres que se dedicavam exclusivamente ao trabalho doméstico foi ampliando.

A construção de um conceito predominante de salário digno de subsistência como sendo o ideal de renda do chefe masculino de família, suficiente para manter a família sem que a esposa e as crianças tivessem que trabalhar por salário, se tornou um elemento ideológico poderoso no movimento trabalhista. Se, por um lado, poderia se argumentar que se os homens recebessem um salário adequado, suas esposas e crianças não precisariam se submeter ao trabalho assalariado, por outro lado, invertendo a causa e efeito, poderia se argumentar que apenas se o trabalho das mulheres e as crianças fosse legalmente restrito, ou banido, o salário aumentaria para níveis de salário digno. Segundo Secombe (1986), esse segundo argumento legitimou a restrição das mulheres no mercado de trabalho na segunda metade do século XIX.

Com o tempo as mulheres foram conquistando mais espaço no mercado de trabalho, desempenhando atividades semelhantes às dos homens, mas seus salários permaneceram inferiores. No século XIX já havia um movimento que buscava entender as origens e os fatores de persistência da desigualdade salarial entre homens e mulheres que desempenham trabalhos similares. Em 1891, analisando dados das indústrias, principalmente na Inglaterra, Sidney Webb observou existir uma inferioridade no salário das mulheres na realização de trabalhos manuais ou rotinas administrativa (escritório) mesmo quando estas tinham a mesma produtividade que os homens (WEBB, S., 1891). Fawcett (1892) observou que a substituição da mão de obra masculina pela feminina durante a Primeira Guerra Mundial, não implicou em perda de produtividade ou eficiência do trabalho, o que levou Fawcett e outros participantes do debate sobre a desigualdade salarial (como Beatrice Webb) a exigir condições de trabalho iguais para homens e mulheres e, por consequência, salários iguais para trabalhos de mesmo valor (FAWCETT, 1918; WEBB, B., 2011).

Florence (1931) destacava o desequilíbrio de forças na luta por salários mais altos. Edgeworth (1922) mostra que a pressão dos sindicatos masculinos acabou aglomerando

as mulheres em poucas ocupações, geralmente com salários inferiores. Para o autor, tal aglomeração é um flagrante de violação da livre concorrência, impedindo que houvesse remuneração igual para trabalho igual.

No último século, ocorreram muitos avanços na sociedade e na economia. O número de mulheres trabalhando fora de casa cresceu muito, aumentando também a força dos movimentos sociais na luta pela igualdade de gênero. Os países, especialmente os mais desenvolvidos, têm se esforçado para impedir a distinção salarial entre os sexos, ao menos em termos legais. A legislação brasileira, por exemplo, proíbe a discriminação de salários entre os sexos, com pesadas penalidades aos infratores. Ainda assim, dados do relatório de 2018 do Fórum Econômico Mundial sobre desigualdade de gênero no Brasil mostram que, em média, as mulheres recebem 49% do salário dos homens para exercer uma função similar, indicando uma piora em relação a 2006, quando foi estimado uma taxa de 51%. É importante destacar que o maior índice de igualdade de gênero pertence à Islândia, mas ainda assim as mulheres recebem em média 18% a menos do que os homens para exercer funções semelhantes (WORLD ECONOMIC FORUM, 2006, 2018).

Estudos recentes têm encontrado uma forte relação entre a existência de filhos e desigualdade salarial entre os sexos, sugerindo que as mulheres sofrem uma penalização em termos de salário ao terem filhos. Evidências empíricas para diferentes países indicam que as mulheres têm suas trajetórias de salário reduzidas após o nascimento de um bebê (VIITANEN, 2014; FITZENBERGER; SOMMERFELD; STEFFES, 2013; ANGELOV; JOHANSSON; LINDAHL, 2016; CHUNG *et al.*, 2017; KLEVEN; LANDAIS; SØGAARD, 2019). No caso do Brasil, Piras e Ripani (2005) identificaram que mulheres com filhos recebem em média salários maiores do que as mulheres sem filhos, mas tal pesquisa não avaliou o impacto do nascimento de um bebê nas questões do mercado de trabalho.

Nesse contexto, o objetivo principal do presente estudo é contribuir para cobrir essa lacuna, ao mensurar o impacto que o nascimento de uma criança tem nas trajetórias de salário e no nível de ocupação da mulher e do homem para o caso do mercado de trabalho formal do Brasil. Com esse objetivo em mente, a estratégia de identificação explora o fato de que, a partir de 2007, a RAIS incluiu entre as opções da variável “Motivo Afastamento” as marcações de “Licença Maternidade/Paternidade”, com informações sobre as datas de início e fim de cada licença. Considerou-se, assim, o início da licença como sendo o momento do nascimento da criança, mesmo que seja comum as mulheres entrarem de licença dias antes do nascimento, porque o afastamento se dá por razão do nascimento. Desse modo, foram selecionadas todas as 189,4 mil mulheres e todos os 6,5 mil homens

que solicitaram Licença Maternidade/Paternidade em 2008, empregados em regime de CLT, rastreando-os para trás até 2005 e para frente até 2018 – através do número do PIS e outras características.

Além do impacto médio nos salários da população em geral, a base de dados permite uma análise mais detalhada sobre o tema. Assim, propõem-se alguns objetivos mais específicos que contribuirão para o melhor entendimento do problema, como estimar o impacto da maternidade na desigualdade salarial para diferentes: (i) níveis de educação, identificando se mulheres com menor grau de instrução são mais ou menos afetadas do que aquelas com maior grau; (ii) etnias, identificando se mulheres negras são mais afetadas do que as mulheres não negras; e (iii) regiões geográficas, identificando em qual região do Brasil a maternidade tem mais impacto no salário das mulheres.

Este artigo conta com mais 5 seções, além desta introdução. A seção 2 apresenta o contexto brasileiro quanto a desigualdade salarial de gênero. Na seção 3 apresenta-se a base de dados. Na seção 4 discute-se a estratégia empírica. Na seção 5 são apresentados os resultados estimados. Por fim, a seção 6 conclui o trabalho.

2 CONTEXTO BRASILEIRO

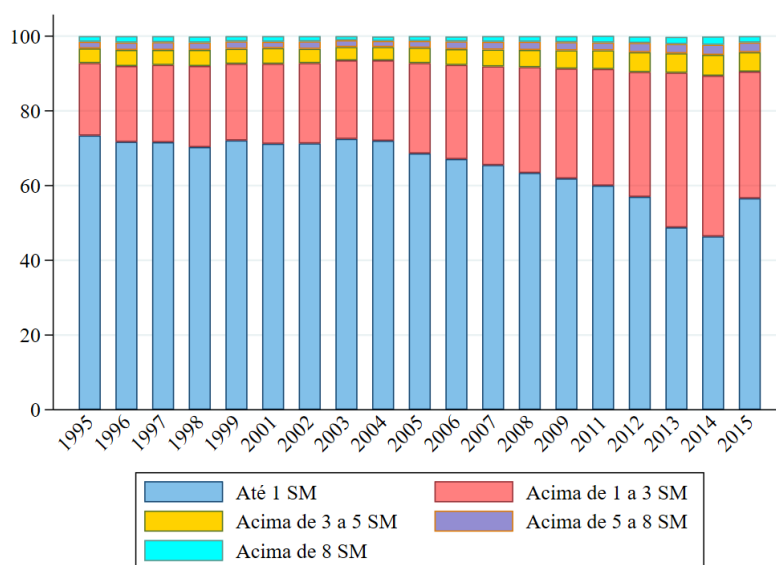
Segundo a Pesquisa Nacional de Amostras de Domicílios (PNAD) contínua do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), no quarto trimestre de 2018 a proporção de mulheres na população ocupada de 25 a 49 anos no Brasil era de 45,3% e seu rendimento médio total era de 2.050 reais, enquanto o rendimento médio total dos homens foi de 2.579 reais, uma diferença de 20,5%. Quando analisada a razão de rendimento de mulheres e homens pelo valor médio por hora trabalhada, a desigualdade reduz para 8,5%, dado que as mulheres trabalham, em média, 4,8 horas a menos na jornada semanal (desconsiderando trabalho doméstico não remunerado). Entretanto, a desigualdade salarial varia conforme a faixa etária, aumentando conforme a idade avança. Em 2018, as mulheres na faixa de 25 a 29 anos recebiam 86,9% do rendimento médio dos homens; na faixa de 30 a 39 anos, recebiam 81,6% e na faixa 40 a 49 anos recebiam 74,9% (IBGE, 2019).

As diferenças entre as capacidades de capital humano, que, conforme Mincer (1970) e Becker (1993), justificariam a existência de heterogeneidade das rendas do trabalho, foram fortemente reduzidas e, em muitos casos, eliminadas, quando comparados os grupos de homens e mulheres. As estimativas mostram que o nível de

instrução da população ocupada de 25 a 49 anos tem aumentado. Entre 2012 e 2018, a proporção de homens ocupados que tinham nível superior aumentou de 13,1% para 18,4%, enquanto para as mulheres passou de 16,5% para 22,8%. Apesar de as mulheres apresentarem nível de instrução em média mais elevado, elas têm rendimento médio inferior ao dos homens em qualquer nível de instrução (IBGE, 2019).

A desigualdade salarial se torna mais problemática quando se observa a tendência crescente de lares chefiados por mulheres. Em 2015, 40% dos lares brasileiros tinham uma mulher como principal fonte de renda, em 1995 correspondia a 23% (IBGE, 2019), contrariando outro argumento muito utilizado para justificar o pagamento de salários superiores para os homens, de que estes seriam os principais responsáveis pelo sustento da família. Entre 1995 e 2015 em torno de 90% das famílias chefiadas por mulheres tinham renda familiar per capita de até três salários mínimos, sendo que destes a maioria tinha renda familiar per capita de até um salário mínimo, como pode ser visto na Figura 1.

Figura 1 - Distribuição percentual das famílias chefiadas por mulheres, segundo faixa de renda familiar per capita – Brasil, 1995 a 2015

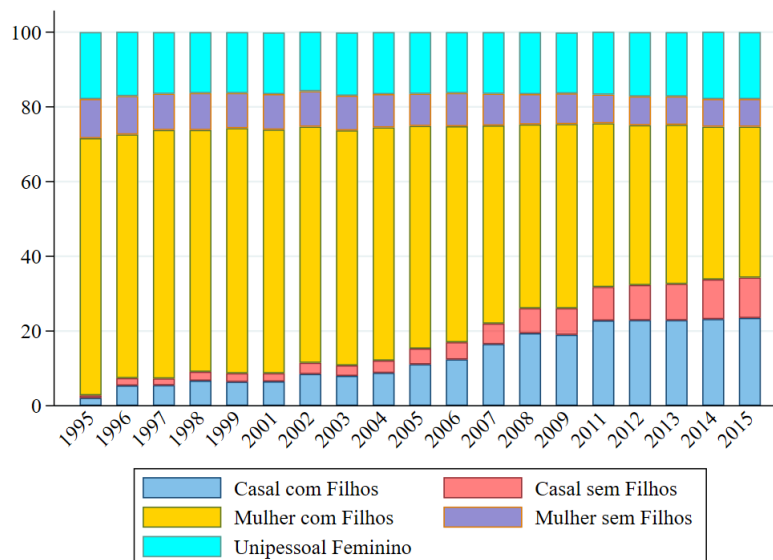


Fonte: PNAD Contínua, IBGE. Elaboração própria.

A Figura 2 apresenta a distribuição percentual das famílias chefiadas por mulheres por arranjo familiar. Em 2015, 40,4% das famílias chefiadas por mulheres eram compostas por mulher com filhos (mães solo), apesar de ser um percentual alto, já foi muito superior, chegando próximo a 70% em 1995. Mas se observa um aumento ao longo do tempo de

famílias compostas por casal com e sem filhos chefiadas por mulheres (23,5% e 10,8%, respectivamente, em 2015).

Figura 2 - Distribuição percentual das famílias chefiadas por mulheres, por tipo de arranjo familiar – Brasil, 1995 a 2015



Fonte: PNAD Contínua, IBGE. Elaboração própria

Percebe-se que algumas das justificativas frequentemente utilizadas para explicar a desigualdade de salários entre homens e mulheres já não se aplicam a atual conjuntura. As mulheres já alcançaram a equiparação de qualificação em relação aos homens, e já representam 40% de chefia nos lares brasileiros, mas continuam recebendo salários inferiores aos deles. Isso sugere que a explicação para a persistência na disparidade salarial entre os sexos pode estar em outro lugar.

2.1 A Penalidade Salarial da Maternidade na Literatura

Com a divisão sexual do trabalho, o trabalho doméstico acabou sendo atribuído às mulheres, afastando dos homens essas responsabilidades. Com isso, o cuidado, uma atividade que acabou se concentrando na esfera doméstica, também se restringiu às mulheres, mas seus impactos na sobrecarga do trabalho delas foram historicamente invisibilizados. A maternidade reforça o peso do cuidado que já existe sobre as mulheres, intensificando possíveis efeitos na desigualdade de gênero.

As questões relacionadas a fertilidade têm ganhado cada vez mais espaço na literatura recente sobre desigualdade salarial entre os sexos. Muitas análises empíricas

encontraram resultados mostrando que uma parcela significativa da desigualdade salarial pode ser explicada pela maternidade, isto é, a diferença de salário entre mulheres com filhos e mulheres sem filhos. Fitzenberger, Sommerfeld e Steffes (2013) estima que na Alemanha há efeitos negativos muito fortes no emprego das mulheres devido ao nascimento de um filho, e que, embora a perda de emprego se reduz em cinco anos após o nascimento, ela não chega a zero. Viitanen (2014) analisa o efeito da maternidade nos salários das mulheres no Reino Unido, encontrando efeitos médios para o nascimento do primeiro filho diferentes dependendo da idade das mulheres: 8% em mulheres de 23 anos, 22% aos 33 anos, 4,8% aos 42 anos e 0% aos 51 anos. O estudo também mostra que a desigualdade salarial causada pela maternidade persiste mesmo após 30 anos do nascimento do primeiro filho.

Outros estudos também comparam os efeitos causados pelo nascimento de um filho para a mulher e para o homem. Angelov, Johansson e Lindahl (2016) encontram, analisando dados da Suécia, que 15 anos após o nascimento do primeiro filho a diferença na renda geral e no salário entre o homem e a mulher era em média 32 e 10 pontos percentuais, respectivamente. Para os Estados Unidos, Chung *et al.* (2017) encontram que a desigualdade de renda de um casal dobra entre dois anos antes do nascimento do primeiro filho e um ano após. Após o primeiro ano de vida da criança, a diferença continua a crescer pelos próximos cinco anos, mas a uma taxa muito mais lenta, depois diminui e começa a cair quando a criança atinge a idade escolar.

Essa teoria ganhou mais força com o estudo de Kleven, Landais e Søgaard (2019) que, analisando dados administrativos dinamarqueses, realizaram um estudo de eventos em torno do nascimento do primeiro filho. Eles encontram evidências de um impacto grande e persistente de ter filhos em vários resultados do mercado de trabalho. Especificamente, foi encontrado uma penalidade de 30% para as mulheres nos ganhos no primeiro ano após o primeiro parto, que converge para cerca de 21% no longo prazo. Por outro lado, os ganhos dos homens não são afetados por terem filhos. Além disso, este mesmo trabalho fornece evidências de que a participação das mulheres na força de trabalho, horas de trabalho e taxa salarial caem após o primeiro filho, caso que não se repete para os homens. Por fim, eles realizam uma análise de decomposição e encontram um aumento expressivo na fração de desigualdade de gênero relacionada à criança de 40% em 1980 para cerca de 80% em 2013.

A crescente disponibilidade de conjuntos de dados administrativos em vários países tornou essa abordagem particularmente atraente. De fato, uma investigação subsequente

de Kleven, Landais, Posch *et al.* (2019) estende sua análise a cinco países adicionais: Reino Unido, Estados Unidos, Alemanha, Áustria e Suécia. Por um lado, o estudo confirma a prevalência de penalidades para as mães em todos os países estudados; por outro, encontra diferenças importantes na magnitude dos efeitos da maternidade sobre os rendimentos, como pode ser observado na Tabela 1.

Tabela 1 - Comparação da penalidade da maternidade entre países

Trabalho	País	Ano do Nascimento	Penalidade na renda Longo prazo (10 anos)
Kleven, Landais, Posch <i>et al.</i> (2019)	Alemanha	1989-2005	61%
Kleven, Landais, Posch <i>et al.</i> (2019)	Áustria	1985-2007	51%
Kleven, Landais, Posch <i>et al.</i> (2019)	Dinamarca	1985-2003	21%
Kleven, Landais, Posch <i>et al.</i> (2019)	EUA	1967-2006	32%
Kleven, Landais, Posch <i>et al.</i> (2019)	Reino Unido	1991-2008	44%
Kleven, Landais, Posch <i>et al.</i> (2019)	Suécia	1997-2011	26%
Sieppi e Pehkonen (2019)	Finlândia	1992-2007	17%
Meurs e Pora (2019)	França	2005-2015	20%
De Quinto, Hospido e Sanz (2020)	Espanha	1994-2009	28%
Rabaté e Rellstab (2021)	Holanda	2005-2009	46%
Berniell <i>et al.</i> (2021)	Chile	2002-2015	28%

Fonte: Elaboração própria

Outros estudos utilizando essa mesma metodologia foram feitos para Espanha, Finlândia, França e Holanda (ver Tabela 1). Berniell *et al.* (2021) usaram essa abordagem para investigar os impactos da maternidade no mercado de trabalho informal no Chile (único estudo encontrado para a América do Sul). Os resultados apontam que ao se tornar mãe as mulheres apresentam uma queda acentuada no emprego, horas trabalhadas e nos rendimentos do trabalho, enquanto os resultados para os homens não se alteram. Berniell *et al.* (2021) destacam que, após o nascimento do primeiro filho, a probabilidade de mães empregadas terem um emprego informal aumenta substancialmente (38%), e todos esses efeitos são mais fortes entre as mulheres com menores níveis educacionais.

Apesar das fortes evidências que confirmam a penalidade da maternidade, as mulheres não antecipam, ou subestimam, o efeito negativo da maternidade nos resultados do mercado de trabalho. Conforme Kuziemko *et al.* (2020), um ano após o nascimento de um filho, há uma queda de 30% na participação no mercado de trabalho para as mulheres do Reino Unido e 40% nos Estados Unidos. Mas a maioria das mulheres que saíram do mercado de trabalho acreditava, antes de ter o filho, que o retorno ao trabalho seria mais

tranquilo. Sendo que a “surpresa” é maior para as mães que investiram mais em capital humano, especialmente para aquelas com ensino superior.

Em se tratando do Brasil, ainda há uma carência quanto a estudos quantitativos sobre os impactos da maternidade no salário das mulheres, e os resultados encontrados são divergentes. Piras e Ripani (2005) comparam os salários de mulheres com filhos entre 0 e 18 anos e mulheres sem filhos e mostram que as mulheres com filhos de menos de 7 anos recebem em média 6,8% mais do que as mulheres sem filhos, a diferença é menor, mas ainda positiva para as mães de crianças entre 7 e 12 anos (2,6%) e não há diferença para aquelas com filhos entre 13 e 18 anos, indicando a existência de um prêmio por ser mãe. Já em um trabalho mais recente, Villanueva e Lin (2020) encontram uma relação negativa entre maternidade e salário, com uma diferença de 12% entre os salários das mulheres com filhos e as sem filhos. Além disso, Villanueva e Lin (2020) também encontram que mulheres com filhos são mais propensas a trabalhar no mercado de trabalho informal do que as mulheres sem filhos.

3 DADOS

Foi utilizada a base de dados administrativos brasileiros da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) (identificada), uma rica base de dados do Ministério do Trabalho que apresenta os vínculos empregador-empregado, permitindo acompanhar os trabalhadores do mercado formal ao longo de vários anos. A partir de 2007, a RAIS incluiu a variável “Motivo Afastamento” e entre as opções disponíveis está “Licença Maternidade”, podendo ser selecionada tanto para mulheres quanto para os homens, com informações sobre as datas de início e fim de cada licença. Considerou-se, portanto, o início da licença como sendo o momento do nascimento da criança. Como o objetivo é estimar o efeito da maternidade nos resultados do trabalho das mulheres, primeiro foi construído um recorte com as mulheres e os homens que estavam trabalhando em 2008. Esse ano foi escolhido porque é imediatamente seguinte ao começo dos registros, e, por suposição, teria menos subnotificação que 2007.

Em uma análise preliminar nos dados, observou-se que existem trabalhadores que migram muito de emprego dentro de um mesmo ano. Foram excluídos, portanto, os homens e mulheres que trocaram de emprego mais de 3 vezes em 2008, pois, apesar de ser importante para o estudo analisar a instabilidade que pode ser causada pelo nascimento de uma criança, tais trabalhadores apresentam um perfil muito diferente e

acompanhá-los seria muito custoso. Optou-se também por excluir os indivíduos que tiveram filhos depois de 2008 para analisar o efeito apenas das crianças nascidas nesse ano, evitando, assim, a contaminação do efeito de outros filhos. Escolheu-se também por selecionar apenas as mulheres e homens que trabalham no setor privado, empregados em regime de CLT, com idade entre 20 e 39 anos em 2008.

Em seguida, foram utilizados os dados dos anos de 2005 a 2007 para construir a trajetória anterior ao nascimento, e dos anos de 2009 a 2018 para construir a trajetória posterior. De modo que a amostra inclui apenas aqueles indivíduos observados pelo menos uma vez antes e uma vez depois de 2008. Assim, os trabalhadores foram divididos em dois grupos:

- mulheres que tiveram filho (tiraram licença) em 2008 e não tiveram mais nenhum até 2018 (no total de 189.376 pessoas);
- homens que tiveram filho (tiraram licença) em 2008 e não tiveram mais nenhum até 2018 (no total de 6.494 pessoas);

Observa-se já uma possível subnotificação nos registros de licença paternidade, visto que os casos notificados de licença para os homens são muito inferiores do que os observados para as mulheres. Considera-se aqui duas possíveis explicações para isso ocorrer. Primeira, o período de licença paternidade que os homens têm direito legal (5 ou 20 dias) é muito inferior ao das mulheres (120 ou 180 dias), isso pode gerar alguma forma de acordo entre o funcionário e o empregador sem que haja a formalização na RAIS, enquanto as mulheres precisam registrar a licença para garantir o direito ao salário durante o período afastado. Segunda, não há um campo próprio para a licença paternidade, podendo gerar confusão na hora do preenchimento dos dados, inclusive a suposição de que tal registro não seja necessário. Isso demanda cautela com os resultados obtidos das comparações com os grupos referentes aos homens, pois não se pode afirmar que os homens que não tiraram licença maternidade durante o período de fato não tiveram filhos.

A Tabela 2 apresenta as estatísticas descritivas dos indivíduos observados em 2008 que tiraram licença maternidade. Os homens eram mais velhos do que as mulheres, em média, mas menos prováveis de ter ensino superior. Com relação a distribuição nos grupos ocupacionais, o grupo com maior concentração das mulheres era o 4 (trabalhadores de serviços administrativos), seguido pelo 5 (trabalhadores dos serviços, vendedores do comércio em lojas e mercados), enquanto os homens estavam mais concentrados no grupo 7 (trabalhadores da produção de bens e serviços industriais),

seguido também pelo grupo 5. As mulheres trabalhavam em estabelecimento menores e faziam em média meia hora a menos por semana do que os homens.

Tabela 2 - Estatísticas descritivas (2008)

	Mãe	Pai	Dif.	P-valor
Idade	28.92	29.38	.461	0
Ens. Superior	.191	.162	-.028	0
Raça/Cor				
Indígena	.002	.001	-.001	.278
Branca	.678	.658	-.019	.001
Preta/Negra	.037	.045	.007	.002
Amarela	.005	.005	-.001	.467
Parda	.252	.253	.002	.802
Grupamentos Ocupacionais*				
1	.038	.024	-.014	0
2	.081	.068	-.013	0
3	.097	.096	-.001	.801
4	.316	.185	-.131	0
5	.29	.245	-.045	0
6	.015	.025	.009	0
7	.128	.271	.143	0
8	.031	.064	.033	0
9	.004	.023	.019	0
Tamanho estabelec.	4.785	5.841	1.055	0
Horas contratadas	41.843	42.376	.532	0
Empregado em 31/12	.76	.848	.088	0
Renda total (em sal. mínimos)	25.27	43.68	18.41	0
Nº de Observações	189376	6494		

*Identificação Grandes Grupos CBO 2002: 0 - membros das forças armadas, policiais e bombeiros militares; 1 - membros superiores do poder público, dirigentes de organizações de interesse público e de empresas, gerentes; 2 - profissionais das ciências e das artes; 3 - técnicos de nível médio; 4 - trabalhadores de serviços administrativos; 5 - trabalhadores dos serviços, vendedores do comércio em lojas e mercados; 6 - trabalhadores agropecuários, florestais e da pesca; 7 - trabalhadores da produção de bens e serviços industriais; 8 - trabalhadores da produção de bens e serviços industriais; e 9 - trabalhadores em serviços de reparação e manutenção.

Fonte: RAIS, Elaboração Própria.

Outra diferença que chama a atenção se refere a variável que indica se cada indivíduo estava empregado no dia 31 de dezembro, enquanto 85% dos homens

terminaram o ano de 2008 empregados, apenas 76% das mulheres tiveram esse resultado. Por fim, observando o rendimento anual médio de cada grupo, apresentados em termos de salários mínimos do respectivo ano, as mulheres receberam em média 58% dos rendimentos dos homens.

Tabela 3 - Renda total em salários mínimos para diferentes subgrupos (2008)

	Mãe	Pai	Dif	P-valor
Ens. médio completo	29.29	55.363	26.08	0
Ens. médio incompleto	15.73	24.189	8.46	0
Região				
Norte	22.07	33.90	11.83	0
Nordeste	19.43	35.64	16.21	0
Sudeste	28.18	49.13	20.94	0
Sul	22.30	36.64	14.34	0
Centro-Oeste	23.77	34.49	10.72	0
Cor				
Branca	27.71	47.21	19.51	0
Preta/Parda	19.53	32.08	12.55	0
Outra	25.54	69.12	43.57	0

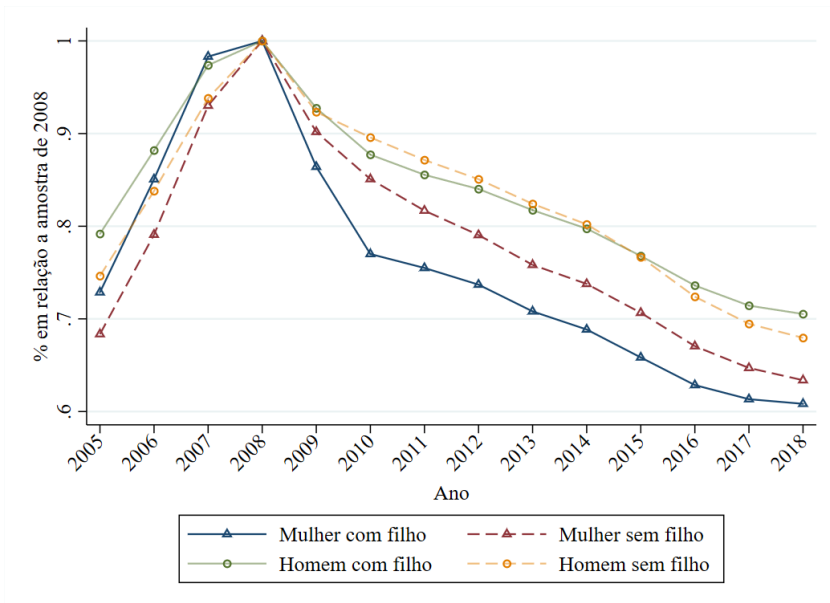
Fonte: RAIS, Elaboração Própria.

A Tabela 3 apresenta a renda média no ano de 2008 para diferentes subgrupos. Para todos os grupos a renda do pai é superior à da mãe. Em relação ao nível educacional, pai com ensino médio completo recebe em média 26 salários mínimos (2,17 salários mínimos por mês) a mais do que as mães com o mesmo nível educacional, a desigualdade é menor no grupo sem ensino médio completo. Com relação às regiões do Brasil, a maior desigualdade está na região sudeste, seguida por nordeste e sul. Por fim, quanto a cor, a maior desigualdade está no grupo de cor branca, entretanto a renda desse grupo é superior a renda de pessoas da cor preta/parda.

Com relação à permanência no mercado de trabalho, a Figura 3 apresenta a proporção observada anualmente de cada grupo em relação a 2008. As linhas contínuas correspondem aos grupos de mulheres e homens que tiraram a licença em 2008. É possível observar que dois anos após o nascimento, o grupo de mulheres apresentou a maior queda na participação no mercado de trabalho formal, com 23% delas desaparecendo da base de dados, enquanto o grupo de homens reduziu 12% no mesmo período, o que condiz com os trabalhos de Kleven, Landais e Søggaard (2019), Berniell et

al. (2021) e Kuziemko *et al.* (2020) que mostram uma forte queda das mulheres na participação do mercado de trabalho formal após o nascimento.

Figura 3 - Proporção de cada grupo observado na base por ano



Fonte: RAIS. Elaboração própria

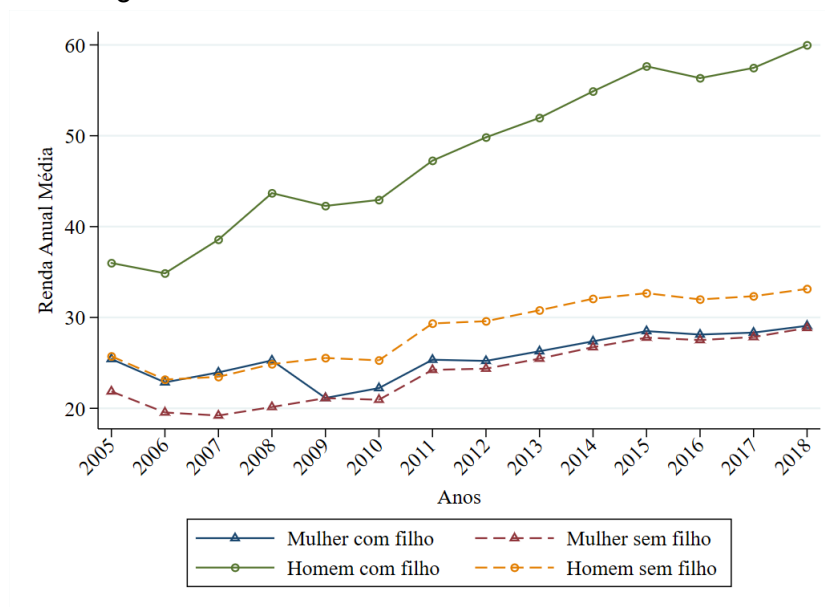
Entre os grupos de pessoas que não saíram de licença (linhas tracejadas), as mulheres também apresentaram saída maior que a dos homens, mas a diferença entre os grupos é menor, 15% para as mulheres e 10% para os homens. Do terceiro ano em diante os grupos seguem trajetórias mais paralelas, mas com as mulheres tendo proporcionalmente maior saída. É interessante observar que os percentuais de saída do mercado de trabalho formal entre os homens com e sem filho seguem trajetórias bem próximas, se sobrepondo em alguns períodos.

As

Figura 4 e 5 apresentam as médias da renda anual observada em salários mínimos dos respectivos anos e a variação percentual da renda em relação a 2007 (ano anterior a saída para licença maternidade), respectivamente, para os quatro grupos estudados. A primeira observação a se fazer é que as mães têm em média renda maior que mulheres que não são mães, mesmo antes de serem mães. Até 2008 as mães apresentavam renda muito próxima àquela dos homens sem filho, de modo que suas trajetórias se sobrepõem, e é superior à das mulheres sem filho, indicando que as mulheres poderiam estar antecipando a maternidade, isto é, buscando salários melhores antes de terem filhos, ou

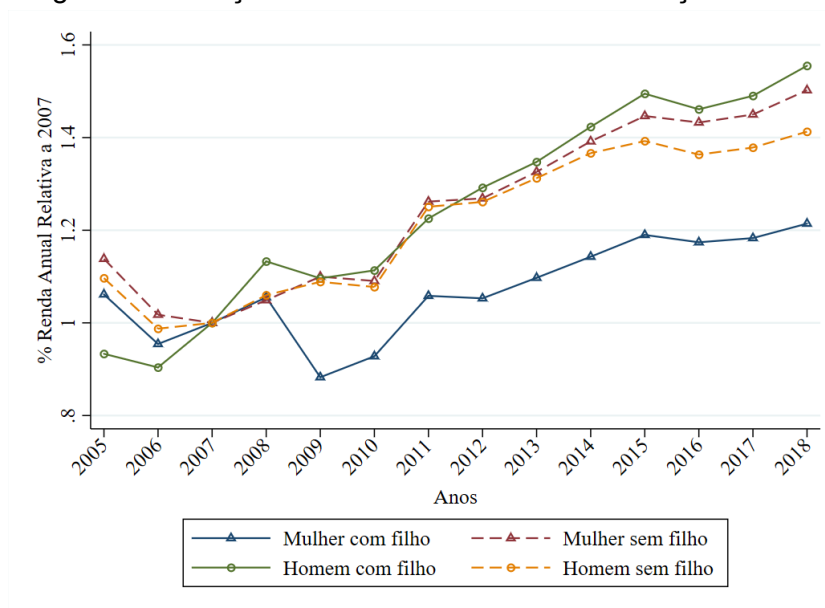
mesmo que ter uma renda próxima a dos homens, quando ambos não têm filho, pode servir como um impulsionador para a maternidade, apesar de não anteciparem os efeitos que a maternidade tem no salário logo após o nascimento. No ano seguinte ao nascimento do filho, as mães apresentaram uma queda de 16% na média da renda anual, e a partir de então passaram a ter renda inferior à dos homens sem filhos, e muito próxima (mas ainda superior) a das mulheres sem filhos.

Figura 4 - Renda anual média em salários mínimos



Fonte: RAIS. Elaboração própria

Figura 5 - Variação da renda anual média em relação a 2007



Além disso, o grupo de homens com filho apresenta renda superior a todos os outros grupos ao longo de todo o período, com essa desigualdade aumentando com tempo. Em 2018 as mães receberam em média 48% da renda recebida pelos pais, demonstrando um aumento na desigualdade em relação a 2008, quando recebiam 58%.

Com a

Figura 5 é possível observar que a partir de 2008 a renda dessas mulheres cresce em um patamar inferior ao dos outros grupos. Percebe-se, portanto, que existe uma queda abrupta no rendimento das mães quando comparado ao rendimento dos outros grupos. Esses resultados sugerem a existência de uma possível penalidade da maternidade nos rendimentos das mulheres no mercado de trabalho formal brasileiro.

4 ESTRATÉGIA EMPÍRICA

A utilização de estudos de eventos para estimar os impactos de um filho nos resultados do mercado de trabalho das mulheres tem apresentado resultados interessantes nos estudos mais recentes sobre o assunto. Tal abordagem se baseia na comparação nos rendimentos do trabalho das mulheres em relação aos homens em torno no nascimento do filho, e tem a vantagem de traçar toda a trajetória dinâmica dos efeitos e de ser muito precisa, pois explora a variação ao nível individual com relação ao momento do nascimento. Além disso, Kleven, Landais e Søgaaard (2019) mostram que estudos de evento tem bom desempenho tanto nos efeitos de curto quanto de longo prazo comparado a abordagens alternativas amplamente utilizadas, como variáveis instrumentais e diferenças em diferenças. Desse modo, este trabalho utiliza a abordagem de estudo de eventos, conforme proposto em Kleven, Landais e Søgaaard (2019).

Considere um painel de $i = 1, \dots, N$ indivíduos observados anualmente para todos ou alguns $s = 1, \dots, S$ anos. Seja t o número de anos em relação ao evento, então $t = 0$ corresponde exatamente ao ano do nascimento, valores negativos (positivos) para t referem-se aos anos pré-nascimento (pós-nascimento). Como os nascimentos foram todos observados no ano de 2008, esse ano foi utilizado como referência para o momento do evento $t = 0$ para todos os indivíduos, desse modo tem-se $t = (-3, 10)$. Desse modo, temos:

$$Y_{it}^g = \sum_{j \neq -1} \alpha_j^g \cdot \mathbb{I}[j = t] + \sum_k \beta_k^g \cdot \mathbb{I}[k = idade] + v_{it}^g, \quad (1)$$

onde o resultado de interesse Y foi modelado para indivíduo i do sexo g no tempo t , onde o primeiro termo no lado direito da Equação (1) representa dummies de tempo (a dummy do momento $t = -1$ é omitida para que o impacto da criança seja estimado com relação ao ano imediatamente anterior ao nascimento) e o segundo termo são dummies de idade (diferente de Kleven, Landais e Søggaard (2019), não foram incluídas dummies para os anos, visto que todos os nascimentos coincidem no ano de 2008, o que gera colinearidade entre s e t). As dummies de idade permitem controlar não parametricamente as tendências subjacentes do ciclo de vida, a não inclusão de tais dummies resultaria em estimativas dos coeficientes do evento α_j^g correspondendo simplesmente ao valor médio do resultado no momento do evento t , em relação ao ano anterior ao nascimento. Valores de α_j^g para $t \geq 0$ capturam os efeitos dinâmicos pós-nascimento, enquanto α_j^g para $t < 0$ capturam a tendência pré-nascimento. São feitas estimações da Equação (1) para as mulheres e os homens com filhos separadamente. Em seguida, os efeitos estimados, $\hat{\alpha}_j^g$, são convertidos em efeitos percentuais relativos ao resultado contrafactual de não ter filho implícito no modelo estimado, conforme Kleven, Landais e Søggaard (2019). Formalmente, o efeito percentual para cada tempo t é dado por

$$P_t^g = \frac{\hat{\alpha}_t^g}{E[\tilde{Y}_{it}^g | t]}, \quad (2)$$

onde \tilde{Y}_{it}^g é o resultado previsto no tempo t pela Equação (1) omitindo as contribuições das dummies de tempo, isto é, $\tilde{Y}_{it}^g \equiv \sum_k \beta_k^g \cdot \mathbb{I}[k = idade_i]$. Para calcular $E[\tilde{Y}_{it}^g | t]$ foi calculada a média de \tilde{Y}_{it}^g entre os indivíduos, condicional em t .

Desta forma, P_t^g captura o percentual de ganho ou perda na variável de interesse devido o nascimento de uma criança comparado com pessoas do mesmo gênero que não tiveram filhos. Para comparar os resultados entre mães e pais, a penalidade relativa, P_t (diferença entre mulheres m e homens h no percentual de impacto), é calculada como

$$P_t \equiv \frac{\hat{\alpha}_t^h - \hat{\alpha}_t^m}{E[\tilde{Y}_{it}^m | t]}. \quad (3)$$

Nesse trabalho, o resultado de interesse principal, Y_{it}^g , é a renda anual em salários mínimos do respectivo ano. Mas os efeitos nos rendimentos também podem se dar por mudanças na oferta de trabalho. Portanto, serão incluídas no estudo como resultados de interesse complementares as variáveis de salário por hora médio e participação no mercado de trabalho, definidas da seguinte forma:

- w : salário/hora médio recebido no ano em frações de salário mínimo (SM), definido como $100 \times (\text{"total de SMs recebidos no ano"} / \text{"número de meses trabalhados com carteira assinada no ano"}) / (\text{"média das horas contratadas por semana"} \times (30 \text{ dias do mês} / 7 \text{ dias da semana}))$; e,
- p : participação no mercado de trabalho formal, definida como $100 \times$ a soma do número de meses de carteira assinada no ano dividido por 12 meses.

Além do modelo proposto por Kleven, Landais e Søgaard (2019), também foi aplicado um modelo alternativo incluindo no lado direito da Equação (1) outras variáveis explicativas que foram discutidas ao longo desse trabalho e possam ter impacto nos rendimentos. Essas variáveis são: nível educacional, cor e grupo ocupacional, como aparecem na Tabela 2, e, também, vínculo empregatício (apesar de todos os indivíduos selecionados em 2008 terem vínculo com o setor privado regido pela CLT, aqueles que mudaram nos anos subsequentes para o setor público ou trabalho temporário regido pela CLT continuaram sendo acompanhados).

$$Y_{it}^g = \sum_{j \neq -1} \alpha_j^g \cdot \mathbb{I}[j = t] + \sum_k \beta_k^g \cdot \mathbb{I}[k = idade] + \sum_k \delta_{iks}^g X_{iks}^g + v_{it}^g. \quad (4)$$

Essa segunda especificação é representada na Equação (4) onde X e δ correspondem a vetores linha e coluna contendo as variáveis explicativas adicionais e os parâmetros, respectivamente, e indexados por s que podem variar entre indivíduos i e no tempo t . Após as estimações desse segundo modelo para mulheres e homens separadamente, os $\hat{\alpha}_t^g$ são utilizados para estimar P_t^g e P_t conforme as Equações (2) e (3).

Essa penalidade mede o percentual, no momento do evento t , em que as mulheres vão ficando para trás em relação aos homens devido ao nascimento. A identificação da penalidade é, portanto, baseada no uso de homens como controle para mulheres, e se

baseia na suposição de suavidade dos estudos de eventos. Essa suposição é validada com testes de tendências paralelas antes do parto, ou seja, as trajetórias salariais (ou outro resultado) de homens e mulheres são paralelas para $t < 0$ do evento. Além disso, embora a identificação de penalidades a curto prazo (P_0 e P_1) se baseie principalmente na suposição de suavidade, a identificação de penalidade a longo prazo (P_{10}) requer suposições mais fortes, podendo exigir o uso de grupos de controle (como homens e mulheres sem filhos).

5 RESULTADOS

Os resultados das estimações de estudo de eventos são apresentados para as mulheres e os homens separadamente. Para facilitar a visualização serão apresentadas aqui apenas as figuras resumindo os resultados, mas as estimações pontuais dos coeficientes α_t^g estão no Apêndice A (Tabelas A.1 e A.2). As figuras nesta seção apresentam as estimativas de P^g , como especificado na seção 4.

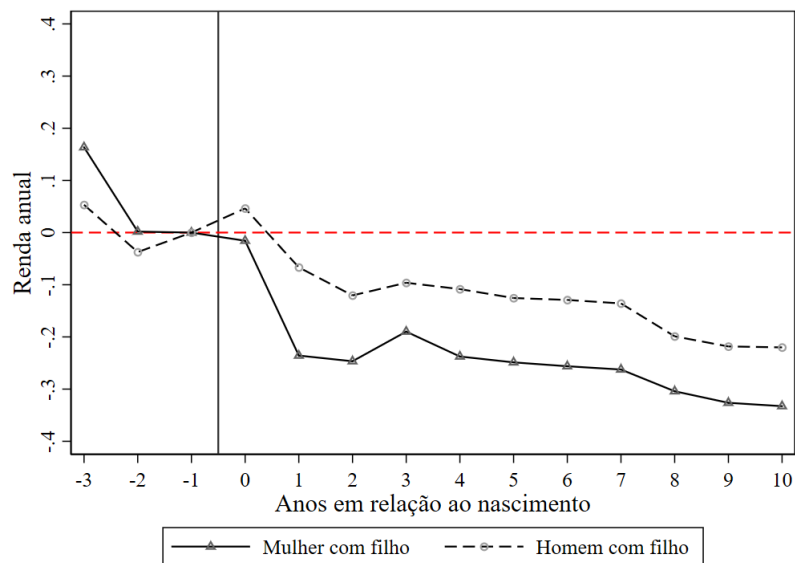
As variáveis sobre a qual foram feitas as estimações do impacto do nascimento são: rend, salário (w) e participação no mercado de trabalho formal (p), todas em termos de média anual. Primeiro serão observados os resultados das mulheres em relação aos homens para essas três variáveis, estimados com as equações (1) e (4) (referidos aqui como Estudo 1 e Estudo 2, respectivamente). Depois é feita uma discussão sobre as diferenças regionais, racial e educação.

A Figura 6 apresenta os resultados estimados a partir da equação (1) para a renda anual média para os dois grupos. Observa-se que no ano seguinte ao nascimento a renda das mulheres reduz em mais de 20% do que era no ano anterior ao nascimento e dez anos após o nascimento ($t = 10$) a renda dela é 33% menor em relação a $t = -1$. Para os homens também há uma redução na renda em relação ao período pré-nascimento, entretanto menor do que a das mulheres, de modo que dez anos após o nascimento a renda dos homens é cerca de 22% menor do que no ano anterior ao nascimento. Em termos de penalidade (Equação (3)), as estimativas apontam que em $t = 1$ a penalidade da criança é de 19% na renda das mulheres em relação aos homens, apesar de reduzir com o tempo, dez anos após o nascimento ainda se observa uma penalidade de 11% na renda das mães.

Quando são incluídos mais controles no estudo, conforme Equação (4), a trajetória dos resultados para os homens fica mais próxima na linha de base, indicando que o

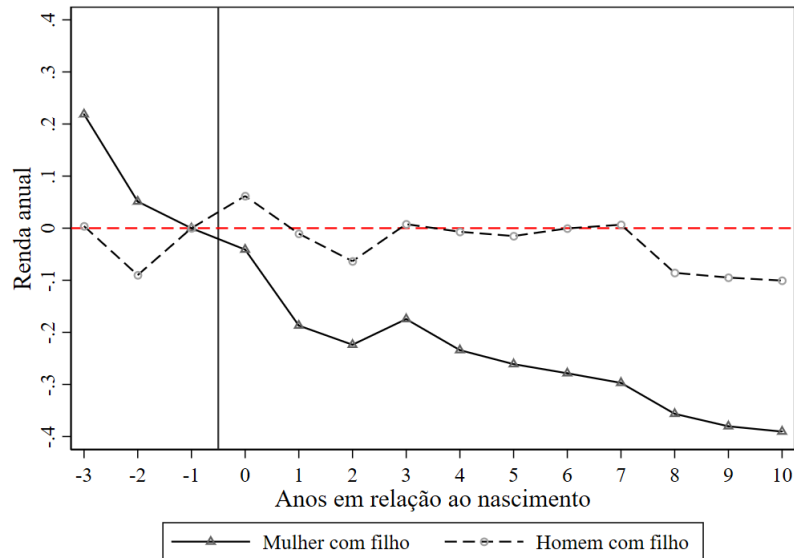
impacto no nascimento de um filho pra esse grupo é praticamente nulo, enquanto a das mulheres fica mais distante, como pode ser constatado na Figura 7. Neste caso, no período $t = 1$ a renda das mães 18% inferior em relação a $t = -1$, um impacto inicial levemente inferior ao apresentado anteriormente. Entretanto, quando se observa os resultados para $t = 10$ essa queda é de 39%, com penalidade em relação aos homens de 18% e 29% nos períodos $t = 1$ e $t = 10$, respectivamente. Percebe-se portanto, que ao controlar por mais variáveis, a penalidade fica ainda maior para a renda das mulheres.

Figura 6 - Renda Anual (Estudo 1)



Fonte: RAIS. Elaboração própria

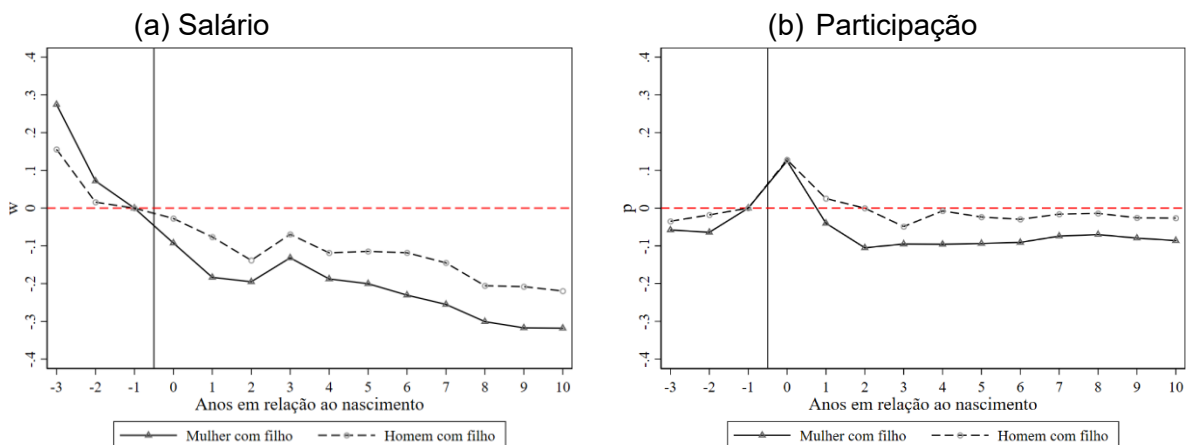
Figura 7 - Renda Anual (Estudo 2)



Fonte: RAIS. Elaboração própria

Em comparação com os resultados dos estudos apresentados na Tabela 1, a penalidade de longo prazo do nascimento de um filho na renda das mães fica mais próxima dos resultados encontrados para o Chile e a Espanha (28%). Lembrando que os resultados aqui referem-se apenas a renda do mercado de trabalho formal, enquanto nos outros estudos refere-se a renda de todas as fontes.

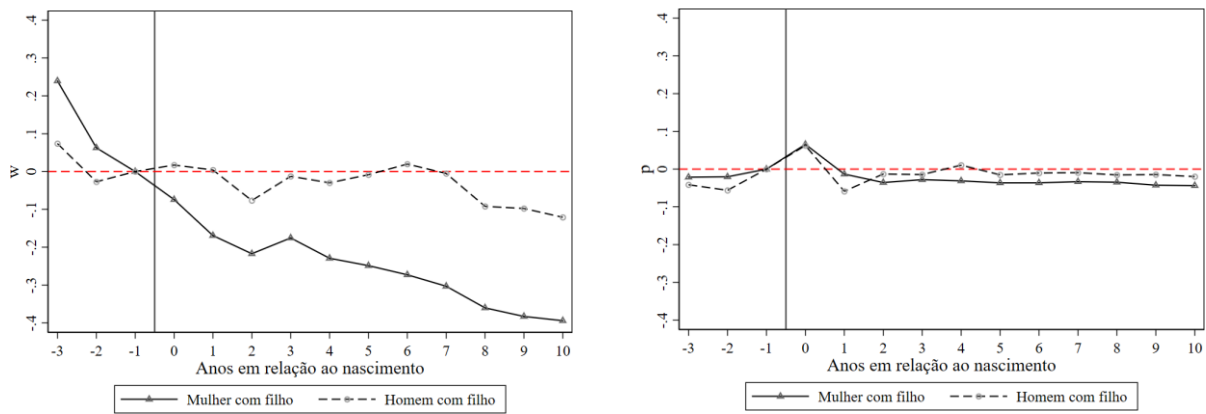
Figura 8 - Salário por hora e participação (Estudo 1)



Fonte: RAIS. Elaboração própria

Figura 9 - Salário por hora e participação (Estudo 2)

(a) Salário (b) Participação



Fonte: RAIS. Elaboração própria

As Figuras 8 e 9 apresentam os resultados para as variáveis salário (w) e participação (p), para cada uma das especificações (Estudos 1 e 2). Com relação a w , percebe-se que os resultados seguem trajetórias parecidas com o que foi estimado para a renda anual, sendo que no primeiro modelo (Fig. 8(a)) a penalidade da criança no salário das mulheres em relação aos homens é de 9% dez anos após o nascimento, enquanto no segundo (Fig. 9(a)) a penalidade aumenta para 27%.

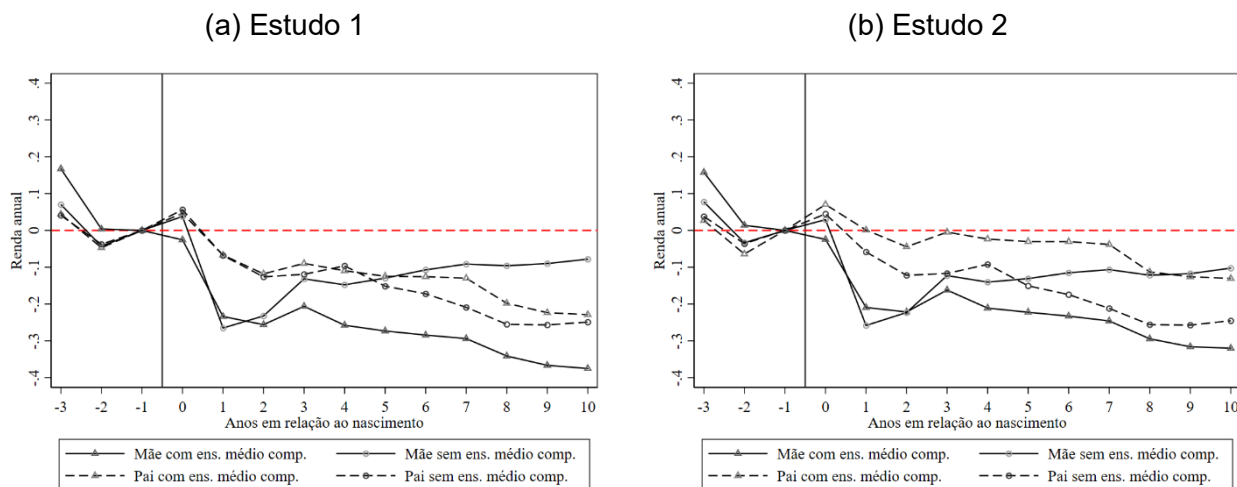
Em se tratando de p , tanto a Fig. 8(b) quanto a Fig. 9(b) mostram que no ano do nascimento ($t = 0$) ocorre um aumento na participação das mulheres e dos homens no mercado de trabalho formal. Isso pode ser justificado pela necessidade de estar formalmente empregado para obter o direito de licença maternidade/paternidade. Mas em dois anos após o nascimento a participação cai abaixo do nível pré-nascimento para as mães e permanece nesse patamar a partir de então. Enquanto os homens permanecem em um patamar próximo ao observado em $t = -1$. Em se tratando da penalidade da criança na participação das mães no mercado de trabalho, na primeira especificação $P_{10} = 6\%$ e na segunda $P_{10} = 2,4\%$.

A Figura 10 apresenta os resultados para mulheres e homens dado que tinham ensino médio completo no ano do nascimento do filho. Percebe-se que, nos dois estudos, as mães com ensino médio completo tiveram maior redução na renda após o nascimento. No primeiro ano, a penalidade na renda é muito próxima entre as mulheres que tinham ensino médio e aquelas que não tinham. Entretanto, ao fim dos dez anos observados, aquelas sem ensino médio apresentavam forte recuperação, se mostrando melhores do que os homens sem ensino médio, enquanto as mulheres com ensino médio mantiveram a desigualdade na renda ao longo de todo o período. Indicando que a penalidade no longo prazo é maior para as mulheres com nível educacional mais elevado.

Uma explicação para isso pode estar no fato de as mulheres que não haviam completado o ensino antes de ter um filho, podem tê-lo feito depois, aumentando a qualificação e conseguindo empregos com maior remuneração. Dado que é mais fácil completar o ensino médio em comparação a completar o ensino superior, seria esperado que o grupo com menor nível educacional consiga melhorar sua qualificação comparado com o grupo com nível educacional maior. Entretanto, essa análise só é válida para o caso das mulheres, uma vez que os homens sem ensino médio completo apresentaram redução na renda em relação ao período pré-nascimento ao longo dos dez anos observados.

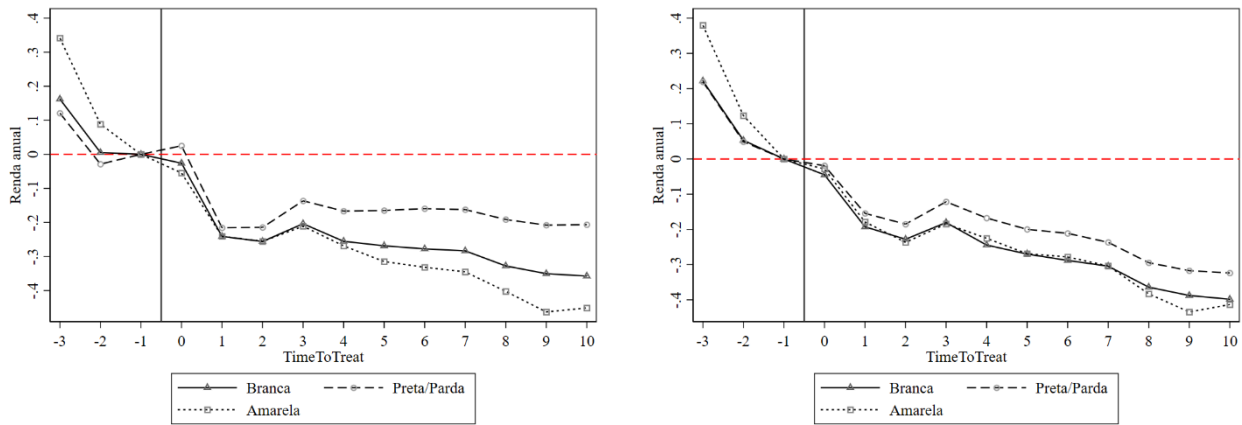
Com relação à raça/cor das mulheres, a Figura 11 apresenta as estimações para os dois estudos. No caso da Fig. 11(a), quando se controla apenas pela idade, as mulheres de cor amarela apresentam maior redução na renda dez anos após o nascimento, enquanto quanto as mulheres pretas/pardas têm a menor. Quando inclui os controles de nível educacional e ocupação (Fig. 11(b)), as mulheres de cor amarela tem redução na renda próxima a das mulheres brancas, superior à das mulheres pretas/pardas.

Figura 10 - Variação na renda anual para quem tinha ensino médio completo no ano do nascimento



Fonte: RAIS. Elaboração própria

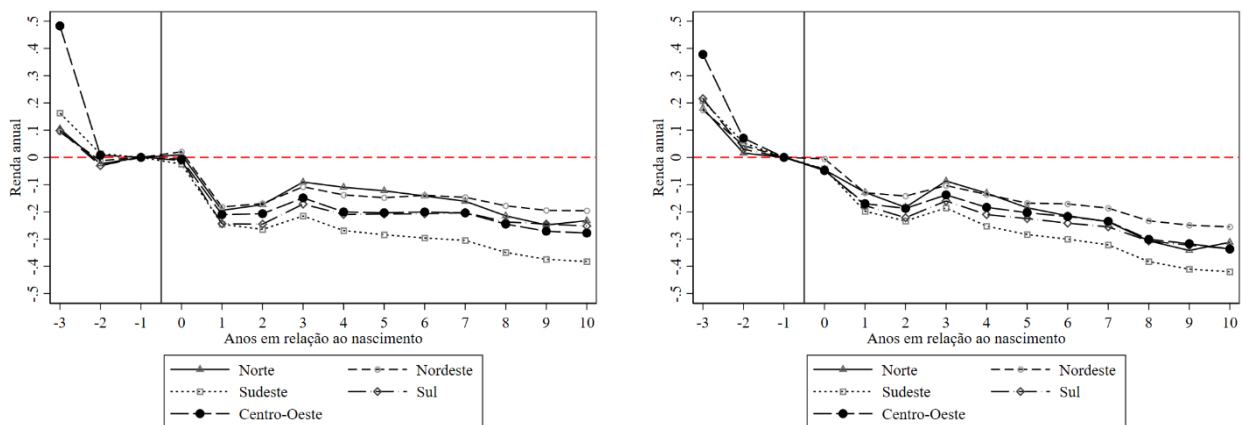
Figura 11 - Variação na renda anual com relação a raça/cor (apenas mulheres)
(a) Estudo 1 (b) Estudo 2



Fonte: RAIS. Elaboração própria

É importante lembrar que a variação da renda de cada grupo é feita em relação ao período imediatamente anterior ao nascimento do bebê. As mulheres pretas/pardas apresentarem um impacto do nascimento na renda inferior ao das mulheres brancas não significa dizer que elas ficam em situação melhores. Como mostra a Tabela 3, as mulheres pretas ou pardas tem a menor renda entre os grupos observados, assim, apesar do menor impacto sobre esse grupo, elas ainda podem apresentar rendimento médio inferior.

Figura 12 - Variação na renda anual com relação a região (apenas mulheres)
 (a) Estudo 1 (b) Estudo 2



Fonte: RAIS. Elaboração própria

Por fim, a Figura 12 apresenta as estimações para as mulheres considerando as diferentes regiões do Brasil. Nota-se nos dois estudos que os resultados seguem trajetórias muito próximas. Mas é na região sudeste em que as mães têm maior perda na

renda relativa ao período pré-nascimento, mesma região que apresenta a maior renda média, e maior diferença na renda entre os homens e as mulheres, conforme apresentado na Tabela 3.

6 CONCLUSÃO

Apesar da diminuição da desigualdade de gênero no mercado de trabalho ao longo do tempo, o problema ainda persiste em todos os países. Uma das explicações dessa persistência estaria relacionado com o potencial nascimento de um bebê, forçando as mulheres a se afastarem do emprego – o que ocorreria em menor magnitude com os homens. Visto que as mulheres se afastam do mercado de trabalho para cuidar da família, quando voltam (se conseguirem se reinserir) teriam perdido oportunidades de melhores trajetórias de carreira. Essa perda seria irreparável no curto prazo para a maioria das mulheres.

Recentemente tem surgido um grande interesse por se estudar os impactos da maternidade nos resultados do mercado de trabalho das mulheres, entretanto esses trabalhos focam principalmente em países desenvolvidos, sendo impossível extrapolar seus resultados para países em desenvolvimento, onde as regulações do mercado de trabalho para equilibrar trabalho e família são mais fracas, a oferta de creches públicas é limitada, e o mercado de trabalho informal é expressivo.

Para investigar esse tema no caso do Brasil, foram usados dados administrativos da RAIS identificada, e seguiu-se a metodologia de estudo de evento proposta por Kleven, Landais e Søgaaard (2019) para estimar a penalidade da maternidade. Os resultados estimados mostram que a penalidade da maternidade na renda anual média das mulheres é de em torno de 18% no primeiro ano após o nascimento e pode chegar a 29% em dez anos após o nascimento. Isto é, o nascimento de um filho cria uma desigualdade salarial de até 18% entre mulheres e homens no primeiro ano, podendo aumentar para 29% em dez anos. Resultados similares foram encontrados com relação ao salário. Já a penalidade sobre a participação no mercado de trabalho apresentou resultados menores, mas ainda positivos, em torno de 2,4% e 6% em dez anos após o nascimento.

Também se observou a heterogeneidade da penalidade com relação a nível educacional, cor e região. Os resultados estimados mostram que as mulheres com maior nível educacional, brancas e da região sudeste do Brasil são as que apresentam maior perda na renda relativa ao ano imediatamente anterior ao nascimento. É importante

destacar que esse também é o grupo que apresenta maior nível de renda. O que indica que a penalidade pode ser maior quanto maior o nível de renda das mulheres.

As evidências de que mulheres em situação de maior privilégio social são aquelas que sofrem uma penalidade mais acentuada sugerem que tais penalidades são mais altas porque ao se afastarem de seus empregos para cuidar do filho, mesmo que por poucos meses, essas mulheres interrompem uma sequência de evolução contínua no mercado de trabalho e a experiência perdida com a ausência acaba sendo mais custosa, além de perderem o crescimento salarial que teriam desfrutado se não tivessem se afastado do trabalho.

Como todo estudo, este artigo tem algumas limitações a serem destacadas. Primeiramente, a base só contém informações sobre as pessoas que permaneceram no mercado de trabalho formal, de modo que é impossível saber para as pessoas que saíram do emprego formal se elas foram para a informalidade ou outra alternativa como dedicar-se exclusivamente ao lar. Essas informações são essenciais para estimar o efeito real da maternidade dos rendimentos e na desigualdade salarial.

Em segundo está a alta subnotificação na licença paternidade. Talvez esse seja um problema cultural, também relacionado a desigualdade de gênero, que faz com que as empresas e os homens não considerem necessário ou mesmo importante a licença para que estes possam estar presentes nos primeiros dias de vida de um bebê. Ou talvez apenas não acham necessário fazer o registro da licença na RAIS. Independentemente da razão, a pesquisa perde em questão de precisão dos resultados.

Ainda assim, os resultados encontrados fornecem um novo elemento para se entender o quadro do comportamento do mercado de trabalho do Brasil em relação ao nascimento de um bebê, e parecem fornecer evidências a favor das influências ambientais na formação de preferências sobre família versus carreira.

REFERÊNCIAS

ANGELOV, Nikolay; JOHANSSON, Per; LINDAHL, Erica. Parenthood and the gender gap in pay. **Journal of Labor Economics**, University of Chicago Press Chicago, IL, v. 34, n. 3, p. 545–579, 2016. DOI: 10.1086/684851.

BECKER, G. Human Capital Revisited, 1993c. In: BECKER, G. **Human Capital. A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education (Third Edition)**, [1964] 1993.

BERNIELL, Inés *et al.* Gender gaps in labor informality: The motherhood effect. **Journal of Development Economics**, Elsevier, v. 150, p. 102599, 2021. DOI: 10.1016/j.jdeveco.2020.102599.

CHUNG, YoonKyung *et al.* The parental gender earnings gap in the United States. **Center for Economic Studies Working Paper**, n. 17-68, 2017. Disponível em: <https://ideas.repec.org/p/cen/wpaper/17-68.html>.

DE QUINTO, Alicia; HOSPIDO, Laura; SANZ, Carlos. The child penalty in Spain. **Banco de Espana Occasional Paper**, n. 2017, 2020. Disponível em: <https://ssrn.com/abstract=3654068>.

EDGEWORTH, Francis Y. Equal pay to men and women for equal work. **The Economic Journal**, Oxford University Press on behalf of the Royal Economic Society, v. 32, n. 128, p. 431–457, 1922.

FAWCETT, Millicent G. Equal pay for equal work. **The Economic Journal**, Oxford University Press on behalf of the Royal Economic Society, v. 28, n. 109, p. 1–6, 1918.

FAWCETT, Millicent G. Mr. Sidney Webb's Article on women's wages. **The Economic Journal**, Oxford University Press on behalf of the Royal Economic Society, v. 2, n. 5, p. 173–176, 1892.

FITZENBERGER, Bernd; SOMMERFELD, Katrin; STEFFES, Susanne. Causal effects on employment after first birth—A dynamic treatment approach. **Labour Economics**, Elsevier, v. 25, p. 49–62, 2013. DOI: 10.1016/j.labeco.2013.05.003.

FLORENCE, P Sargant. A statistical contribution to the theory of women's wages. **The Economic Journal**, Oxford University Press on behalf of the Royal Economic Society, v. 41, n. 161, p. 19–37, 1931.

IBGE. Diferença do rendimento do trabalho de mulheres e homens nos grupos ocupacionais. **Pnad Contínua - 2018, Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística**, 2019. Disponível em: https://agenciadenoticias.ibge.gov.br/media/com_mediaibge/arquivos/694dba51d3592761fcbf9e1a55d157d9.pdf. Acesso em: 25 mai. 2020.

KLEVEN, Henrik; LANDAIS, Camille; POSCH, Johanna *et al.* Child penalties across countries: Evidence and explanations. *In: AEA Papers and Proceedings*. 2019. P. 122–26. DOI: 10.1257/pandp.20191078.

KLEVEN, Henrik; LANDAIS, Camille; SØGAARD, Jakob Egholt. Children and gender inequality: Evidence from Denmark. **American Economic Journal: Applied Economics**, v. 11, n. 4, p. 181–209, 2019. DOI: 10.1257/app.20180010.

KUZIEMKO, Ilyana *et al.* **The Mommy Effect: Do Women Anticipate the Employment Effects of Motherhood?**, 2020. Disponível em: https://economics.yale.edu/sites/default/files/files/Faculty/washington/mommy_effect_21dec2020.pdf.

MEURS, Dominique; PORA, Pierre. Gender Equality on the Labour Market in France: A Slow Convergence Hampered by Motherhood. **Economie et Statistique**, Persée-Portail des revues scientifiques en SHS, v. 510, n. 1, p. 109–130, 2019.

MINCER, J. The Distribution of Labor Incomes: A survey with special reference to the human capital approach. **Journal of Economic Literature**, vol 8, no 1, pp.1-26, 1970.

PIRAS, Claudia; RIPANI, Laura. **The effects of motherhood on wages and labor force participation: evidence from Bolivia, Brazil, Ecuador and Peru.** Washington, D.C.: Inter-American Development, Technical Papers Series, 2005. Disponível em: <https://publications.iadb.org/en/publication/11584/effects-motherhood-wages-and-labor-force-participation-evidence-bolivia-brazil>.

RABATÉ, Simon; RELLSTAB, Sara. **The Child Penalty in the Netherlands and its Determinants.** Netherlands: CPB Netherlands Bureau for Economic Policy Analysis, 2021.

SECCOMBE, Wally. Patriarchy stabilized: the construction of the male breadwinner wage norm in nineteenth-century Britain. **Social History**, Taylor & Francis, v. 11, n. 1, p. 53–76, 1986.

SIEPPI, Antti; PEHKONEN, Jaakko. Parenthood and gender inequality: Population-based evidence on the child penalty in Finland. **Economics letters**, Elsevier, v. 182, p. 5–9, 2019.

VIITANEN, Tarja. The motherhood wage gap in the UK over the life cycle. **Review of Economics of the Household**, Springer, v. 12, n. 2, p. 259–276, 2014. DOI: 10.1007/s11150-012-9145-x.

VILLANUEVA, Aida; LIN, Ken-Hou. Motherhood wage penalties in Latin America: The significance of labor informality. **Social Forces**, Oxford University Press, v. 99, n. 1, p. 59–85, 2020.

WEBB, Beatrice. The wages of men and women: should they be equal? (1919). **Historical Studies in Industrial Relations**, Liverpool University Press, n. 31-32, p. 201–282, 2011.

WEBB, Sidney. The alleged differences in the wages paid to men and to women for similar work. **The Economic Journal**, Oxford University Press on behalf of the Royal Economic Society, v. 1, n. 4, p. 635–662, 1891.

WORLD ECONOMIC FORUM. The global gender gap report 2006. *In*: WORLD ECONOMIC FORUM GENEVA.

WORLD ECONOMIC FORUM. The global gender gap report 2018. *In*: WORLD ECONOMIC FORUM GENEVA.

APÊNDICE

A.

Tabela A.1 – Resultados da regressão (Equação (1))

	Renda Anual		<i>w</i>		<i>p</i>	
	Mãe	Pai	Mãe	Pai	Mãe	Pai
t = -3	3,573*** (0,122)	1,819* (0,895)	0,360*** (0,0131)	0,309*** (0,0675)	-4,724*** (0,106)	-2,708 (0,600)
t = -2	0,0440 (0,108)	-1,353 (0,858)	0,0982*** (0,0103)	0,0330 (0,0489)	-5,283*** (0,101)	-1,404* (0,575)
t = 0	-0,401*** (0,106)	1,940* (0,918)	-0,141*** (0,00962)	-0,0656 (0,0505)	10,57*** (0,0749)	10,31*** (0,474)
t = 1	-6,520*** (0,112)	-3,017** (0,971)	-0,301*** (0,0109)	-0,197*** (0,0548)	-3,439*** (0,0995)	2,073*** (0,554)
t = 2	-7,274*** (0,115)	-5,880*** (0,987)	-0,341*** (0,0110)	-0,382*** (0,0539)	-9,123*** (0,106)	-0,0184 (0,559)
t = 3	-5,938*** (0,125)	-5,029*** (1,088)	-0,244*** (0,0125)	-0,204*** (0,0596)	-8,342*** (0,106)	-4,075*** (0,558)
t = 4	-7,857*** (0,125)	-6,052*** (1,125)	-0,368*** (0,0122)	-0,372*** (0,0631)	-8,483*** (0,107)	-0,615 (0,568)
t = 5	-8,702*** (0,130)	-7,453*** (1,201)	-0,416*** (0,0136)	-0,381*** (0,0678)	-8,387*** (0,108)	-2,008*** (0,579)
t = 6	-9,427*** (0,136)	-8,134*** (1,291)	-0,504*** (0,0130)	-0,416*** (0,0755)	-8,202*** (0,109)	-2,540*** (0,589)
t = 7	-10,14*** (0,144)	-9,056*** (1,392)	-0,587*** (0,0134)	-0,539*** (0,0768)	-6,762*** (0,108)	-1,375* (0,585)
t = 8	-12,29*** (0,144)	-13,98*** (1,383)	-0,724*** (0,0136)	-0,806*** (0,0764)	-6,439*** (0,109)	-1,214* (0,594)
t = 9	-13,72*** (0,148)	-16,04*** (1,427)	-0,795*** (0,0138)	-0,851*** (0,0828)	-7,361*** (0,112)	-2,253*** (0,609)
t = 10	-14,50*** (0,152)	-16,91*** (1,510)	-0,828*** (0,0146)	-0,939*** (0,0847)	-8,020*** (0,115)	-2,334*** (0,619)
Constante	4,275*** (0,240)	9,159*** (1,473)	0,509*** (0,0607)	0,415*** (0,0918)	58,48*** (1,085)	75,59*** (5,781)
<i>R</i> ²	0,0587	0,0688	0,0217	0,0589	0,0541	0,0402

Desvio padrão em parênteses. * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Fonte: RAIS. Elaboração própria

Tabela A.2 – Resultados da regressão (Equação (4))

	Renda Anual		w		p	
	Mãe	Pai	Mãe	Pai	Mãe	Pai
t = -3	11,59*** (0,532)	0,358 (3,928)	0,774*** (0,0602)	0,384 (0,212)	-1,935*** (0,183)	-3,610** (1,311)
t = -2	2,859*** (0,482)	-8,648* (3,728)	0,213*** (0,0518)	-0,146 (0,197)	-1,854*** (0,172)	-4,934*** (1,245)
t = 0	-2,534*** (0,464)	6,227 (3,702)	-0,276*** (0,0477)	0,0963 (0,198)	6,064*** (0,115)	5,561*** (0,940)
t = 1	-12,33*** (0,474)	-1,102 (3,795)	-0,673*** (0,0519)	0,0242 (0,199)	-1,233*** (0,157)	-5,260*** (1,239)
t = 2	-15,40*** (0,471)	-7,036 (3,728)	-0,904*** (0,0514)	-0,476* (0,196)	-3,322*** (0,166)	-1,165 (1,085)
t = 3	-12,62*** (0,498)	0,899 (4,111)	-0,769*** (0,0536)	-0,0816 (0,214)	-2,630*** (0,161)	-1,313 (1,062)
t = 4	-17,69*** (0,484)	-0,865 (3,938)	-1,047*** (0,0533)	-0,210 (0,216)	-2,949*** (0,160)	0,987 (0,987)
t = 5	-20,55*** (0,490)	-1,962 (4,083)	-1,181*** (0,0547)	-0,0609 (0,224)	-3,465*** (0,161)	-1,400 (1,038)
t = 6	-22,59*** (0,495)	-0,0573 (4,255)	-1,334*** (0,0531)	0,149 (0,252)	-3,467*** (0,161)	-0,952 (1,021)
t = 7	-25,02*** (0,506)	0,928 (4,419)	-1,542*** (0,0529)	-0,0395 (0,239)	-3,193*** (0,159)	-0,877 (1,017)
t = 8	-30,84*** (0,495)	-12,13** (4,234)	-1,884*** (0,0522)	-0,734** (0,229)	-3,339*** (0,159)	-1,433 (1,034)
t = 9	-33,90*** (0,501)	-13,71** (4,297)	-2,065*** (0,0514)	-0,796** (0,245)	-4,112*** (0,164)	-1,355 (1,038)
t = 10	-35,74*** (0,503)	-14,90*** (4,429)	-2,186*** (0,0521)	-1,011*** (0,239)	-4,242*** (0,165)	-1,872 (1,051)
Constante	62,62*** (5,450)	93,93*** (12,27)	3,318*** (0,335)	3,870*** (0,663)	63,50*** (9,741)	75,09*** (12,91)
R ²	0,160	0,261	0,0534	0,256	0,0642	0,0712

Desvio padrão em parênteses. * p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001

Fonte: RAIS. Elaboração própria