

Diferenciais de Participação Laboral e Rendimento por Gênero e Classes de Renda: uma Investigação sobre o Ônus da Maternidade no Brasil*

Jerônimo Oliveira Muniz¹
Carmelita Zilah Veneroso²

¹Professor Associado e Pesquisador do Programa de Pós-graduação em Sociologia da Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG) e Diretor do Centro de Pesquisas Quantitativas em Ciências Sociais (CPEQS). Minas Gerais, Brasil.

E-mail: jeronimo@fafich.ufmg.br, <http://orcid.org/0000-0002-5697-9516>

²Mestra em Sociologia – UFMG. Minas Gerais, Brasil.

E-mail: melveneroso@gmail.com, <https://orcid.org/0000-0002-9826-1553>

INTRODUÇÃO

O universo do trabalho é uma das dimensões mais importantes da vida social. É por meio do trabalho que se produzem os bens e serviços para o coletivo, e é também por meio dele que homens e mulheres encontram autonomia econômica e realização profissional. Por ocupar lugar tão central nas sociedades, entretanto, o mundo do trabalho também gera e reproduz injustiças sociais, dentre as quais se encontra a desigualdade de gênero.

Gênero e classe têm permeado o debate sobre desigualdades no Brasil pelo menos desde o final dos anos 1970 (Kergoat, 1978; Souza-Lobo, 2011), mas somente neste século é que a “consustancialidade” (Kergoat, 1978; 2010) destas duas características passou a ser sistematicamente investigada para se mapear como ela condiciona a desvantagem feminina – tanto de inserção quanto de rendimento – no mercado de trabalho (Santos, 2008; Tannuri-Pianto, Pianto, 2002; Coelho, Soares, Veszteg, 2010). A ideia de consustancialidade, mais especificamente, considera que gênero e classe são dimensões complementares e sinérgicas do condicionamento de diferenças ob-

*Esta pesquisa foi desenvolvida com o apoio do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq), processos de número 483321/2012-5 (Edital Universal 2012) e 307375/2014-5 (Bolsa de Produtividade em Pesquisa).

serváveis. Ao ignorar-se a simultaneidade e interdependência destas dimensões, corre-se o risco de assumir-se homogeneidade de resultados entre categorias que na verdade são influentes e variáveis. Sabe-se, por exemplo, que a renda média dos homens é superior à das mulheres, mas será que tal diferença permanece ao considerar-se a classe da qual fazem parte? Além disso, teria a fecundidade influência distinta sobre a participação e os rendimentos auferidos por homens e mulheres no mercado de trabalho?

A influência da “consustancialidade” de gênero e classe sobre a desigualdade de rendimentos entre homens e mulheres, bem como entre mulheres de diferentes classes sob o viés da maternidade, será o foco deste artigo. Focamos sobre a renda como variável dependente e também como definidora de classe social já que esta pode ser vista como um resumo das formas e condições de inserção dos trabalhadores e trabalhadoras em uma determinada ocupação. A renda está correlacionada ao setor que ocupam, ao tipo de atividade que desempenham, à escolaridade exigida, à jornada de trabalho, ao cargo alcançado na hierarquia da instituição e à identidade de classe reportada. Além de explicar o nível de renda alcançado, estes fatores são frequentemente empregados por sociólogos para definir a classe social que as pessoas ocupam (Salata, 2015; Scalón, 1998).

Este artigo traz duas contribuições importantes para a literatura de estratificação e desigualdade de gênero. A primeira é mensurar a penalidade materna através do impacto diferencial que o número de crianças tem sobre as chances de homens e mulheres ingressarem no mercado de trabalho. A segunda é investigar o hiato salarial entre homens e mulheres em três quantis de renda representativos das classes baixa, média e alta, considerando-se heterogeneidades atreladas ao capital humano (como escolaridade e experiência) e também à maternidade. Como um desdobramento deste objetivo identificaremos também as faixas de renda em que a desigualdade salarial entre homens e mulheres é maior.

Em síntese, as seguintes perguntas norteiam este estudo: As mulheres são socialmente discriminadas no mercado de trabalho? Quais mulheres são discriminadas: todas ou apenas as de algumas classes de renda? É possível afirmar que, à medida que se avança na estrutura salarial, a diferença sexual tende a aumentar? Há diferenças salariais entre mulheres com e sem filhos? O ônus da maternidade

torna-se (de)crescente para cada filho adicional? Além do número de filhos, quais são os fatores que corroboram ou mitigam as diferenças salariais entre as pessoas inseridas no mercado de trabalho?

Ao longo da primeira seção apresentamos os argumentos-chave que justificam as diferenças entre gêneros no mercado de trabalho. Em seguida, descrevemos os dados e a metodologia utilizada. Nas duas seções posteriores serão apresentados os resultados encontrados a respeito da penalidade materna em relação à inserção das mulheres no mercado e aqueles encontrados para explicar o hiato salarial entre os gêneros. Por fim, a conclusão retoma a discussão teórica, fazendo sua devida relação com os resultados e as hipóteses levantadas.

FONTES DA DESIGUALDADE DE GÊNERO

Teorias e evidências prévias sugerem que as taxas de atividade, rendimento e promoção das mulheres são inferiores às dos homens devido aos diferenciais de produtividade e de inserção ocupacional e à discriminação. Quando combinados, estes três fatores explicariam a maior parte da desvantagem feminina.

Diferenciais de Produtividade

A relação entre fecundidade, produtividade e salários femininos é uma das mais investigadas para se explicar a desvantagem laboral das mulheres (Anderson, Binder, Krause, 2003; Budig, 2003; Budig, England, 2001; Budig, Hodges, 2010; Correll, Benard, Paik, 2007; Merluzzi; Dobrev, 2015). A chamada “penalidade materna” é robusta tanto histórica quanto internacionalmente, sendo encontrada na Austrália, Canadá, Reino Unido, Estados Unidos, Alemanha, Finlândia, Suécia, Áustria, Itália, Luxemburgo, Holanda, Bélgica e França (Cooke, 2014; Harkness, Waldvogel, 2003; Misra, Budig, Moller, 2007). No caso brasileiro, a literatura a respeito do impacto do número de filhos sobre os salários femininos é escassa, mas os poucos estudos disponíveis sugerem uma clara relação inversa entre parturição e participação feminina na população economicamente ativa [PEA] (Pazello, Fernandes, 2004; Pazello, 2006; Souza, Rios-Neto, Queiroz, 2011). A partir dos dados da Pesquisa de Emprego e Desemprego (PED) realizada em 2013, por exemplo, Guiginski (2015:99) constatou que mulheres com dois ou mais filhos em idade pré-escolar apresentam chances 3,2 vezes menores de estarem no mercado de trabalho do que

aquelas sem filhos. A queda de salários advinda da maternidade estaria, portanto, ligada à intermitência ocupacional e, conseqüentemente, ao menor número de horas dedicadas às atividades remuneradas em comparação às mulheres sem filhos e também aos homens. Parte do hiato salarial de gênero seria, portanto, atribuído ao custo de se ter crianças (Goldin, Katz, 2008).

Budig e England (2001) e Budig (2003), ao examinarem diferenças nos padrões de trabalho entre mães e não mães, concluíram que interrupções no trabalho, trabalhar meio horário e a perda de experiência explicam cerca de um terço da *motherhood penalty*, ou penalidade materna. Estimou-se que cada filho adicional estaria associado a uma perda salarial de cerca de 5% para as mulheres americanas empregadas, mesmo depois de controlar-se pelas diferenças de capital humano e inserção ocupacional (Budig, England, 2001; Anderson, Binder; Krause, 2003). Juntas, estas variáveis e o número de adultos no domicílio explicariam 24% da penalidade salarial para mulheres com um filho, e 44% para mulheres com dois ou mais filhos (Anderson, Binder & Krause, 2003 *apud* Correll, Benard & Paik, 2007:299). Budig e Hodges (2010) foram as primeiras a utilizarem regressões quantílicas para descrever sistematicamente como os efeitos da maternidade variam ao longo da distribuição de renda das mulheres que trabalham, considerando assim a “consustancialidade” entre gênero e classe. De acordo com as autoras, dado o complexo de pressão e recursos que as mulheres de diferentes níveis salariais encontram em casa e no trabalho, é razoável que a atuação dos mecanismos geradores da penalidade materna seja diferenciada nesses níveis. A contribuição de Budig e Hodges (2010) é, portanto, paradigmática por mostrar que as mães, localizadas em diferentes classes de renda, não sofrem a mesma penalidade salarial ao terem filhos.

O menor número de horas trabalhadas, o tempo de experiência e a penalidade materna diferencial por classe de renda seriam assim condicionantes da produtividade e dos menores salários das mulheres. Mesmo diante do histórico e concomitante aumento das suas taxas de escolarização,¹ de renda e de inserção laboral,² as mulheres ainda auferem menores salários que os homens. Mesmo as mulheres tendo, em média, mais anos de estudo que os homens, deve-se considerar que estes anos tenham sido investidos na aquisição de habilidades distintas, que poderiam conduzir a ocupações que pagam salários menores do que aqueles pagos aos homens. É sobre

esta segunda razão, diferenciais de inserção ocupacional, que a próxima seção se debruça.

Segmentação Ocupacional

Quando as mulheres se inserem no mercado de trabalho, suas ocupações são, em geral, diferentes e pior remuneradas que aquelas nas quais os homens se encontram. Isso explicaria o porquê de elas receberem menores salários apesar de terem, em média, estudado por mais tempo (Petersen, Morgan, 1995; Reskin, 1993; Tomaskovic-Devey, Skaggs, 2002). Para entender o diferencial de rendimentos entre homens e mulheres, é essencial responder por que os homens ingressam em determinadas ocupações enquanto as mulheres escolhem outras (costureiras, professoras, secretárias, telefonistas, enfermeiras etc.), levando em conta o papel que ocupam na família e na reprodução. A persistência em manter as mulheres com as responsabilidades domésticas e funções socializadoras na família faz com que uma articulação constante seja necessária para se conciliar o papel profissional com os papéis familiares.

Ao conciliar o trabalho remunerado e as atividades domésticas, as mulheres, principalmente as de classes mais baixas, acabam se concentrando em ocupações que não exigem dedicação em tempo integral, nas quais o retorno financeiro é baixo e a progressão de carreira é difícil (Giddens, 2004; Degraff, Anker, 2004; Hirata, Kergoat, 2003; Anker, 1997; Becker, 1981). Trabalhos informais, sem jornadas regulares de trabalho, costumam facilitar o arranjo necessário para conciliar família e trabalho e são os que concentram a maior parcela das mulheres. Porém, nesses espaços, os rendimentos são inferiores e instáveis, sem garantias de direito às trabalhadoras. Além disso, há evidência sugerindo que certas atividades tendem a ser pior remuneradas justamente por serem majoritariamente ocupadas por mulheres. O mecanismo explicativo para isso estaria em normas compartilhadas de depreciação do trabalho feminino, ou em erros de cognição daqueles responsáveis pela remuneração feminina, que supostamente subestimariam a contribuição das mulheres para os objetivos organizacionais, incluindo o aumento de lucros a partir de aumentos da produtividade (England, 1992; 1999).

Os diferenciais de produtividade e de inserção ocupacional entre homens e mulheres, portanto, ajudariam a justificar o hiato salarial de

gênero. No caso brasileiro, dos 20% a mais que os homens ganham, cerca de 13 pontos percentuais correspondem a diferenças de capital humano, produtividade e inserção ocupacional, condicionados sobretudo pelos papéis sociais de gênero atrelados à maternidade e ao cuidado com os filhos (Stein, Sulzbach, Bartels, 2015).³ Mesmo que os sete pontos percentuais residuais da diferença pudessem ser explicados por outros fatores produtivos ou de difícil mensuração (in) direta (influência da rede de contatos, postura física, fluência verbal, influências motivacionais etc.), a prática comum, pelo menos entre economistas, consiste em atribuí-los à discriminação praticada pelo empregador.

Discriminação

Se homens e mulheres com as mesmas características produtivas e profissão ganham salários distintos, é possível que um dos componentes desta diferença seja a discriminação. As funções socialmente definidas para cada gênero, em parte, conduziriam a diferenciais de inserção e rendimento no mercado de trabalho ao ditarem a dinâmica interacional não só dentro do domicílio, mas também entre empregadores e empregados. A questão então passa a ser por que mulheres e mães receberiam tratamento diferenciado e estariam expostas a desvantagens no mercado de trabalho? Por que o mesmo tipo de desvantagem não afetaria os homens?

A teoria baseada nas características de *status* (*status characteristics theory*, originalmente proposta por Berger, Cohen, Zelditch, 1966; 1972) justifica tais diferenças de tratamento a partir da tensão existente entre o entendimento e as expectativas culturais sobre os papéis idealmente definidos de maternidade e do que seria um(a) trabalhador(a) modelo. Ao explicar por que a classe social é uma característica de *status*, por exemplo, Berger, Cohen & Zelditch (1966:33-34) afirmam que pessoas da classe alta (*white collar class*) seriam vistas como “mais diligentes” e “mais energéticas” do que aquelas da classe baixa. De maneira similar, a expectativa de que mulheres ou mães são menos competentes e compromissadas com seus trabalhos do que os homens levaria a processos discriminatórios na contratação, promoção e na definição de salários femininos, mesmo que de maneira inconsciente, pelo empregador (Blair-Loy, 2003; Ridgeway, Correll, 2004). Uma característica de *status* é um atributo (raça, gênero, religião, classe etc.) ou um papel (maternidade, gerente, diretora etc.) cate-

górico de distinção acompanhado por um conjunto de crenças culturais sobre o seu valor e significado. Estas características salientes seriam então utilizadas para orientar comportamentos e avaliações discriminatórias (Berger *et al.*, 1977). Ao guiarem-se por estereótipos sociais e normas culturais sobre o papel das mulheres na sociedade como mães cuidadoras e educadoras, os empregadores negariam às mulheres as mesmas chances de progressão oferecidas aos homens, simplesmente por aterem-se a perfis de gênero socialmente construídos como incompatíveis com o comprometimento profissional.

Cuddy, Fiske e Glick (2004), por exemplo, utilizam evidência experimental para mostrar que, quando a frase “tem um filho de dois anos” é adicionada à descrição de consultoras participando de processos seletivos, estas são percebidas pelos participantes como menos competentes do que aquelas sem filhos. Mães são consistentemente julgadas como 10% menos competentes e 15% menos comprometidas do que mulheres sem filhos (Correll, Benard, Paik, 2007:316). Conclusões na mesma linha, reforçando o fato de empregadores discriminarem mães, também são reportadas por pesquisas qualitativas (Blair-Loy, 2003) e quantitativas (Olian, Schwab, 1988).

Neste artigo, o argumento teórico que pretendemos avaliar é se o número de crianças e a classe de renda são características de *status* que resultam em desigualdade de rendimentos entre gêneros. Para testar tal hipótese calcularemos as probabilidades condicionais de trabalhar e os diferenciais de renda por gênero, controlando-se pelo número de crianças no domicílio, pela classe econômica e também por diferenciais de produtividade, ocupação e outras covariáveis relevantes. A interseção entre classe e gênero, em especial, será destacada por ser fundamental para se compreender relações simbióticas de poder e dominação que impregnam todo o sistema social (Saffiot, 1992).

DADOS

Utilizam-se dados da Pesquisa Dimensões Sociais das Desigualdades (PDSD), realizada em 2008 pelo Centro para o Estudo da Riqueza e da Estratificação Social (Ceres), do Instituto de Estudos Sociais e Políticos (IESP), da Universidade do Estado do Rio de Janeiro (UERJ), à época Instituto Universitário de Pesquisas do Rio de Janeiro (Iuperj).⁴ A pesquisa envolveu 25 pesquisadores em 16 instituições de sete estados do país, visando o entendimento e acompanhamento da dinâmica

da desigualdade e da mobilidade social no Brasil, utilizando como referência a Pesquisa sobre os Padrões de Vida (PPV) conduzida pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) em 1996 e 1997. A pesquisa, entretanto, possui vantagens em relação à PPV já que (1) inclui todo o território nacional e não apenas as regiões Sudeste e Nordeste; (2) permite comparações com as outras pesquisas domiciliares (PNADs e Censos Demográficos); e (3) inclui dimensões não presentes na PPV, como a mobilidade de carreira no curso de vida das pessoas. O banco de dados contempla perguntas retrospectivas sobre história das uniões, história dos nascimentos, rendimentos, histórico escolar, informações sobre atividade econômica e características demográficas dos moradores e dos pais. Além disso, a PDSO é particularmente adequada para se estudar diferenças de classe, já que sobreamostra os ricos, garantindo assim maior representatividade desta classe de renda do que os bancos de dados produzidos pelo IBGE (ex.: Pnad, Censo, PPV).

O universo da pesquisa é formado por domicílios particulares permanentes em setores comuns ou não especiais (inclusive favelas) de todos os estados⁵ e regiões urbanas e rurais do Brasil. O público alvo são os chefes de família e respectivos cônjuges, mas o banco contempla também informações menos detalhadas sobre todos os moradores do domicílio. A PDSO possui informações sobre 26.146 pessoas divididas entre 8.048 domicílios. Entre as 13.948 mulheres entrevistadas, 2.982 são chefes de família e 4.204 são cônjuges.

A análise sobre os condicionantes da inserção no mercado de trabalho envolve 8.904 pessoas (47% de mulheres). Os demais entrevistados não serão considerados por não terem declarado as informações necessárias ou não se enquadrarem no recorte amostral. Já a investigação sobre os diferenciais de rendimento por gênero ao longo da distribuição de renda inclui 4.601 homens e mulheres que possuíam rendimento⁶ e estavam inseridos no mercado de trabalho na véspera da pesquisa. Seguindo a literatura revisada, a Tabela 1 apresenta, por gênero e presença de crianças no domicílio, estatísticas descritivas das variáveis utilizadas:

Tabela 1
Estatísticas descritivas das variáveis dos modelos de primeiro e segundo estágios, por sexo

Variável resposta:	Estágio 1: Inserção no mercado de trabalho				Estágio 2: Rendimentos												
	Dom. SEM crianças ^a		Dom. COM crianças ^a		Dom. SEM crianças ^a		Dom. COM crianças ^a										
	Homem	Mulher	Homem	Mulher	Homem	Mulher	Homem	Mulher									
% trabalha ^b	0,58	0,46	0,78	0,65	29,69	428,84	11,67	48,97	11,65	41,08	7,34	18,09					
Renda (R\$/ hora) ^d	53,93	16,72	55,37	15,98	42,96	13,33	42,17	13,87	44,84	13,74	46,46	13,08	39,57	10,45	38,93	10,22	
Idade	6,69	4,68	6,67	4,79	6,84	4,08	7,16	4,19	7,97	4,36	8,18	4,64	7,44	3,89	7,99	4,06	
Anos de estudo																	
Cor autodeclarada (ref. brancos):																	
% pretos	0,12	0,11	0,11	0,14	0,14	0,13	0,13	0,13	0,13	0,12	0,12	0,13	0,13	0,13	0,13	0,13	0,13
% pardos	0,38	0,36	0,36	0,46	0,46	0,46	0,46	0,46	0,40	0,37	0,37	0,46	0,46	0,46	0,43	0,43	0,43
Crianças no domicílio:																	
% entre 0 e 5 anos				0,43	0,43	0,40	0,40	0,40				0,48	0,48	0,48	0,39	0,39	0,39
% entre 6 e 18 anos				0,81	0,81	0,83	0,83	0,83				0,78	0,78	0,78	0,84	0,84	0,84
Renda do restante do domicílio ^b	1,95	19,69	2,93	28,99	2,07	9,17	3,83	17,80									
Salário de reserva (R\$/ mês)	2,636	4,701	1,491	3,289	2,354	4,616	1,030	3,481									
% classe média (>= p33 e <p66)	0,41	0,37	0,37	0,42	0,42	0,25	0,25	0,25									
% classe alta (>= p66)	0,43	0,21	0,21	0,38	0,38	0,11	0,11	0,11									
Anos de experiência laboral									29,75	15,42	29,72	15,04	25,01	11,64	22,24	11,53	11,53
Região (ref. Norte):																	
% Nordeste									0,25	0,23	0,23	0,31	0,31	0,27	0,27	0,27	0,27
% Sudeste									0,34	0,38	0,38	0,29	0,29	0,30	0,30	0,30	0,30
% Sul									0,23	0,24	0,24	0,21	0,21	0,25	0,25	0,25	0,25
% Centro-Oeste									0,10	0,08	0,08	0,09	0,09	0,10	0,10	0,10	0,10
Ocupação (ref. Setor público):																	
% Setor privado									0,44	0,33	0,33	0,53	0,53	0,34	0,34	0,34	0,34
% Profissional liberal									0,02	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01
% Autônomo/ empregador									0,43	0,32	0,32	0,34	0,34	0,30	0,30	0,30	0,30
% Serviço doméstico									0,01	0,16	0,16	0,01	0,01	0,20	0,20	0,20	0,20
Tamanho amostral (n)	2.236	2.000	2.000	2.472	2.472	2.196	2.196	2.196	976	806	806	1.519	1.519	1.300	1.300	1.300	1.300

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da Pesquisa Dimensões Sociais das Desigualdades, 2008.

^a Crianças são definidas como pessoas residentes no domicílio com menos de 18 anos.

^b Domicílios com renda faltante (ex.: missing values) foram considerados com renda 0.

^c As proporções de homens e mulheres que trabalham são estatisticamente distintas.

^d A renda horária de homens e mulheres, em ambos os tipos de domicílio, é estatisticamente distinta (ao nível de 95%) segundo o teste de Wilcoxon-Mann-Whitney.

A Tabela 1 mostra que, apesar do salário de reserva⁷ das mulheres ser metade do dos homens, a probabilidade de participação masculina no mercado de trabalho é maior que a das mulheres, que ainda são responsáveis pela maioria dos cuidados com a casa e os filhos (IBGE, 2018; Jesus, 2018; Medeiros, Pinheiro, 2018; Soares, 2008). Os dados da PDSO mostram que 68% dos homens e 56% das mulheres haviam trabalhado nos últimos 7 dias ou nos últimos 12 meses, a maioria no setor privado (49% dos homens e 34% das mulheres). O percentual de inserção ocupacional feminina em serviços domésticos (18%), por outro lado, destoa do dos homens (1%).

Além disso, a renda horária média dos homens (R\$20,7) é mais que o dobro da das mulheres, e a média de experiência laboral deles é de cerca de dois anos a mais que a delas,⁸ apesar da escolaridade feminina ser ligeiramente superior. A Tabela 1 também mostra que a maioria da amostra é composta por pessoas brancas, residentes da região Sudeste, com mais de 40 anos e vivendo em domicílios sem empregada doméstica.

Apesar de 53% da amostra total da PDSO ser composta por mulheres, no recorte utilizado esta proporção altera-se para 46,5% ao se considerar somente pessoas que estavam trabalhando e que auferiram renda oriunda do trabalho. O fato de as mulheres enfrentarem maiores restrições para participar do mercado de trabalho é um dos principais desafios metodológicos para se estudar os condicionantes do diferencial de renda, já que o salário é observável apenas para quem está trabalhando. O outro desafio é fazer com que os grupos cujos salários se quer comparar sejam o mais parecido possível em todos os seus atributos observáveis, para assim isolar-se ao máximo o efeito da característica chave que se quer investigar (ex.: gênero). A Tabela 1, por exemplo, ilustra que, em média, as amostras de homens e mulheres possuem características distintas, exigindo assim uma homogeneização das características individuais para que homens e mulheres tenham sua similaridade maximizada antes de terem suas rendas potenciais comparadas.⁹ Por fim, o último desafio consiste em examinar diferenciais de renda e participação ocupacional além da média, isto é, atentando-se também às diferenças que se encontram em diferentes seções da distribuição de renda. A seção seguinte discorre em maior profundidade sobre estes desafios e sobre os métodos apropriados para lidar com eles.

MÉTODOS

Em linha com a literatura prévia, mas com resultados distintos dos estudos anteriores, a proposta deste artigo é averiguar se homens e mulheres, similares em seus atributos produtivos observáveis, sofrem influências específicas do número de crianças no domicílio e em diferentes partes da distribuição de renda. Apesar de aparentemente simples, estes objetivos são permeados por três desafios metodológicos até então não considerados pela literatura brasileira: 1) o viés de seleção daquelas que se encontram no mercado de trabalho; 2) as heterogeneidades, ou diferenças de composição, entre homens e mulheres; e 3) a especificidade das associações e dos diferenciais de rendimento em diferentes pontos da distribuição relativa de renda. Descreve-se a relevância destes três desafios a seguir:

Viés de seletividade: Como os homens são mais propensos a estarem trabalhando (e a terem rendimentos válidos) do que as mulheres, a subamostra perde representatividade populacional por sobre-representar os homens e sub-representar as mulheres (Heckman, 1979). Para amenizar o viés de seletividade implícito na seleção amostral de pessoas com rendimentos declarados válidos, utilizaremos as soluções propostas por Buchinsky (1998, 2001) e utilizadas por Tannuri-Pianto, Pianto (2002) e por Coelho, Soares, Veszteg (2010) para o caso brasileiro. O procedimento consiste em primeiro estimar probabilidades masculinas e femininas de participação no mercado de trabalho e, em seguida, inseri-las como covariáveis em um modelo de segundo estágio ao investigar diferentes quantis de renda.¹⁰

Composição e heterogeneidade da amostra: para aproximar a análise de um experimento controlado, visando identificar diferenciais estritos de rendimento entre os gêneros, optamos por parear os grupos de homens e mulheres segundo as suas características observáveis. Ao fazer isso garantimos que as unidades de análise em cada classe da regressão quantílica são semelhantes em suas características, exceto naquela cujo efeito se quer isolar, o gênero. Tal procedimento oferece uma estratégia rigorosa para se avaliar como, e se, a maternidade representa uma fonte de desvantagem. Estabelecemos comparações de rendimento entre os seguintes grupos:

- Modelo 1: Mulheres *versus* homens;
- Modelo 2: Mulheres *versus* homens considerando-se as probabilidades diferenciais de participação no mercado de trabalho (viés de seleção);

- Modelo 3: Mulheres *versus* homens considerando-se o viés de seleção e o número de crianças entre 0 e 5 e entre 6 e 18 anos;
- Modelo 4: Modelo 3 mais os diferenciais de inserção ocupacional, idade, cor, região, anos de estudo e de experiência.

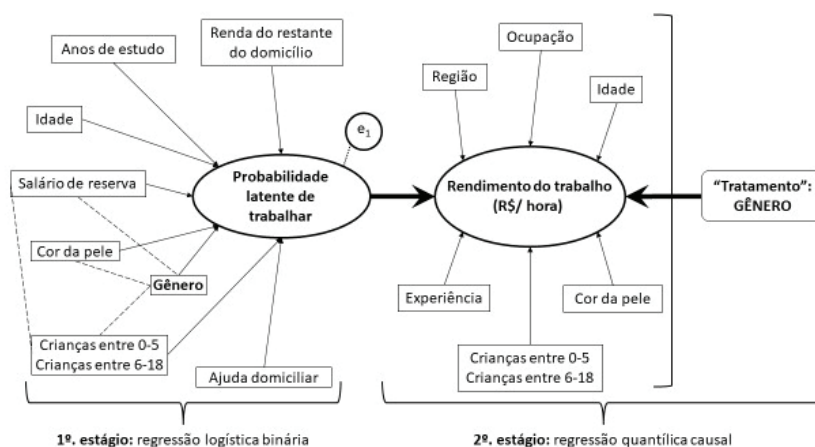
As quatro especificações graduais permitem acompanhar a contribuição marginal de cada grupo de covariáveis para o diferencial de renda esperado em cada quantil.

Associação diferencial em partes da distribuição de renda: Modelamos o logaritmo natural da renda horária a partir de regressões “quantílicas causais” (Cattaneo, 2010; Cattaneo, Drukker, Holland, 2013), que estimam a distribuição de resultados potenciais (ex.: rendimentos horários sob condições contrafactuais) de homens e mulheres em diferentes seções da distribuição de renda, equalizando as diferenças entre estes dois grupos nas suas covariáveis. Regressões quantílicas tradicionais são mais apropriadas do que mínimos quadrados ordinários quando há diferentes associações entre o efeito do tratamento (gênero) e os rendimentos potenciais em diferentes quantis da distribuição relativa de renda.¹¹ A diferença entre as regressões quantílicas tradicionais e as utilizadas neste artigo é a identificação da renda-potencial¹² de mulheres e homens com características observáveis equivalentes, mas que se encontram em classes distintas da distribuição de renda.¹³ Como a comparação das rendas preditas será feita entre homens e mulheres com atributos similares, a constatação causal de que as diferenças de renda se devem à discriminação torna-se mais forte do que se a comparação fosse feita apenas entre médias de rendas de pessoas com características produtivas distintas.

Infere-se a desigualdade pura de gênero (provavelmente devida à discriminação) a partir da diferença entre valores esperados (ou “resultados potenciais”) da renda de homens e mulheres localizados em três classes econômicas: pessoas de classe baixa, ou pobres, correspondem àquelas que se encontram no quinto quantil (q5); as de classe média localizam-se no quinquagésimo quantil (q50); e as de classe alta, ou ricas, no nonagésimo quinto quantil (q95). As previsões de renda para cada quantil consideram a segmentação regional do mercado de trabalho e outras características domiciliares e individuais. Ao examinar os resultados determinaremos o quanto a escolaridade, o tipo de ocupação, o número de filhos e, sobretudo, o gênero es-

tão associados aos rendimentos auferidos por homens e mulheres no Brasil. A Figura 1 ilustra a estratégia de modelagem empregada:

Figura 1
Modelo quantílico causal de desigualdade de gênero considerando-se a probabilidade de inserção no mercado de trabalho



Fonte: os autores.

Nota: As linhas pontilhadas no modelo de primeiro estágio referem-se a covariáveis interativas entre sexo e cor da pele, número de crianças presentes no domicílio, classes de renda (definidas a partir do salário de reserva), e entre classes de renda e número de crianças presentes no domicílio.

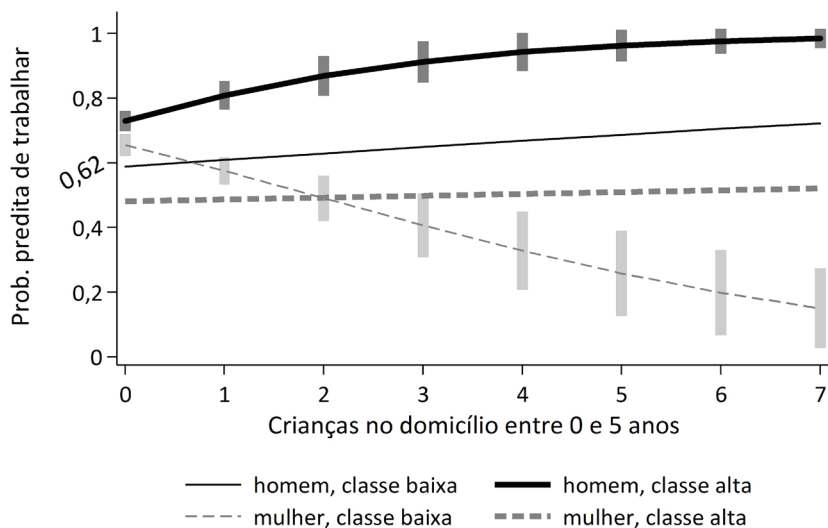
Para analisarmos a inserção laboral por gênero e os diferenciais de rendimento de acordo com a classe de renda, estimaremos regressões quantílicas pareadas, considerando-se a probabilidade feminina de estar trabalhando, indo assim além das diferenças médias salariais entre homens e mulheres e compatibilizando dois processos dependentes: inserção e recebimento de renda no mercado de trabalho. No primeiro estágio utiliza-se regressão logística binária para se estimar a penalidade materna (ex.: o efeito do número de filhos) e o efeito de outras covariáveis relevantes sobre as chances de participação no mercado de trabalho. Para minimizar o viés de seleção, as probabilidades estimadas neste primeiro estágio são utilizadas como preditoras do potencial rendimento horário do trabalho em regressões quantílicas causais, nas quais o “gênero” é a variável de tratamento. Assume-se, portanto, que o gênero tenha distribuição aleatória e não correlacionada às demais covariáveis do modelo. As seções seguintes apresentam os resultados dos modelos descritos na Figura 1.

A PENALIDADE MATERNA

Para investigar a associação entre a presença de crianças no domicílio e a participação no mercado de trabalho, calculamos quais seriam as probabilidades de homens e mulheres, com as mesmas características, estarem trabalhando. Os coeficientes do modelo logístico mostram que, independentemente do número de filhos e dos demais atributos produtivos, a chance de as mulheres participarem do mercado de trabalho é 33% maior que a dos homens, e 51% maior quando o domicílio possui empregada(o) doméstica(o) (ver Anexo 1). A ajuda doméstica, entretanto, não reverte o impacto diferencial do número de filhos sobre a inserção laboral de homens e mulheres. A desvantagem feminina torna-se evidente ao considerar-se o número de crianças na Figura 2, que ilustra o ritmo de variação destas probabilidades em função do número de crianças com menos de 5 anos de idade no domicílio¹⁴ e segundo a classe de renda:

Figura 2

Probabilidades de inserção no mercado de trabalho, por sexo e segundo o número de crianças presentes no domicílio entre 0 e 5 anos de idade



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da Pesquisa Dimensões Sociais das Desigualdades, 2008.
 Nota: As predições assumem “tipos ideais” prevalentes na amostra: pessoas brancas, sem ajuda no domicílio e com as demais variáveis contínuas fixadas na média. As barras representam intervalos de confiança estatística de 95%. A probabilidade média de estar trabalhando, para ambos os sexos, é igual a 0,62.

Por um lado, as estimativas pontuais mostram que mulheres pobres e sem filhos possuem 65% de probabilidade de estarem inseridas no mercado de trabalho, mas estes valores diminuem cerca de oito pontos percentuais para cada criança a mais no domicílio, corroborando assim resultados anteriores obtidos para as décadas de 1990 (Pazello, Fernandes, 2004; Pazello, 2006) e também 2000 (Souza, Rios-Neto, Queiroz, 2011) para mulheres de todas as classes. Ao estimarem o impacto de cada criança sobre a participação feminina na PEA dos anos 1990 a partir dos dados da Pnad, coletada pelo IBGE, Souza, Rios-Neto e Queiroz (2011) constataram que o primeiro filho reduzia esta participação de 64,62% para 59,29% (uma redução de 8,25% para as mulheres entre 15 e 49 anos). O segundo filho reduziria em 11,7% a participação das mães de filhos pequenos (2 anos no máximo) na PEA, e um terceiro (ou mais) filho diminuiria a probabilidade de a mãe ser economicamente ativa em cerca de 5,52%.

Por outro lado, para os homens (e para as mulheres ricas), há um aumento na probabilidade de participação para cada criança a mais no domicílio. Além disso, a Figura 2 mostra que o impacto marginal de cada criança é maior sobre a queda da participação feminina do que sobre o aumento da inserção masculina (e das mulheres de classe alta) no mercado de trabalho, tal como ilustrado pelo diferencial de inclinação entre as duas curvas. Este resultado alinha-se com o de evidências anteriores (Budig, 2003) e investigações experimentais que demonstraram que mães são pior avaliadas que pais em termos de competência e compromisso profissional, o que conduziria a menores taxas de participação no mercado de trabalho (Correll, Benard, Paik, 2007).

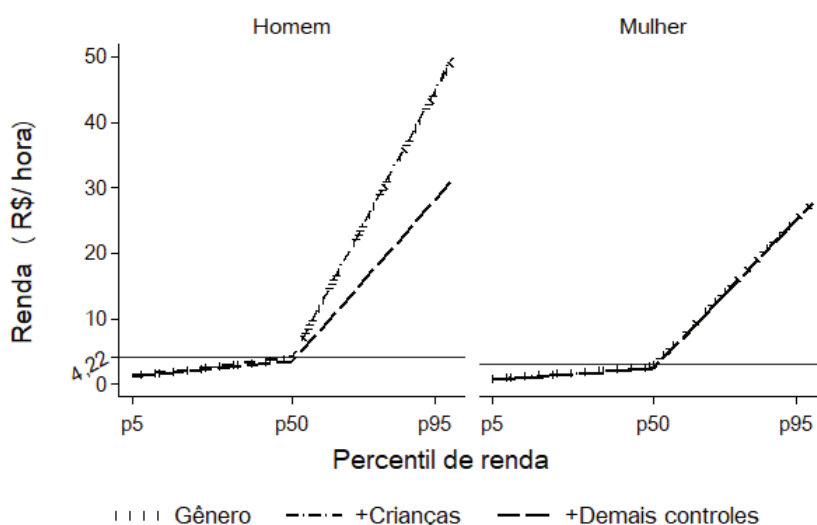
Contudo, tal como colocado por Hirata (2014), são as mulheres pobres quem geralmente se dedicam à provisão de cuidados domésticos e da família. Para elas, a imbricação do papel de gênero e classe tem um peso maior do que para as mulheres que se encontram na parte superior da distribuição de renda, cujo amplo acesso a recursos permite que a conciliação entre vida profissional e familiar seja possível através da contratação de ajuda doméstica ou creches em período integral; privilégio ordinariamente intangível às mulheres pobres. Examina-se em seguida a influência do número de filhos sobre o diferencial de rendimentos.

O HIATO SALARIAL ENTRE HOMENS E MULHERES

A proposta da regressão do segundo estágio é verificar a variabilidade da desigualdade salarial entre homens e mulheres ao longo da dis-

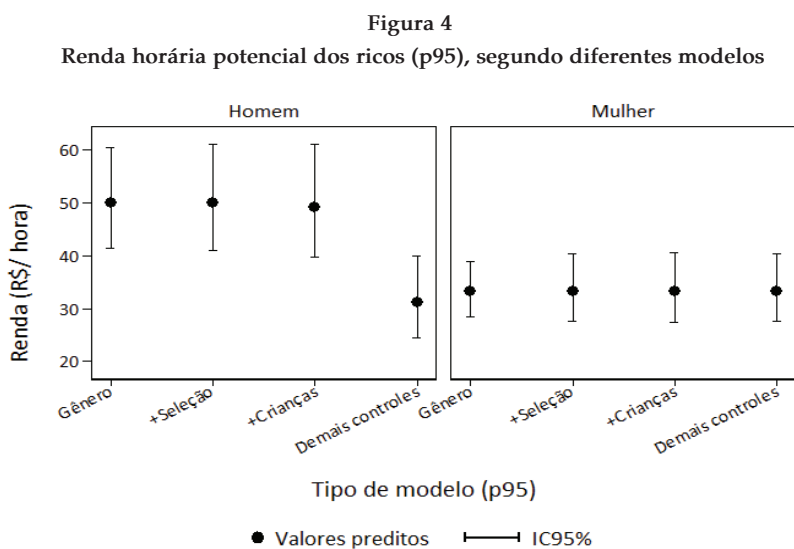
tribuição de renda (ex.: pobres, classe média e ricos), controlando-se por diferentes efeitos de composição amostral. Para isso, estimaram-se modelos multivariados com a inserção gradual de covariáveis de interesse. Tal estratégia permite isolar a variação gradual da renda potencial de homens e mulheres, em diferentes quantis de renda, na medida em que novas variáveis são consideradas na especificação dos modelos quantílicos causais.

Figura 3
Renda horária potencial de homens e mulheres, por percentil e segundo diferentes modelagens

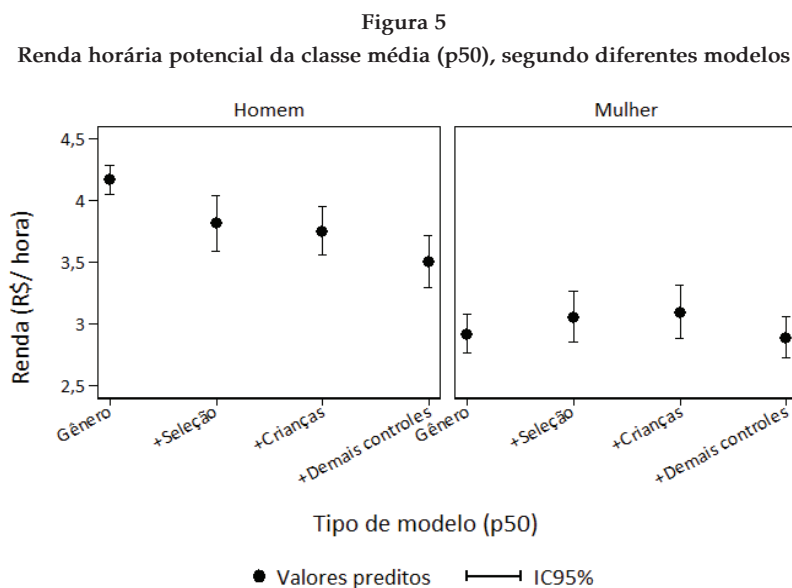


Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da Pesquisa Dimensões Sociais das Desigualdades, 2008.
Nota: A especificação “Gênero” apresenta apenas o sexo como covariável. Os demais modelos causais incluem gradualmente, às suas especificações, as probabilidades de inserção no mercado de trabalho e o número de crianças presentes no domicílio (“+Crianças”); idade, cor, região, anos de estudo, experiência, e o tipo de ocupação (“+Demais controles”). A linha que corta o eixo horizontal indica a renda horária média de homens (4,22) ou mulheres no modelo mais completo, ou seja, após controlar-se por todas as covariáveis do modelo.

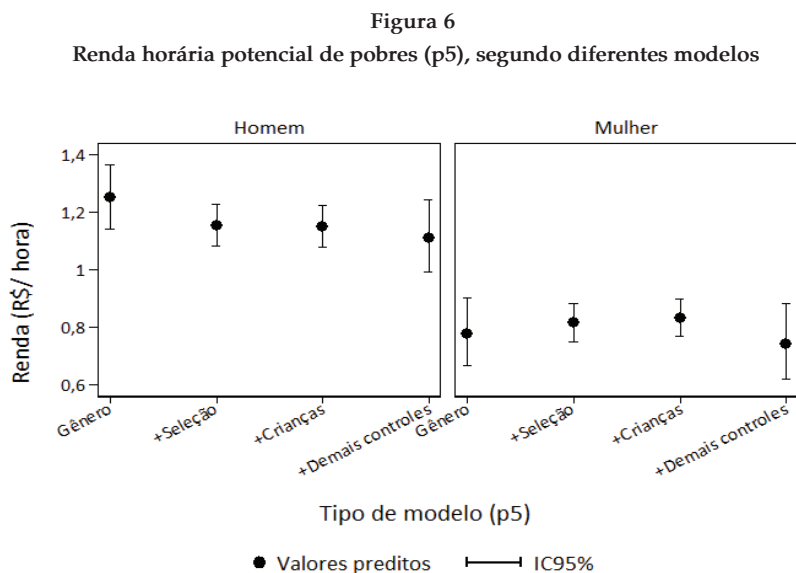
A Figura 3 mostra as rendas potenciais de pessoas pobres (q5), classe média (q50) e ricas (q95). Ela evidencia a distância entre classes e também mostra que a renda dos homens que se encontram na classe mais alta torna-se semelhante à das mulheres após considerar-se na predição os diferenciais ocupacionais e de capital humano atrelados à maior produtividade (ou renda) masculina. Os diferenciais ao longo do eixo horizontal, no entanto, são melhor visualizados a partir dos gráficos correspondentes a cada classe (q95, q50, q5) [figuras 4, 5, 6]:



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da Pesquisa Dimensões Sociais das Desigualdades, 2008.



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da Pesquisa Dimensões Sociais das Desigualdades, 2008.



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da Pesquisa Dimensões Sociais das Desigualdades, 2008.

Estas figuras descrevem o hiato salarial sexual e podem ser analisadas de duas formas: em termos absolutos – a partir da diferença –, ou em termos relativos – a partir da razão entre as rendas de homens e mulheres. Em termos absolutos, e sem considerar todos os diferenciais de composição, a maior desigualdade encontra-se entre os ricos, onde homens ganham cerca de R\$50/hora enquanto as mulheres ganham R\$33/hora (modelo “Gênero”, Figura 4). Após considerar-se o tempo de experiência, o tipo de ocupação e o número de crianças no domicílio, o hiato de renda praticamente desaparece entre os 5% mais ricos (modelo “Demais controles”, Figura 4). Já nos demais quantis da distribuição (q50 e q5, figuras 5 e 6), ao considerar as demais diferenças de composição, o hiato de renda apenas diminui. Diferentemente dos ricos, o hiato de renda entre homens e mulheres nas demais classes é sempre (estatisticamente) significativo, apesar de tornar-se menor em termos absolutos.¹⁵

Analisando-se o hiato de renda em termos relativos obtém-se um retrato alternativo da desigualdade de gênero (Anexo 3). Sob esta perspectiva, homens ganham, em média, 44% a mais que as mulheres. Ao considerar-se os demais fatores condicionantes da renda, entretanto, este percentual cai para 17%. A vantagem de se utilizar regressões quantílicas, entretanto, está na possibilidade de se examinar o hiato

dos resultados potenciais de renda de homens e mulheres fora da média. Após considerar os diferenciais de experiência, ocupação e número de filhos (Modelo 4) o seguinte padrão de desigualdade de gênero emerge: homens pobres ganham cerca de 50% a mais que as mulheres, os de classe média ganham 21% a mais, e homens e mulheres ricos ganham praticamente a mesma coisa, já que o intervalo de confiança de 95% para a razão de rendimentos deste grupo foi estatisticamente não significativo [0,67; 1,27]. Constata-se assim que o tamanho da desigualdade entre os gêneros varia ao longo da distribuição de renda, estando, em termos relativos, bem acima da média entre os pobres e sendo aproximadamente inexistente entre os ricos.

A comparação entre modelos (anexos 2 e 3) revela o impacto gradual das covariáveis sobre o hiato de renda. Tendo como referência o Modelo 1, que considera apenas o gênero (ex.: “Gênero”), percebe-se que, ao se incorporar o viés de seleção (Modelo 2, “+Prob. Seleção”), há redução substancial da razão entre as rendas médias (de 1,44 para 1,26). Ao considerar o número de crianças, a razão entre as rendas médias muda pouco em relação ao modelo anterior (1,23), mas ao se incluir todas as demais covariáveis, a desigualdade sexual relativa entre os pobres torna-se bem maior que entre os ricos. No modelo causal do segundo estágio o efeito específico do número de filhos para homens e mulheres é evidenciado não por um coeficiente, mas pela comparação entre as rendas preditas de homens e mulheres fornecidas pelos modelos 2 e 3 (ver anexos 2 e 3). Caso houvesse um efeito diferencial do número de crianças sobre a renda de homens e mulheres, as previsões obtidas pelos modelos sem (Modelo 2) e com crianças (Modelo 3) seriam estatisticamente distintas. Como se pode ver no Anexo 3, esse não é o caso.¹⁷

A penalidade materna faz-se presente sobre a desigualdade sexual de renda, principalmente, de forma indireta, através da probabilidade de participação feminina. Este resultado corrobora aquele encontrado por Souza, Rios-Neto e Queiroz (2011), que constataram que o número de filhos pequenos reduz a participação feminina no mercado de trabalho. Diferentemente da literatura americana (Budig, Hodges, 2010; Correll, Benard, Paik, 2007) e europeia (Cooke, 2014), os modelos aqui empregados não forneceram evidência de que o número de filhos esteja associado ao rendimento diferencial de homens e mulheres. A renda potencial de ambos, em quaisquer classes de renda, não se altera significativamente ao incluir-se o número de crianças

presentes no domicílio na especificação do modelo. O hiato salarial entre homens e mulheres, portanto, independe desse número.¹⁸

CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este artigo ofereceu três contribuições para a literatura sobre desigualdade de gênero a partir das perguntas que ele se propôs a responder. Em primeiro lugar, constatamos que a maternidade afeta negativamente a participação das mulheres pobres no mercado de trabalho de forma diretamente proporcional ao número de crianças pequenas presentes no domicílio.¹⁹ Por outro lado, a potencial discriminação social de gênero – baseada em expectativas sobre as normas de divisão de trabalho induzidas pela assimetria biológica da maternidade – não atinge as pessoas no topo da distribuição de renda tanto quanto aquelas que se encontram na base: a probabilidade de homens e mulheres ricos trabalharem aumenta na medida em que cresce o número de crianças abaixo de 5 anos no domicílio. Tal resultado sugere que classe, gênero e maternidade são características de *status* que podem estar atreladas a percepções e tratamentos diferenciais por parte do empregador. Reforça-se assim a importância de se considerar a interação ou “consustancialidade” (Kergoat, 1978; 2010) entre gênero e classe como condicionante fundamental da desigualdade, já que estas duas categorias não representam dimensões independentes, mas sim complementares.

Em segundo lugar, confrontamos desafios metodológicos, via de regra, ignorados pela literatura sociológica e econômica, tais como o viés de seleção feminino no mercado de trabalho, e a identificação de processos causais confundidos por heterogeneidades entre grupos de comparação e ao longo de diferentes seções da distribuição de renda. Ao lidar com estes desafios mostramos que, ainda que homens recebam salários 44% maiores que os das mulheres, minora-se esta diferença média para 17% ao se comparar homens e mulheres parecidos entre si. Possivelmente, esta diferença seria ainda menor caso tivéssemos acesso a outras características atreladas ao salário, mas não captadas quantitativamente, tais como a eficiência individual, perseverança, autonomia, a habilidade de trabalhar em grupo, de resolver problemas, a inteligência emocional, o grau de influência social e outros aspectos cognitivos e não cognitivos influentes. É importante notar, portanto, que os hiatos salariais reportados estão sobrestimados, e que, dependendo da influência diferencial destas

heterogeneidades sobre as pessoas pertencentes às classes de renda consideradas, também estariam as diferenças médias reportadas entre as classes. Esta diferença remanescente pode ser atribuída, como de costume, à discriminação, mas poderia também ser explicada por outras características produtivas não mensuradas (capital social, cultural, físico, distância do trabalho, qualidade da escolaridade, experiência angariada etc.), que poderiam ser captadas a partir de estudos qualitativos e dados de percepção, ou neutralizadas a partir de estudos de auditoria (Bertrand, Mullainathan, 2004). Além disso, a robustez dos resultados aqui apresentados só seria confirmada a partir de análises similares, feitas para outros contextos, períodos e dados. É preciso replicar para poder generalizar.

Em terceiro lugar, mostramos que a razão de rendimentos entre homens e mulheres é maior entre os 5% mais pobres (1,5) do que entre os 5% mais ricos (0,94). Homens de classe baixa ganham em torno de 50% a mais que as mulheres, mesmo sob as mesmas condições de inserção ocupacional e produtividade. Entre as pobres, a desigualdade mantém-se pervasiva e elevada. Já na classe alta, a desigualdade de rendimentos entre gêneros não é significativa, apesar de entendermos que há outros fatores discriminatórios que acontecem no ambiente de trabalho, para além da renda, inclusive referentes à própria probabilidade de mulheres estarem no grupo de cargos de gerência ou liderança.

Entre as limitações do estudo está a sua incapacidade em lidar com a endogeneidade da relação entre fecundidade, inserção laboral e renda. Como estas variáveis foram simultaneamente observadas, não conseguimos separar a direção causal das mesmas. Apesar disso, nosso resultado alinha-se com aquele apresentado por Souza, Rios-Neto e Queiroz (2011), que utilizaram experimentos naturais (ocorrência de natimortos e o nascimento de gêmeos) e variáveis instrumentais (a preferência dos pais por filhos de ambos os sexos) para captarem o efeito do número de filhos sobre a inserção feminina no mercado de trabalho. Ainda que não tenhamos utilizado “estratégias causais” na modelagem do primeiro estágio, nossas probabilidades preditas de inserção laboral feminina são muito parecidas às destes autores, o que nos dá confiança para afirmar que o suposto viés oriundo da endogeneidade não seja tão grave assim, tendo importância mais teórica do que substantiva. Também chamamos a atenção para o fato da nossa tipologia ocupacional não captar o diferencial de concentração de mulheres ou homens em certas ocupações, o que poderia em si gerar um efeito so-

bre os salários (England, 1999). Diante desta limitação, sugerimos que estudos futuros comparem os salários de homens e mulheres dentro de uma mesma ocupação e firma, em vez de compará-los a partir dos nossos cinco agrupamentos ocupacionais, dentro dos quais há grande variabilidade de profissões e rendimentos por sexo.

Nossos resultados concordam com aqueles apresentados por Budig, Hodges (2010; 2014) e Cooke (2014) ao mostrar que as mulheres que ganham mais estão em menor desvantagem ao terem filhos do que aquelas que são de classe baixa. Melhores salários permitem a compra de serviços domésticos – babás, creches, restaurantes, serviços de limpeza – e maior comprometimento com a especialização profissional (Gupta, 2006). As mães de classe alta não precisam, necessariamente, optar entre cuidar da família ou trabalhar fora de casa, já que a maior afluência de recursos lhes permite conciliar estas escolhas com maior conforto que aquelas em classes mais baixas. Nossos resultados, entretanto, contrastam com aqueles da literatura ao mostrarem que a penalidade materna afeta, sobretudo, a entrada das mulheres de classe baixa no mercado de trabalho. A maternidade não se mostrou um fator significativo nos diferenciais de rendimento entre homens e mulheres em geral, e também não diferencia os salários entre as mulheres ricas com e sem filhos. Ou seja, outros fatores como a escolaridade e a ocupação foram mais importantes na diferenciação.

As respostas à desigualdade de renda entre os gêneros devem, portanto, voltar-se sobretudo para as mulheres de classe baixa, mas também para aquelas da classe média, entre as quais a discriminação social – e que enseja a discriminação estatística²⁰ – é evidente. Enquanto o fenômeno da desigualdade de rendimentos entre gêneros for tratado de maneira geral, sem o enquadramento necessário às suas demandas específicas por classe (creches perto de casa e em tempo integral e flexibilização da jornada de trabalho para mães e gestantes, por exemplo), é improvável que vejamos progressos notáveis neste campo. Enquanto a desigualdade de gênero for percebida e midiaticizada apenas na média, sem ater-se aos seus condicionantes mais fortes e aos grupos de renda nos quais ela é maior, mais difícil será sua mitigação através de respostas institucionais-transversais, apropriadas àquelas que mais delas necessitam.

(Recebido para publicação em 10 de outubro de 2018)
(Aprovado para publicação em 6 dezembro de 2018)

NOTAS

1. A inversão do hiato educacional por gênero, que passou a privilegiar as mulheres, é observada em países da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE) e também no Brasil. As circunstâncias que levaram as mulheres a estudarem mais que os homens, tanto nos EUA quanto no Brasil, vinculam-se às mudanças socioculturais nos papéis de gênero, modificações na estrutura do mercado de trabalho, ao declínio da discriminação das mulheres e ao adiamento do casamento como fator relevante para a inversão do hiato educacional, já que mulheres que se casam e têm filhos mais tarde podem investir mais tempo em educação (Grácio, 1997; Jacobs, Steinberg, 1990; Diprete, Buchman, 2006; Buchman, Diprete, 2006; Polachek, Siebert, 1994; Scalón, 2002).
2. A participação das mulheres vem crescendo há mais de quatro décadas (Bruschini, 1994; England, 2005; Sorj, Fontes, Machado, 2007). No Brasil, entre 1981 e 2002, a taxa de atividade feminina elevou-se de 33% para 47%, ou seja, um acréscimo de 14 pontos percentuais em 21 anos. No caso dos homens, a participação na atividade econômica reduziu-se de 75% para 71%, no mesmo período (Hoffman, Leone, 2004). Desde então, estas taxas têm se mantido relativamente estáveis, ainda que evidência recente sugira um arrefecimento da participação feminina, que vem caindo desde 2013, chegando a 43% em janeiro de 2016 (Alves, 2016).
3. Estes percentuais referem-se a dados amostrais do Rio Grande do Sul extraídos da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) 2013. Um relatório baseado em cerca de 1,4 milhão de entrevistas com pessoas empregadas, entre 2013 e 2015, nos Estados Unidos, mostra que mulheres ganham em média 25,6% menos que os homens. Após se controlar pelas diferenças de capital humano e inserção ocupacional, no entanto, este percentual cai para 2,7%. Relatório disponível em <http://www.payscale.com/data-packages/gender-pay-gap/>.
4. O banco de dados e toda a documentação da pesquisa pode ser encontrada no sítio do Centro de Estudos da Metrópole (CEM), disponível no endereço: <http://www.fflch.usp.br/centrodametropole/1254>.
5. Apenas os estados do Acre (AC), Roraima (RR), Amapá (AP) e Rio Grande do Norte (RN) não foram amostrados na pesquisa.
6. Logaritmo da renda horária no trabalho principal, calculado para aqueles inseridos no mercado de trabalho nos últimos sete dias, em relação à data da realização da pesquisa.
7. O salário de reserva representa o salário mínimo necessário para que um indivíduo (empregado, desempregado ou inativo) se disponha a ingressar no mercado de trabalho (Mohanty, 2005). Calculamos o salário de reserva em três etapas: na primeira computamos a média aritmética das respostas dadas às seguintes perguntas do questionário da Pesquisa: “702. Levando em conta suas qualificações pessoais, qual seria a renda que você acha que mereceria ganhar?” e “411. Qual o menor valor mensal que aceitaria para trabalhar?” Na segunda etapa imputamos o valor da renda horária atual a 12,5% das pessoas que já estavam trabalhando (que não responderam às questões 702 ou 411). Na terceira etapa do cálculo substituímos 1,8% dos valores extremos (*outliers*) por valores faltantes (*missing values*). Esta última etapa, a rigor, não seria necessária, já que categorizamos a variável em tercís para obter efeitos diferenciais do nível do salário de reserva sobre as probabilidades de trabalhar.

8. A intermitência laboral, oriunda da licença maternidade e de períodos de desemprego, por exemplo, não é captada pela diferença entre a idade corrente e aquela em que se começou a trabalhar. É possível, portanto, que o tempo de experiência mensurado da mulher esteja sobrestimado em relação ao dos homens.
9. Nosso esforço comparativo é obviamente incapaz de igualar homens e mulheres em todos os seus atributos produtivos, já que heterogeneidades são inerentes às ciências sociais. Esforços para se inferir causalidade nas ciências sociais baseiam-se quase sempre em comparações entre grupos minimamente homogêneos compostos por indivíduos intrinsecamente heterogêneos. Esse é um dilema fundamental com o qual todos os pesquisadores, de índole quantitativa, em ciências sociais se deparam. É um truísmo dizer que comparações entre grupos poderiam ser ainda mais decompostas para se fazer comparações entre subgrupos (Xie, 2013:267). Deveria, portanto, ser evidente que o efeito das variáveis omitidas só pode ser constatado a partir de novas análises, que incluam tais variáveis previamente ocultas.
10. A modelagem aqui adotada – regressões quantílicas “causais” (Cattaneo, 2010) – não se confunde com aquela usualmente empregada (ex.: modelo de Heckman de dois estágios) para se contornar o viés de seleção (ex.: a não aleatoriedade da participação feminina no mercado de trabalho) por estimar resultados potenciais para quantis específicos da distribuição de renda e também por considerar em sua especificação de primeiro estágio quatro covariáveis teoricamente relevantes, mas raramente disponíveis ao mesmo tempo, para se modelar a probabilidade de trabalhar: a presença de ajuda doméstica, a renda do restante do domicílio e, sobretudo, o número de crianças e o salário de reserva individual, que são preditores supostamente exógenos e, portanto, não correlacionados com o salário observado/estimado pelo modelo do segundo estágio. Como a estabilidade do modelo de seleção de Heckman (1979) condiciona-se à qualidade/completude da especificação do modelo de seleção, pode-se afirmar que, no nosso caso, a mera inclusão destes preditores no primeiro estágio já seria razão suficiente para tornar nossa modelagem superior (ex.: com menor viés de variável omitida) àquela empregada pela literatura afim (ex.: Budig, Hodges, 2010; Buchinsky, 1998, 2001; Tannuri-Pianto, Pianto, 2002; Coelho, Soares, Veszteg, 2010). Além disso, o modelo quantílico não faz pressupostos sobre a distribuição e correlação dos termos de erro, sendo assim mais flexível que aquele sugerido por Heckman (1979). Enquanto o modelo de Heckman (1979) é útil para se estimar um modelo de regressão ou para se prever o valor da variável dependente que seria observado na média e na ausência de seleção, as regressões quantílicas adotadas permitem comparar os grupos de interesse (homens e mulheres) quando seus atributos produtivos são os mesmos em diferentes segmentos da distribuição de renda.
11. A regressão quantílica é robusta mesmo diante da presença de valores discrepantes e não assume nenhuma distribuição prévia para o termo do erro, diferentemente do método de MQO. Para maiores detalhes sobre a formalização, estimação e implementação de regressões quantílicas veja Cade, Noon (2003), Sousa *et al.* (2009), Machado, Mata (2005), Koenker, Basset (1978), Koenker, Hallock (2001), e Arias, Yamada, Tejerina (2004). Para uma discussão sobre a diferença entre regressões quantílicas condicionais e não condicionais, aplicadas à investigação da penalidade materna, veja o debate entre Killewald, Bearak (2014) e Budig, Hodges (2014). A modelagem utilizada neste artigo difere da concepção original das regressões quantílicas por apresentar apenas o resultado-potencial derivado do tratamento (gênero) recebido por pessoas com atributos

equivalentes em diferentes partes da distribuição da variável dependente (logaritmo da renda horária). A formalização econométrica original destes modelos é descrita por Cattaneo (2010) e implementada através do programa de Stata *poparms*, desenvolvido por Cattaneo, Drukker e Holland (2013).

12. O arcabouço baseado em “resultados potenciais”, ou contrafactuais, foi primeiramente proposto através do modelo causal de Rubin (1974), e, desde então, vem se consolidando como uma referência para inferir causalidade a partir de dados observacionais nas ciências sociais (Morgan, Winship, 2007) e econômicas (Imbens, Rubin, 2008). O que é um resultado potencial? No contexto deste estudo, considere que a renda observada de um indivíduo do gênero masculino seja Y_0 . Qual seria a renda Y_1 deste indivíduo caso ele fosse mulher? Denomina-se como Y_1 a renda potencial ou contrafactual deste indivíduo. Para indivíduos do gênero feminino observa-se a renda Y_1 , logo Y_0 seria o resultado contrafactual. Os resultados potenciais médios são as médias de Y_1 e Y_0 na população em questão, e a diferença entre Y_1 e Y_0 define o efeito causal do gênero sobre os rendimentos. O arcabouço adotado assume que: 1) os rendimentos potenciais estimados respondem apenas ao tratamento (ex.: gênero) empregado (*excludability assumption*); 2) os rendimentos potenciais da observação i não dependem das demais observações (*non-interference assumption*) (Gerber, Green, 2012:39-46).
13. Como consequência desta equalização de características observáveis, os modelos aqui utilizados apresentam como resultado apenas o valor da renda-potencial de homens e mulheres para cada quantil analisado (Cattaneo, Drukker, Holland, 2013), ao invés de apresentar os coeficientes associados a cada uma das covariáveis utilizadas, tal como nos modelos quantílicos tradicionais (Koenker, Basset, 1978). Para diferenciar estes dois modelos, ao longo do texto nos referimos aos primeiros como “regressões quantílicas causais”, já que sua proposta é isolar o efeito causal de gênero sobre os rendimentos.
14. O número de filhos pequenos (abaixo de 5 anos) é qualitativamente distinto – não exerce a mesma influência sobre a probabilidade de trabalhar e os rendimentos – do número de filhos grandes (acima de 5 e abaixo de 18 anos), que seriam supostamente mais independentes. Por causa da sua relevância teórica, e também para permitir comparabilidade com a literatura (Budig, 2003; Budig, Hodges, 2010), optamos por manter o número de crianças no domicílio como duas covariáveis independentes, ainda que os coeficientes puros destes agrupamentos etários não tenham sido estatisticamente distintos (diferentemente dos termos interativos “criança0-5*salário de reserva” e “criança0-5*gênero”, conforme os resultados descritos no Anexo 1).
15. O Anexo 2 apresenta as rendas potenciais (e erros-padrão) de homens e mulheres na média e em diferentes quantis da distribuição de acordo com especificações (modelos) graduais da equação de rendimentos.
16. Nos modelos usuais de regressão (MQO, quantílica ou logística), a inferência preditiva apresenta comparações entre unidades de análise (ex.: homens vs. mulheres), enquanto na inferência causal o que se busca são comparações entre os diferentes tratamentos (sexo) se fossem aplicados às mesmas unidades de análise. Em outras palavras, a inferência causal empregada no segundo estágio pode ser vista como um caso especial de análise preditiva na qual o objetivo é prever o que aconteceria com a renda sob diferentes opções de “tratamento” (se homem ou se mulher com atributos observáveis iguais) [Gelman, Hill, 2006, p.167].

17. Em análise preliminar, investigamos a hipótese do efeito diferencial específico do número de crianças sobre a renda mediana de homens e mulheres através de regressão quantílica (não causal). Nesta investigação prévia incluímos a interação sexo*número de filhos pequenos e constatamos que a associação (“efeito puro”) entre a renda horária, o número de crianças pequenas no domicílio e o sexo são estatisticamente significativos. O coeficiente da interação entre sexo e número de crianças, entretanto, não é. Tal evidência sugere que não há efeito diferencial do número de crianças pequenas para homens e mulheres.
18. Agradecemos a um dos pareceristas por levantar a hipótese de que o número de filhos poderia ter o seu “poder explicativo” reduzido na equação de rendimentos por já ter sido incluído na equação de participação laboral, definida no primeiro estágio. Testamos esta hipótese incluindo o número de crianças na equação de rendimentos antes de incluir a probabilidade de seleção como covariável, para evitar que tirasse o poder explicativo do número de crianças. Os rendimentos potenciais com e sem crianças, no entanto, foram praticamente os mesmos, reforçando assim a falta de significância estatística do número de filhos sobre os salários.
19. A relação entre taxas de fecundidade total (TFT) e inserção feminina no mercado de trabalho têm sido objeto de muita discussão na literatura demográfica e econômica. Em países da OCDE, esta associação tem mudado de negativa – países com maior participação têm menor TFT – para positiva durante os anos 1980 (Brehm, Engelhardt, 2015:692). Pampel (2001), Ahn e Mira (2002) e Kögel (2004) oferecem explicações teóricas e empíricas para descrever as mudanças nestas correlações transversais (*apud* Balbo, Billari, Mills, 2013). A endogeneidade da fecundidade em relação à participação no mercado de trabalho, entretanto, torna a obtenção de conclusões causais sobre essa relação, no mínimo, controversa. A transversalidade dos dados da PDS, por exemplo, não nos permite afirmar que o número de crianças no domicílio cause uma redução da participação feminina das mulheres pobres no mercado de trabalho, já que a causalidade poderia ser reversa (Hoem, Hoem, 1989). Sendo a fecundidade uma variável de escolha, ela também pode ser causada pela participação das mulheres no mercado de trabalho. Estudos econométricos sugerem que a direção causal ocorre de mudanças na fecundidade para mudanças na participação laboral feminina (Mishra, Nielsen, Smyth, 2010), mas a relação entre estas duas variáveis ainda é incerta. Investigações feitas no Brasil (Pazello, 2006; Souza, Rios-Neto, Queiroz, 2011) e dados da América Latina sugerem que a fecundidade reduz a inserção laboral (Cruces, Galiani, 2007), mas tal resultado não é consensual (Aguero, Marks, 2008).
20. Na discriminação social dá-se tratamento diferenciado a alguém por causa das expectativas que se tem em relação ao papel social que determinada pessoa deveria desempenhar. Na discriminação social as normas estão formadas e são internalizadas pelos agentes como inerentes e naturais ao processo. Já na discriminação estatística, não há expectativas formadas, e, por isso, os agentes baseiam-se em médias (reais ou imaginárias) dos grupos para inferir tais expectativas. Quando empregadores, por exemplo, decidem empregar um homem ao invés de uma mulher baseando-se no fato de os homens terem em média maiores salários (em parte por causa da discriminação social que faz com que eles sejam percebidos como mais produtivos) do que as mulheres, mesmo sabendo que eles têm currículos idênticos, há discriminação estatística. Na discriminação estatística não se assume qualquer tipo de aversão individual ou viés preferencial por determinada raça ou gênero por parte do empregador. Estes dois tipos

de discriminação, no entanto, fazem parte do mesmo ciclo, já que se retroalimentam. Os indivíduos do grupo discriminado podem ser desencorajados a aumentarem o seu desempenho justamente por serem estatisticamente discriminados. A discriminação, em si mesma, seria assim um incentivo à não obtenção de habilidades individuais, pelo menos enquanto a média do grupo não discriminado for maior que a do grupo discriminado.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- AGUERO, Jorge; MARKS, Mindy. (2008), "Motherhood and female labor force participation. Evidence from fertility shocks". *American Economic Review Papers and Proceedings*, v.98, n.2, p.500-504.
- AHN, Namkee; MIRA, Pedro. (2002), "A note on the changing relationship between fertility and female employment rates in developed countries". *Journal of Population Economics*, v.15, p.667-682.
- ALVES, José Eustáquio. (2016), "Ocupação e nível educacional: o desperdício do bônus demográfico feminino". *Portal EcoDebate*. Disponível em: <https://www.ecodebate.com.br/2016/03/04/ocupacao-e-nivel-educacional-o-desperdicio-do-bonus-demografico-feminino-artigo-de-jose-eustaquio-diniz-alves/>. ISSN 2446-9394. Acessado em 4 março 2016.
- ANDERSON, Deborah; BINDER, Melissa; KRAUSE, Kate. (2003), "The motherhood wage penalty revisited: experience, heterogeneity, work effort and work-schedule flexibility". *Industrial and Labor Relations Review*, v.56, p.273-294.
- ANKER, Richard. (1997), "Theories of occupational segregation by sex: an overview". *International Labour Review*, v.136, n.3, p.315-339.
- ARIAS, Omar; YAMADA, Gustavo; TEJERINA, Luis. (2004), "Education, family background and racial earnings inequality in Brazil". *International Journal of Manpower*, v.25, n.3/4, p.355-374.
- BALBO, Nicoletta; BILLARI, Francesco; MILLS, Melinda. (2013), "Fertility in advanced societies: a review of research". *European Journal of Population*, v.29, n.1, p.1-38.
- BECKER, Gary. (1981), *A treatise on the family*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- BERGER, Joseph; COHEN, Bernard; ZELDITCH, Morris. (1966), "Status Characteristics and expectation states". In: BERGER, Joseph; ZELDITCH, Morris; ANDERSON, Bo. (Ed.) *Sociological theories in progress*. New York: Houghton Mifflin. p.29-46.
- _____. (1972), "Status characteristics and social interaction". *American Sociological Review*, v.37, p.241-255.
- BERGER, Joseph et al. (1977), *Status characteristics and social interaction*. New York: Elsevier.
- BERTRAND, Marianne; MULLAINATHAN, Sendhil. (2004), "Are Emily and Greg more employable than Latisa and Jamil? A field experiment on labor market discrimination". *American Economic Review*, v.94, p.991-1013.
- BLAIR-LOY, Mary. (2003), *Competing devotions: career and family among women executives*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- BREHM, Uta; ENGELHARDT, Henriette. (2015), "On the age-specific correlation between fertility and female employment: heterogeneity over space and time in OECD countries". *Demographic Research*, v.32, n.23, p.691-722.
- BUCHINSKY, Moshe. (1998), "The dynamics of changes in the female wage distribution in the USA: A quantile regression approach". *Journal of Applied Econometrics*, v.13, n.1, p.1-30.

- _____. (2001), "Quantile regression with sample selection: estimating women's return to education in the US". *Empirical Economics*, v.26, n.1, p.87-113.
- BUCHMANN, Claudia; DIPRETE, Thomas. (2006), "The growing female advantage in college completion: the role of family background and academic achievement". *American Sociological Review*, v. 71, n. 4, p.515-541.
- BUDIG, Michelle. (2003), "Are women's employment and fertility histories interdependent? An examination of causal order using event history analysis". *Social Science Research*, v.32, n.3, p.376-401.
- BUDIG, Michelle; ENGLAND, Paula. (2001), "The wage penalty for motherhood". *American Sociological Review*, v.66, n.2, p.204-225.
- BUDIG, Michelle; HODGES, Melissa. (2010), "Differences and disadvantage: Variation in the motherhood penalty across white women's earnings distribution". *American Sociological Review*, v.75, n.5, p.705-728.
- _____. (2014), "Statistical models and empirical evidence for differences in the motherhood penalty across the earnings distribution". *American Sociological Review*, v.79, n.2, p.358-364.
- BRUSCHINI, Cristina. (1994), "O trabalho da mulher brasileira nas décadas recentes". *Estudos Feministas*, p.179-199.
- CADE, Brian; NOON, Barry. (2003), "A gentle introduction to quantile regression for ecologists". *Frontiers in Ecology and the Environment*, v.1, n.8, p.412-420.
- CATTANEO, Matias. (2010), "Efficient semiparametric estimation of multi-valued treatment effects under ignorability". *Journal of Econometrics*, v.155, p.138-154.
- CATTANEO, Matias; DRUKKER, David; HOLLAND, Ashley. (2013), "Estimation of multivalued treatment effects under conditional independence". *Stata Journal*, v.13, n.3, p.407-450.
- COELHO, Danilo; SOARES, Fabio; VESZTEG, Róbert. (2010), "Regressão quantílica com correção para a seletividade amostral: estimativa dos retornos educacionais e diferenciais raciais na distribuição de salários das mulheres no Brasil". *Texto para discussão n.1.483*. Brasília: Ipea.
- COOKE, Lynn Prince. (2014), "Gendered parenthood penalties and premiums across the earnings distribution in Australia, the United Kingdom, and the United States". *European Sociological Review*, v.30, n.3, p.360-372.
- CORRELL, Shelley; BENARD, Stephen; PAIK, In. (2007), "Getting a job: Is there a motherhood penalty?" *American Journal of Sociology*, v.112, n.5, p.1297-1338.
- CRUCES, Guillermo; GALIANI, Sebastian. (2007), "Fertility and female labor supply in Latin America: new causal evidence". *Labor Economics*, v.14, n.3, p.565-573.
- CUDDY, Amy J.; FISKE, Susan; GLICK, Peter. (2004), "When professionals become mothers, warmth doesn't cut the ice." *Journal of Social Issues*, v.60, p.701-718.
- DEGRAFF, Debora; ANKER Richard. (2004), "Gênero, mercados de trabalho e o trabalho das mulheres". In: PINNELLI, Antonella. (Org.). *Gênero nos estudos de população*. Campinas: Abep.

Diferenciais de participação laboral e rendimento por gênero e classes de renda

- DIPRETE, Thomas; BUCHMANN, Claudia. (2006), "Gender-specific trends in the values of education and the emerging gender gap in college completion". *Demography*, v.43, n.1, p.1-24.
- ENGLAND, Paula. (1992), *Comparable worth: theories and evidence*. New York: Aldine de Gruyter.
- _____. (1999), "The case for comparable worth". *The Quarterly Review of Economics and Finance*, v.39, p.743-755.
- _____. (2005), "Gender inequality in labor markets: the role of motherhood and segregation". *Social Politics: International Studies in Gender, State and Society*, v.12, n.2, p.264-288.
- FIELLER, Edgar. (1940), "The biological standardization of insulin". *Supplement to the Journal of the Royal Statistical Society*, v.7, n.1, p.1-64.
- GELMAN, Andrew; HILL; Jennifer. (2006), *Data analysis using regression and multilevel/hierarchical models*. Cambridge: Cambridge University Press.
- GERBER, Alan; GREEN, Donald. (2012), *Field experiments: design, analysis, and interpretation*. New York: W. W. Norton & Company.
- GIDDENS, Anthony. (2004), *Sociologia*. Lisboa: Fundação Calouste Gulbenkian.
- GOLDIN, Claudia; KATZ, Lawrence. (2008), "Transitions: career and family life cycles of the educational elite". *American Economic Review: papers and proceedings*, v.98, n.2, p.363-369.
- GUIGINSKI, Janaína Teodoro. (2015), Mercado de trabalho e relações de gênero – associação entre a presença de filhos e as condições de acesso ao trabalho das mulheres. Dissertação de Mestrado em Demografia, Belo Horizonte, UFMG.
- GUPTA, Sanjiv. (2006), "Her money, her time: women's earnings and their housework hours". *Social Science Research*, v.35, p.975-999.
- HARKNESS, Susan; WALDFOGEL, Jane. (2003), "The family gap in pay: evidence from seven industrialized countries". *Research in Labor Economics*, v.22, p.369-414.
- HECKMAN, James. (1979). "Sample selection bias as a specification error". *Econometrica*, v.47, n.1, p.153-161.
- HIRATA, Helena. (2014), "Gênero, classe e raça: interseccionalidade e consubstancialidade das relações sociais". *Tempo Social: revista de sociologia da USP*, v.26, n.1, p.61-73.
- HIRATA, Helena; KERGOAT, Daniele. (2003), "A divisão sexual do trabalho revisitada". In: MARUANI, Margaret, HIRATA, Helena. (Org.), *As novas fronteiras da desigualdade: homens e mulheres no mercado de trabalho*. São Paulo: Senac.
- HOEM, Britta; HOEM, Jan. (1989), "The impact of women's employment on second and third births in modern Sweden". *Population Studies*, v.43, n.1, p.47-67.
- HOFFMANN, Rodolfo; LEONE, Eugênia. (2004), "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.
- IBGE. (2018), "Pnad Contínua 2017: realização de afazeres domésticos e cuidados de pessoas cresce entre os homens, mas mulheres ainda dedicam quase o dobro do tempo", Agência de notícia. Disponível em: <https://agenciadenoticias.ibge.gov.br/>

- agencianoticias/2013-agencia-de-noticias/releases/20911-pnad-continua-2017-realizacao-deafazer-domesticos-e-cuidados-de-pessoas-cresce-entre-os-homens-mas-mulheresainda-dedicam-quase-o-dobro-do-tempo.html. Acessado em 3 out. 2018.
- IMBENS, Guido; RUBIN, Donald. (2008), "Rubin causal model". In: DURLAUF, Steven; BLUME, Lawrence. (Eds.), *The New Palgrave Dictionary of Economics*. London: Palgrave Macmillan.
- JACOBS, Jerry; STEINBERG, Ronnie. (1990), "Compensating differentials and the male-female wage gap: evidence from the New York state comparable worth study." *Social Forces*, v.69, n.2, p.439-468.
- JESUS, Jordana Cristina. (2018), Trabalho doméstico não remunerado no Brasil: uma análise de produção, consumo e transferência. Tese de doutorado em Demografia, Belo Horizonte, UFMG.
- KERGOAT, Danièle. (1978), "Ouvriers = ouvrières? Propositions pour une articulation théorique de deux variables: sexe et classe sociale". *Critiques de l'Économie Politique*, v.5, p.65-97.
- _____. (2010), "Dinâmica e consubstancialidade das relações sociais". *Novos Estudos Cebrap*, v.86, p.93-103.
- KILLEWALD, Alexandra; BEARAK, Jonathan. (2014), "Is the motherhood penalty larger for low-wage women? A comment on quantile regression". *American Sociological Review*, v.79, n.2, p.350-357.
- KOENKER, Roger; BASSET, Gilbert. (1978), "Regression quantiles". *Econometrica*, v.46, p.33-50.
- KOENKER, Roger; HALLOCK, Kevin. (2001), "Quantile Regression". *Journal of Economic Perspectives*, v.15, n.4, p.143-156.
- KÖGEL, Tomas. (2004), "Did the association between fertility and female employment within OECD countries really change its sign?" *Journal of Population Economics*, v.17, n.1, p.45-65.
- MACHADO, José; MATA, José. (2005), "Counterfactual decomposition of changes in wage distributions using quantile regression". *Journal of Applied Econometrics*, v.20, n.4, p.445-465.
- MEDEIROS, Marcelo; PINHEIRO, Luana. (2018), "Desigualdades de gênero em tempo de trabalho pago e não pago no Brasil, 2013". *Revista Sociedade e Estado*, v.33, n.1, p.161-187.
- MERLUZZI, Jennifer J.; DOBREV, Stanislav. (2015), "Unequal on top: gender profiling and the income gap among high earner male and female professionals". *Social Science Research*, v.53, p.45-58.
- MISHRA, Vinod; NIELSEN, Ingrid; SMYTH, Russell. (2010), "On the relationship between female labour force participation and fertility in G7 countries: Evidence from panel cointegration and Granger causality". *Empirical Economics*, v.38, n.2, p.361-372.
- MISRA, Joya; BUDIG, Michelle; MOLLER, Stephanie. (2007), "Reconciliation policies and the effects of motherhood on employment, earnings and poverty". *Journal of Comparative Policy Analysis: Research and Practice*, v.9, n.2, p.135-155.

Diferenciais de participação laboral e rendimento por gênero e classes de renda

- MOHANTY, Madhu. (2005), "An alternative method of estimating the worker's reservation wages". *International Economic Journal*, v.19, p.501-522.
- MORGAN, Stephen.; WINSHIP, Christopher. (2007), *Counterfactuals and causal inference: Methods and principles for social research*. New York: Cambridge University Press.
- OLIAN, Judy; SCHWAB, Donald; HABERFELD, Yitchak. (1988), "The impact of applicant gender compared to qualifications on hiring recommendations: A meta-analysis of experimental studies". *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, v.41, p.180-195.
- PAMPEL, Fred. (2001), *The institutional context of population change*. Chicago: The University of Chicago Press.
- PAZELLO, Elaine Toldo. (2006), "A maternidade afeta o engajamento da mulher no mercado de trabalho? Um estudo utilizando o nascimento de gêmeos como um experimento natural". *Estudos Econômicos*, v.36, n.3, p.507-538.
- PAZELLO, Elaine Toldo; FERNANDES, Reynaldo. (2004), "A maternidade e a mulher no mercado de trabalho: diferença de comportamento entre mulheres que têm e mulheres que não têm filhos". *Anais do Encontro da Associação Nacional de Pós-Graduação em Economia*, n.31, p.1-19. João Pessoa: Anpec.
- PETERSEN, Trond; MORGAN, Laurie. (1995), "Separate and unequal: occupation-establishment sex segregation and the gender wage gap". *American Journal of Sociology*, v.101, p.329-365.
- POLACHEK, Solomon; SIEBERT, Stanley. (1994), "Gender in the labor market". In: GRUSKY, David. (Org.) *Social stratification: Class, race and gender in sociological perspective*. Bolder: Westview Press, p.583-589.
- RESKIN, Barbara. (1993), "Sex segregation in the workplace". *Annual Review of Sociology*, v.19, p.241-270.
- RIDGEWAY, Cecilia; CORRELL, Shelley. (2004), "Motherhood as a status characteristic". *Journal of Social Issues*, v.60, p.683-700.
- RUBIN, Donald. (1974), "Estimating causal effects of treatments in randomized and non-randomized studies". *Journal of Educational Psychology*, v.66, n.5, p.688-701.
- SAFFIOTI, Heleith. (1992), "Rearticulando gênero e classe social". In: COSTA, Albertina; BRUSCHINI, Cristina. (Org.) *Uma questão de gênero*. São Paulo: Rosa dos Tempos / FCC, p.183-215.
- SALATA, André Ricardo. (2015), "Quem é classe média no Brasil? Um estudo sobre identidades de classe". *Dados*, v.58, n.1, p.111-149.
- SCALON, Celi. (2002), "A desigualdade dentro da desigualdade dentro da desigualdade até perder de vista". *Insight*, n.19, p.112-117.
- _____. (1998), "Mapeando estratos: critérios para escolha de uma classificação". *Dados*, v.41, n.2, p.337-375.
- SOUZA-LOBO, Elisabeth. (2011), *A classe operária tem dois sexos: trabalho, dominação e resistência*. 1ª edição 1991. São Paulo: Editora da Fundação Perseu Abramo.

- SANTOS, José Alcides. (2008), "Classe social e desigualdade de gênero no Brasil". *Dados*, v.51, n.2, p.353-402.
- SOARES, Cristiane. (2008), "A distribuição do tempo dedicado aos afazeres domésticos entre homens e mulheres no âmbito da família". *Revista Gênero*, v.9, n.1, p. 9-29.
- SOUSA, Sofia *et al.* (2009), "Potentialities of quantile regression to predict ozone concentrations". *Environmetrics*, v.20, p.147-158
- SOUZA, Laetícia; RIOS-NETO, Eduardo; QUEIROZ, Bernardo. (2011), "A relação entre parturição e trabalho feminino no Brasil". *Revista Brasileira de Estudos de População*, v.28, n.1, p.57-79.
- SORJ, Bila; FONTES, Adriana; MACHADO, Danielle. (2007), "Políticas e práticas de conciliação entre família e trabalho no Brasil". *Cadernos de Pesquisa*, v.37, n.132, p.573-594.
- STEIN, Guilherme; SULZBACH, Vanessa; BARTELS, Mariana. (2015), *Relatório sobre o mercado de trabalho do Rio Grande do Sul – 2001-13*. Porto Alegre: FEE.
- TANNURI-PIANTO, Maria; PIANTO, Donald. (2002), "Informal employment in Brazil – A choice at the top and segmentation at the bottom: A quantile regression approach". *Anais do XXIV Encontro Brasileiro de Econometria*, v.2, p.1-20.
- TOMASKOVIC-DEVEY, Donald; SKAGGS, Sheryl. (2002), "Sex segregation, labor process organization, and gender earnings inequality". *American Journal of Sociology*, v.108, p.102-128.
- XIE, Yu. (2013), "Population heterogeneity and causal inference". *Proceedings of the National Academy of Sciences*, v.110, n.16, p.6262-6626.

APÊNDICE

Anexo 1
Razão de chances de estar trabalhando

Covariáveis	
1 se mulher	1,333*
Número de crianças no domicílio entre:	
6 e 18 anos	1,017
0 e 5 anos	1,089
Renda do restante do domicílio	1,009**
Número de anos de estudo	1,044***
Idade	1,203***
Idade ao quadrado	0,997***
Cor autodeclarada (ref. brancos):	
1 se preta	0,680***
1 se parda	0,881
Salário de reserva/ classe	
1 se classe média ($\geq p33$ e $< p66$)	1,670***
1 se classe alta ($\geq p66$)	1,884***
1 se domicílio tem empregada(o) doméstica(o)	1,513***
Interações:	
Mulher com crianças abaixo de 5 anos	0,653***
Mulher preta	1,544*
Mulher parda	0,833
Mulher de classe média	0,246***
Mulher de classe alta	0,259***
Classe média com crianças abaixo de 5 anos	1,251*
Classe alta com crianças abaixo de 5 anos	1,437*
Constante	0,112***
N	
	8.904
Pseudo-R2	0,270
Log-likelihood	-4.296
AIC	8.633

* $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da Pesquisa Dimensões Sociais das Desigualdades, 2008.

Anexo 2

Rendas potenciais para homens e mulheres, na média e em diferentes quantis da distribuição de renda (R\$/ hora)

	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3		Modelo 4	
	Gênero	(e. p.) ^a	+ Prob. Seleção	(e. p.) ^a	+ Crianças	(e. p.) ^a	+ Demais controles	(e. p.) ^a
Média								
homem	5,15	(0,12)	4,76	(0,12)	4,69	(0,11)	4,22	(0,13)
mulher	3,58	(0,09)	3,78	(0,10)	3,83	(0,10)	3,62	(0,11)
q5								
homem	1,25	(0,05)	1,15	(0,04)	1,15	(0,04)	1,11	(0,06)
mulher	0,78	(0,07)	0,81	(0,04)	0,83	(0,03)	0,74	(0,07)
q50								
homem	4,17	(0,07)	3,81	(0,11)	3,75	(0,10)	3,50	(0,11)
mulher	2,92	(0,07)	3,06	(0,10)	3,10	(0,11)	2,89	(0,09)
q95								
homem	50,00	(4,13)	50,00	(5,27)	49,29	(5,39)	31,25	(3,93)
mulher	33,33	(2,71)	33,33	(3,20)	33,33	(3,34)	33,33	(3,24)

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da Pesquisa Dimensões Sociais das Desigualdades, 2008.
 Nota: A especificação "Gênero" apresenta apenas o sexo como covariável. Os demais modelos causais incluem gradualmente, às suas especificações, as probabilidades de inserção no mercado de trabalho ("Prob. Seleção"); o número de crianças no domicílio ("+ Crianças"); idade, cor, região, anos de estudo e experiência, e o tipo de ocupação ("+Demais controles").

^a Erros-padrão calculados a partir do método bootstrap.

Anexo 3

Razões de rendimento horário entre homens e mulheres: na média e em diferentes quantis da distribuição de renda.

	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3		Modelo 4	
	Gênero	IC95%	+ Prob. Seleção	IC95%	+ Crianças	IC95%	+ Demais controles	IC95%
Média	1,44	1,345; 1,539	1,26	1,172; 1,353	1,23	1,143; 1,312	1,17	1,071; 1,269
q5	1,61	1,336; 1,971	1,41	1,264; 1,603	1,38	1,256; 1,529	1,50	1,223; 1,884
q50	1,43	1,349; 1,513	1,25	1,143; 1,357	1,21	1,110; 1,321	1,21	1,110; 1,321
q95	1,50	1,192; 1,887	1,50	1,125; 1,986	1,48	1,096; 1,981	0,94	0,673; 1,273

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da Pesquisa Dimensões Sociais das Desigualdades, 2008.
 Nota: Os intervalos de confiança são aproximados e assumem que a renda média dos homens é independente da média de renda das mulheres. Os valores computados seguem o método sugerido por Fieller (1940). Intervalos de confiança pressupõem distribuição gaussiana e foram gerados a partir da calculadora disponível em: <http://www.graphpad.com/quickcalcs/ErrorProp1.cfm>. Acessado em 22 jun. 2016.

RESUMO

Diferenciais de Participação Laboral e Rendimento por Gênero e Classes de Renda: Uma Investigação sobre o Ônus da Maternidade no Brasil

As desigualdades na distribuição de renda, assim como a influência do número de filhos sobre a participação de homens e mulheres no mercado de trabalho são assuntos pouco explorados no Brasil. Este artigo investiga o efeito da maternidade na probabilidade de a mulher estar ou não inserida no mercado de trabalho e mensura os diferenciais de rendimento entre homens e mulheres, por classes de renda, controlando-se pelo viés de seleção ocupacional, pelos diferenciais de capital humano e pelo número de crianças presentes no domicílio. Conclui-se que há severa penalidade materna para a inserção das mulheres pobres no mercado de trabalho, mas que a maternidade não é o principal fator que influencia o hiato sexual de rendimentos. Além disso, demonstra-se que a desigualdade de renda é favorável aos homens que se encontram nas classes baixa e média, mas não entre os mais ricos.

Palavras-chave: desigualdade de renda; penalidade materna; regressões quantílicas

ABSTRACT

Differences in Labour Force Participation and Wage Gaps by Gender and Income Classes: an Investigation of the Motherhood Penalty in Brazil Inequalities

Inequalities along the income distribution, as well as the influence of the number of children over men and women's labour force participation, are scarcely explored themes in Brazil. This article investigates the influence of children on women's labour force participation and quantifies the gender gap by income classes. Our estimates controls for selection biases into the labour force, and takes into account baseline differences in human capital and the number of children in the household. We conclude that there is a severe motherhood penalty for poor women's participation in the labour market, but maternity is not the main factor influencing the gender gap. We also conclude that income inequalities favor men in the lowest and middle classes, but not among the richest.

Keywords: income inequalities; motherhood penalty; quantile regressions

RÉSUMÉ

Les Différentiels de Participation de Travail et Revenus selon le Genre et les Classes de Revenus: une Étude sur le Fardeau de la Maternité au Brésil

Les inégalités au sein de la partage des revenus, autant que l'influence du nombre d'enfants sur la participation des hommes et des femmes au marché de travail sont des sujets encore méconnus au Brésil. Cet article étudie l'effet de la maternité sur la probabilité des femmes d'être ou de ne pas être insérée au marché de travail, et mesure les écarts de revenus entre hommes et femmes, par les classes de revenu, selon l'égard de la sélection professionnelle, par des différentiels de capital humain, et par le nombre d'enfants présents à la maison. On a conclu que l'inclusion des femmes pauvres dans le marché de travail est très pénalisée pour les mères, mais que la maternité n'est pas le principal facteur qui influe à l'écart sexuel des revenus. En outre, on a démontré que l'inégalité des revenus est favorable aux hommes des classes inférieures et moyennes, mais pas aux plus riches.

Mots-clés: inégalité de revenu; pénalité maternelle; régressions quantiles

RESUMEN

Diferencias en la participación laboral e ingresos por género y tipos de renta: una investigación sobre el costo de la maternidad en Brasil

Las desigualdades a lo largo de la distribución de renta, así como la influencia del número de hijos sobre la participación de hombres y mujeres en el mercado laboral son asuntos poco explorados en Brasil. Este artículo investiga el efecto de la maternidad en la probabilidad de que la mujer esté o no incorporada al mercado laboral y mensura las diferencias de ingreso entre hombres y mujeres, por tipos de renta, controlado a partir de la selección ocupacional, las diferencias en el capital humano y el número de niños presentes en el domicilio. Se concluye que hay una severa penalidad materna para la inserción de las mujeres pobres en el mercado de trabajo, pero que la maternidad no es el principal factor que influye en la diferencia sexual de los ingresos. Además, se demuestra que la desigualdad en la renta es favorable a los hombres que se encuentran en las clases baja y media, pero no para los más ricos.

Palabras clave: desigualdad de renta; penalidad materna; regresiones cuantílicas