

UNIVERSIDADE FEDERAL DE MINAS GERAIS
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
CENTRO DE DESENVOLVIMENTO E PLANEJAMENTO REGIONAL
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM DEMOGRAFIA

IRACY SILVA PIMENTA

**A PENALIDADE DA MATERNIDADE NO MERCADO DE TRABALHO
BRASILEIRO: UMA ANÁLISE DOS EFEITOS DE IDADE, PERÍODO E
COORTE E DOS DIFERENCIAIS SOCIOECONÔMICOS ENTRE
MULHERES COM E SEM FILHOS**

Belo Horizonte
2022

Iracy Silva Pimenta

**A PENALIDADE DA MATERNIDADE NO MERCADO DE TRABALHO
BRASILEIRO: UMA ANÁLISE DOS EFEITOS DE IDADE, PERÍODO E
COORTE E DOS DIFERENCIAIS SOCIOECONÔMICOS ENTRE
MULHERES COM E SEM FILHOS**

Tese apresentada ao curso de doutorado em Demografia do Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Minas Gerais, como requisito parcial à obtenção do Título de Doutora em Demografia.

Orientadora: Prof.^a Dr.^a Simone Wajnman

Coorientador: Prof. Dr. Gilvan Ramalho Guedes

Belo Horizonte
2022

Ficha Catalográfica

P644p
2022

Pimenta, Iracy Silva.
A penalidade da maternidade no mercado de trabalho brasileiro [manuscrito] : uma análise dos efeitos de idade, período e coorte e dos diferenciais socioeconômicos entre mulheres com e sem filhos / Iracy Silva Pimenta. – 2022.
184 f. : il. e tabs.

Orientadora: Simone Wajnman.
Coorientador: Gilvan Ramalho Guedes.
Tese (doutorado) - Universidade Federal de Minas Gerais, Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional.
Inclui bibliografia (f. 130-142) e apêndices.

1. Mercado de trabalho – Brasil – Teses. 2. Mães trabalhadoras – Teses. 3. Mulheres – Emprego – Teses. I. Wajnman, Simone. II. Guedes, Gilvan Ramalho. III. Universidade Federal de Minas Gerais. Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional. IV. Título.

CDD: 331.120981

Elaborado por Leonardo Vasconcelos Renault CRB-6/2211
Biblioteca da FACE/UFMG. – LVR/027/2023



UNIVERSIDADE FEDERAL DE MINAS GERAIS
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
CENTRO DE DESENVOLVIMENTO E PLANEJAMENTO REGIONAL
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM DEMOGRAFIA

ATA DE DEFESA DE TESE DE **IRACY SILVA PIMENTA** Nº. REGISTRO 2017653114.

Às quatorze horas do dia vinte e cinco do mês de março de dois mil e vinte e dois, reuniu-se, **por videoconferência**, a Comissão Examinadora de TESE, indicada “*ad referendum*” pelo Colegiado do Curso em 04/03/2022, para julgar, em exame final, o trabalho final intitulado “**A penalidade da maternidade no mercado de trabalho brasileiro: uma análise dos efeitos de idade, período e coorte e dos diferenciais socioeconômicos entre mulheres com e sem filhos**”, requisito final para a obtenção do Grau de *Doutor em Demografia*, área de concentração em Demografia. Abrindo a sessão, a Presidente da Comissão, Profa. Simone Wajnman, após dar a conhecer aos presentes o teor das Normas Regulamentares do Trabalho Final, passou a palavra à candidata, para apresentação de seu trabalho. Seguiu-se a arguição pelos examinadores, com a respectiva defesa da candidata. Logo após, a Comissão composta pelos professores: Simone Wajnman, Gilvan Ramalho Guedes, Luciana Soares Luz do Amaral, Ana Maria Hermeto Camilo de Oliveira, Danielle Carusi Machado e Ana Luiza Neves de Holanda Barbosa se reuniu, sem a presença da candidata e do público, para julgamento e expedição do resultado final. A Comissão **APROVOU** a candidata por unanimidade. O resultado final foi comunicado publicamente à candidata pela Presidente da Comissão. Nada mais havendo a tratar a Presidente encerrou a reunião e lavrou a presente ATA, que será assinada por todos os membros participantes da Comissão Examinadora. Belo Horizonte, 25 de março de 2022.

Profa. Simone Wajnman (Orientadora) (CEDEPLAR/FACE/UFMG)

Prof. Gilvan Ramalho Guedes (Coorientador) (CEDEPLAR/FACE/UFMG)

Profa. Luciana Soares Luz do Amaral (CEDEPLAR/FACE/UFMG)

Profa. Ana Maria Hermeto Camilo de Oliveira (CEDEPLAR/FACE/UFMG)

Profa. Danielle Carusi Machado (Universidade Federal Fluminense)

Profa. Ana Luiza Neves de Holanda Barbosa (Instituto de Política Econômica Aplicada)

PROFA. LAURA LÍDIA RODRÍGUEZ WONG
Coordenadora do Programa de Pós-Graduação em Demografia



Documento assinado eletronicamente por **Ana Maria Hermeto Camilo de Oliveira, Professora do Magistério Superior**, em 29/03/2022, às 10:35, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 5º do [Decreto nº 10.543, de 13 de novembro de 2020](#).



Documento assinado eletronicamente por **Danielle Carusi Machado, Usuária Externa**, em 29/03/2022, às 11:17, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 5º do



[Decreto nº 10.543, de 13 de novembro de 2020.](#)



Documento assinado eletronicamente por **Simone Wajnman, Professora do Magistério Superior**, em 31/03/2022, às 10:02, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 5º do [Decreto nº 10.543, de 13 de novembro de 2020.](#)



Documento assinado eletronicamente por **Gilvan Ramalho Guedes, Subcoordenador(a)**, em 05/04/2022, às 15:58, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 5º do [Decreto nº 10.543, de 13 de novembro de 2020.](#)



Documento assinado eletronicamente por **Luciana Soares Luz do Amaral, Professora do Magistério Superior**, em 11/04/2022, às 15:36, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 5º do [Decreto nº 10.543, de 13 de novembro de 2020.](#)



Documento assinado eletronicamente por **Laura Lidia Rodriguez Wong, Coordenador(a) de curso de pós-graduação**, em 13/04/2022, às 11:49, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 5º do [Decreto nº 10.543, de 13 de novembro de 2020.](#)

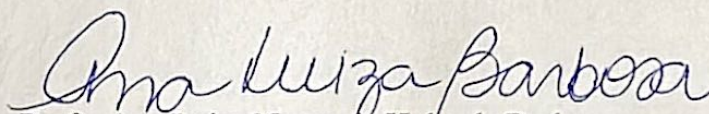


A autenticidade deste documento pode ser conferida no site https://sei.ufmg.br/sei/controlador_externo.php?acao=documento_conferir&id_orgao_acesso_externo=0, informando o código verificador **1322665** e o código CRC **790FE246**.

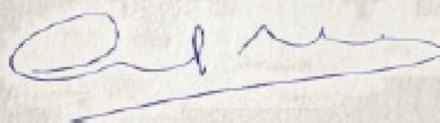
UNIVERSIDADE FEDERAL DE MINAS GERAIS
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
CENTRO DE DESENVOLVIMENTO E PLANEJAMENTO REGIONAL
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM DEMOGRAFIA

ATA DE DEFESA DE TESE DE IRACY SILVA PIMENTA Nº. REGISTRO 2017653114.

Às quatorze horas do dia vinte e cinco do mês de março de dois mil e vinte e dois, reuniu-se, **por videoconferência**, a Comissão Examinadora de TESE, indicada “*ad referendum*” pelo Colegiado do Curso em 04/03/2022, para julgar, em exame final, o trabalho final intitulado “**A penalidade da maternidade no mercado de trabalho brasileiro: uma análise dos efeitos de idade, período e coorte e dos diferenciais socioeconômicos entre mulheres com e sem filhos**”, requisito final para a obtenção do Grau de *Doutor em Demografia*, área de concentração em Demografia. Abrindo a sessão, a Presidente da Comissão, Profa. Simone Wajnman, após dar a conhecer aos presentes o teor das Normas Regulamentares do Trabalho Final, passou a palavra à candidata, para apresentação de seu trabalho. Seguiu-se a arguição pelos examinadores, com a respectiva defesa da candidata. Logo após, a Comissão composta pelos professores: Simone Wajnman, Gilvan Ramalho Guedes, Luciana Soares Luz do Amaral, Ana Maria Hermeto Camilo de Oliveira, Danielle Carusi Machado e Ana Luiza Neves de Holanda Barbosa se reuniu, sem a presença da candidata e do público, para julgamento e expedição do resultado final. A Comissão **APROVOU** a candidata por unanimidade. O resultado final foi comunicado publicamente à candidata pela Presidente da Comissão. Nada mais havendo a tratar a Presidente encerrou a reunião e lavrou a presente ATA, que será assinada por todos os membros participantes da Comissão Examinadora. Belo Horizonte, 25 de março de 2022.



Profª. Ana Luiza Neves de Holanda Barbosa
(Instituto de Política Econômica Aplicada)



Profª. Laura Lída Rodríguez Wong
Coordenadora do Programa de Pós-Graduação em Demografia

Dedico esta tese à minha mãe, que enfrentou as penalidades do trabalho e da vida para me criar com amor e dedicação, tornando possível meu caminho até aqui.

AGRADECIMENTOS

Estou imensamente feliz em escrever estes agradecimentos, pois, se cheguei até aqui, significa que (ufa!!!) consegui finalizar o trabalho. Não foi fácil. Nunca é, na verdade. Todos que enfrentam essa jornada acadêmica chamada “doutorado” se deparam com percalços de diversos tipos. No meu caso, além das dificuldades próprias da natureza do curso, tive que lidar com aquelas que estavam dentro de mim mesma.

Por mais que eu tenha um grande apreço pelo meu tema de pesquisa, a relação com a tese foi, em muitas ocasiões, conturbada. Os desafios que apareciam no caminho me geravam ansiedade, e quando algo te ocasiona ansiedade, você não quer lidar com aquilo, porque se sente mal. Aí você deixa a questão de lado para lidar com ela em um momento em que estiver melhor, mas daí surge a culpa, porque o tempo corre contra você. E aí vem mais ansiedade. E mais culpa. O tempo passou e você não desenvolveu o que precisava. Romper esse ciclo só foi possível graças às pessoas que estiveram ao meu lado e não soltaram minha mão. Para elas vão meus agradecimentos.

Agradeço à minha mãe Conceição. Minha referência de mulher guerreira e batalhadora. Quaisquer palavras que eu escrever aqui sobre tudo que ela fez e faz por mim serão insuficientes. Quando me desesperei, ela deu afago e me acalmou; quando caí, ela me reergueu; quando triunfei, ela me exaltou. Sei que todos os dias estou nas orações dela. Mãe, a senhora é minha rainha e melhor amiga. Serei eternamente grata por tudo.

Ao meu pai, Jovercino. Ele falava que queria me ver doutora e trabalhando no governo. No meio do caminho infelizmente se foi, mas acredito que de algum lugar esteja acompanhando, feliz, a concretização destes dois anseios, já que estou me tornando doutora e trabalhando na Secretaria do Estado de Saúde de Minas Gerais (SES-MG). Obrigada por todo seu amor, pai. Sinto muita falta do senhor me chamando de “pingo de ouro”, ou “pingo d’água na folha de inhame”. Saiba, de onde estiver, que seu orgulho por mim é recíproco.

Ao Kleber, meu namorado, amigo e companheiro de aventuras. A distância física que muitas vezes esteve entre nós não foi empecilho para que de alguma forma estivesse

próximo a mim, transmitindo amor, força e incentivo. Se estou entregando a tese hoje é porque ele literalmente ficou ao meu lado, ajudando na escrita do texto, discussão de ideias e revisão do trabalho. Isso sem contar com todo o apoio nos momentos difíceis. Obrigada por acreditar em meu potencial. Eu também acredito no seu! Agradeço também por me presentear com uma família paulistana/nordestina, que me proporcionou conhecer mulheres fortes como minha sogra, Severina.

Aos meus amigos. No âmbito do Cedeplar, agradeço aos colegas da coorte 2017 e do gabinete 2091, que tornaram a caminhada mais agradável. Não poderia deixar de destacar uma amizade em especial, a Sarah. Meus êxitos na vida acadêmica e profissional contaram com a ajuda dela, desde a aprovação no processo seletivo para o doutorado, para o qual estudamos juntas, até o trabalho que hoje exerço na SES. Isso sem contar as atividades acadêmicas, os artigos e a própria tese. Ela sempre esteve ao meu lado, junto de seu marido, o Carlos, que também se tornou um amigo. Vocês são pessoas iluminadas! De fora do Cedeplar, agradeço às minhas amigas e irmãs Ana, Ingrid e Marina. Minha vida com elas é mais leve e colorida, como uma salada de frutas (coisa interna nossa, hehe)!

À minha orientadora, Simone, que, além compartilhar seu vasto conhecimento na área de mercado de trabalho e gênero, por muitas vezes foi além de seu papel de orientadora. A Simone tem um jeito “mãezona”, que ouve, consola, aconselha e, quando necessário, dá uns puxões de orelha também. Tudo isso foi importante para que eu me transformasse na pesquisadora que sou hoje.

Ao meu coorientador, Gilvan. Na aviação, a denominação correta para copiloto é a de primeiro oficial, pois o prefixo “co-” transmite a ideia equivocada de uma atuação secundária dentro da cabine de comando. De forma análoga, o papel do Gilvan nesta tese merece uma denominação mais adequada, pois sua participação foi de suma importância para o desenvolvimento do trabalho.

A todo o corpo docente do Cedeplar, pelos ensinamentos transmitidos. O tanto que aprendi ao longo destes anos é algo que não pode ser mensurado. Em especial, agradeço ao professor José Alberto. O Zé tinha o dom de dar aulas incríveis com pouquíssimos recursos. Ele simplesmente chegava, puxava uma cadeira e começava a contar uma história. Quando você se dava conta, já estava entendendo o que era o

P/F de Brass. Também não posso deixar de mencionar o carinho do Zé com os alunos quando íamos até sua sala tirar alguma dúvida, ou pelos corredores da FACE. Saudades!

Às três fundações pelas quais passei no período em que estive no doutorado: Fundação João Pinheiro, Instituto René Rachou / FIOCRUZ Minas e Fundação São Francisco Xavier. Em todas tive a oportunidade de adquirir e diversificar conhecimentos. Além disso, em todas encontrei compreensão quando precisei me ausentar por motivos pessoais ou pelo doutorado.

Por fim, agradeço à Capes pelo suporte financeiro. Poder contar com este auxílio foi um verdadeiro privilégio, principalmente diante do delicado momento pelo qual passa a ciência brasileira. Viva a pesquisa!!!

RESUMO

O objetivo desta tese é analisar, em uma perspectiva comparativa, mulheres com e sem filhos no mercado de trabalho brasileiro. Especificamente, o trabalho se propõe a i) investigar os efeitos de idade, período e coorte sobre o rendimento/hora e a taxa de participação de mães e não mães; ii) decompor o diferencial do rendimento médio de ambos os grupos, a fim de separar a parcela explicada pelas características produtivas daquela não explicada pelos atributos; iii) realizar este mesmo exercício de decomposição para quantis da distribuição salarial. A base de dados utilizada em todo o trabalho foi a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD). A fim de cumprir o primeiro objetivo, foram estimados modelos Idade-Período-Coorte (IPC) para mulheres com idade entre 25 e 48 anos, utilizando-se as pesquisas de 1992 a 2015. Para os outros dois objetivos, aplicou-se os modelos de Oaxaca-Blinder e de Firpo, Fortin e Lemieux (2009, 2018) para a decomposição do hiato salarial entre mães e não mães com idades entre 25 e 34 anos e entre 35 e 44 anos no ano de 2015. No que tange o primeiro objetivo, a análise descritiva dos padrões de idade, período e coorte revelou a existência de uma penalidade da maternidade ao longo de todo o intervalo etário analisado. Contudo, as diferenças entre mães e não mães foram atenuadas em idades mais avançadas, devido a uma melhora dos indicadores das mães, e por um efeito de seletividade ocasionado pela migração de mulheres sem filhos para o grupo com filhos, de modo que o primeiro se torna menor e com características cada vez mais específicas. Os resultados dos modelos IPC mostraram maior importância dos efeitos de idade e de período sobre o rendimento/hora e a taxa de participação de mulheres com e sem filhos, embora outras combinações das três dimensões tenham se mostrado relevantes, como idade e coorte, para a taxa de participação e período e coorte, para o rendimento/hora. A respeito dos modelos de decomposição para o rendimento médio e quantis, os resultados indicaram que os atributos de mães e não mães explicam a maior parte do diferencial de rendimentos entre os dois grupos. Os diferenciais de escolaridade, horas dedicadas aos afazeres domésticos e posição na ocupação constituíram as principais contribuições das características, enquanto a idade e a presença de cônjuge no domicílio exerceram efeito atenuante. Para as decomposições quantílicas, constatou-se maior penalidade da maternidade no topo da distribuição, que se justifica pelo elevado custo de oportunidade para as mulheres de alta renda, juntamente com a rigidez salarial na

porção inferior da distribuição, acarretada pelo salário mínimo. A respeito da perspectiva etária, observou-se uma ligeira redução do diferencial de rendimentos entre mães e não mães no grupo de idade mais velho comparativamente ao mais jovem. Conclui-se, a partir dos resultados, que estudos adicionais sobre o fenômeno de *childlessness* no Brasil são necessários a fim de melhor compreender o perfil das mulheres sem filhos. Além disso, ressalta-se a necessidade do compartilhamento das tarefas de cuidado para que as mães tenham condições de investir na aquisição de capital humano, inclusive com a participação do setor público, a partir de políticas como a maior provisão de serviços de creche.

Palavras-chave: mercado de trabalho, maternidade e gênero, modelo IPC, modelos de decomposição.

ABSTRACT

The objective of this thesis is to analyze, in a comparative perspective, women with and without children in the Brazilian labor market. Specifically, the work aims to i) investigate age, period and cohort effects on hourly wages and labor participation rate of mothers and non-mothers; ii) decompose the average hourly wages gap of both groups, in order to separate the portion explained by productive characteristics from that not explained by attributes; iii) carry out this same decomposition exercise for quantiles of wages distribution. The database used throughout the work was the National Household Sample Survey (PNAD). In order to fulfill the first objective, Age-Period-Cohort (APC) models were estimated for women aged between 25 and 48 years old, using data from 1992 to 2015. For the other two objectives, it was applied Oaxaca-Blinder and Firpo, Fortin and Lemieux (2009, 2018) models for the decomposition of the wage gap between mothers and non-mothers aged between 25 and 34 years old and between 35 and 44 years old in 2015. Regarding the first objective, the descriptive analysis of age, period and cohort patterns revealed the existence of a motherhood penalty throughout the analyzed age range. However, differences between mothers and non-mothers were attenuated at more advanced ages, due to an improvement in the indicators of mothers, and due to a selectivity effect caused by the migration of women without children to the group with children, in such way that the former group becomes smaller and with specific characteristics. The results of the APC models showed greater importance of age and period effects on hourly wages and labor participation rate of women with and without children, although other combinations of the three dimensions have been found to be relevant, such as age and cohort for labor participation rate, and period and cohort for hourly wages. Regarding the decomposition models for the average wages and quantiles, the results indicated that the attributes of mothers and non-mothers explain most of the income differential between the two groups. Differentials in schooling, weekly hours devoted to household chores and position in occupation constituted the main contributions of the characteristics, while age and the presence of a spouse in household exerted a mitigating effect. For the quantile decompositions, it was observed a greater motherhood penalty at the top of the distribution, which is justified by the higher opportunity cost for high-income women, and the wage rigidity in the lower portion of distribution caused by the minimum wage. In relation to the age perspective, there was

a slight reduction in the wage gap between mothers and non-mothers in the oldest age group compared to the youngest. Based on the results, it is concluded that additional studies on childlessness phenomenon in Brazil are necessary in order to better understand the profile of childless women. In addition, it is highlighted the need to share care tasks, so mothers can invest in human capital acquisition, with the participation of public sector, applying policies such as the greater provision of day care services.

Keywords: labor market, motherhood and gender, APC model, decomposition models.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1. Composição da amostra para o rendimento/hora e a taxa de participação de mães e não mães com idade entre 25 e 48 anos – Brasil, 1992 a 2015.....	69
Figura 2. Rendimento/hora de mães, não mães e razão entre ambas ao longo dos grupos etários, por períodos e coortes de mulheres entre 25 e 48 anos de idade – Brasil, 1992 a 2015	71
Figura 3. Taxas de Participação de mães, não mães e razão entre ambas ao longo dos grupos etários, por períodos e coortes de mulheres entre 25 e 48 anos de idade – Brasil, 1992 a 2015	72
Figura 4. Horas trabalhadas por semana por mães, não mães e razão entre ambas ao longo dos grupos etários, por períodos e coortes de mulheres entre 25 e 48 anos de idade – Brasil, 1992 a 2015.....	74
Figura 5. Taxa de Informalidade de mães, não mães e razão entre ambas ao longo dos grupos etários, por períodos e coortes de mulheres entre 25 e 48 anos de idade – Brasil, 1992 a 2015	75
Figura 6. Anos médios de estudo de mães, não mães e razão entre ambas ao longo dos grupos etários, por períodos e coortes de mulheres entre 25 e 48 anos de idade – Brasil, 1992 a 2015.....	77
Figura 7. Proporção da presença de cônjuge no domicílio para mães, não mães e razão entre ambas ao longo dos grupos etários, por períodos e coortes de mulheres entre 25 e 48 anos de idade – Brasil, 1992 a 2015	78
Figura 8. Resultados dos modelos IP para o rendimento/hora de mães e não mães com idade entre 25 e 48 anos – Brasil, 1992 a 2015	84
Figura 9. Resultados dos modelos PC para o rendimento/hora de mães e não mães com idade entre 25 e 48 anos – Brasil, 1992 a 2015	86
Figura 10. Resultados dos modelos IP para a taxa de participação de mães e não mães com idade entre 25 e 48 anos – Brasil, 1992 a 2015.....	88
Figura 11. Resultados dos modelos IC para a taxa de participação de mães e não mães com idade entre 25 e 48 anos – Brasil, 1992 a 2015.....	89
Figura 12. Composição da amostra de mães e não mães com idade entre 25 e 34 anos e entre 35 e 44 anos ao longo da distribuição de salários – Brasil, 2015.....	92
Figura 13. Razão do rendimento/hora de mães e não mães ao longo da distribuição de salários, por grupo etário – Brasil, 2015	99
Figura 14. Razão do rendimento/hora de mães e não mães ao longo da distribuição de salários, por grupo etário, segundo variáveis de interesse – Brasil, 2015.....	100
Figura 15. Coeficientes da variável explicativa “tem filho” das regressões RIF para os quantis do rendimento/hora de mulheres com idade entre 25 e 34 anos e entre 35 e 44 anos, com e sem ponderação – Brasil, 2015	106
Figura 16. Decomposição dos quantis do rendimento/hora de mães e não mães com idade entre 25 e 34 anos e entre 35 e 44 anos – Brasil, 2015.....	115
Figura 17. Componentes do efeito de composição e de estrutura salarial da decomposição com ponderação dos quantis do rendimento/hora de mães e não mães com idade entre 25 e 34 anos e entre 35 e 44 anos – Brasil, 2015	116
Figura 18. Efeito de composição detalhado pelas variáveis da decomposição dos quantis do rendimento/hora de mães e não mães com idade entre 25 e 34 anos e entre 35 e 44 anos – Brasil, 2015.....	119

Figura 19. Efeito de estrutura salarial detalhado pelas variáveis da decomposição dos quantis do rendimento/hora de mães e não mães com idade entre 25 e 34 anos e entre 35 e 44 anos – Brasil, 2015..... 120

Figura A. 1. Coeficientes do efeito de idade para o rendimento/hora de mães e não mães com idade entre 25 e 48 anos – Brasil, 1992 a 2015 149

Figura A. 2. Coeficientes do efeito de período para o rendimento/hora de mães e não mães com idade entre 25 e 48 anos – Brasil, 1992 a 2015 150

Figura A. 3. Coeficientes do efeito de coorte para o rendimento/hora de mães e não mães com idade entre 25 e 48 anos – Brasil, 1992 a 2015 150

Figura A.4. Coeficientes do efeito de idade para a taxa de participação de mães e não mães com idade entre 25 a 48 anos – Brasil, 1992 a 2015 151

Figura A. 5. Coeficientes do efeito de período para a taxa de mães e não mães com idade entre 25 a 48 anos – Brasil, 1992 a 2015 151

Figura A. 6. Coeficientes do efeito de coorte para a taxa de participação de mães e não mães com idade entre 25 a 48 anos – Brasil, 1992 a 2015 152

LISTA DE TABELAS

Tabela 1. Estatísticas de ajuste do modelo IPC para o rendimento/hora e para a taxa de participação de mães e não mães com idade entre 25 e 48 anos – Brasil, 1992 a 2015.....	80
Tabela 2. Composição da amostra de mães e não mães com idade entre 25 e 34 anos, segundo variáveis de interesse – Brasil, 2015	93
Tabela 3. Composição da amostra de mães e não mães com idade entre 35 e 44 anos, segundo variáveis de interesse – Brasil, 2015	94
Tabela 4. Coeficientes da variável “tem filho” das regressões RIF para o logaritmo do rendimento/hora médio de mulheres com idade entre 25 e 34 anos e entre 35 e 44 anos, com e sem ponderação – Brasil, 2015	104
Tabela 5. Diferencial do rendimento/hora médio de mães e não mães com idade entre 25 e 34 anos e entre 35 e 44 anos – Brasil, 2015	107
Tabela 6. Decomposição do rendimento/hora médio de mães e não mães com idade entre 25 e 34 anos e entre 35 e 44 anos, com e sem ponderação – Brasil, 2015	108
Tabela 7. Efeito de composição para o rendimento/hora médio de mães e não mães com idade entre 25 e 34 anos e entre 35 e 44 anos, com e sem ponderação – Brasil, 2015.....	110
Tabela 8. Efeito de estrutura salarial para o rendimento/hora médio de mães e não mães com idade entre 25 e 34 anos e entre 35 e 44 anos, com e sem ponderação – Brasil, 2015.....	113
Tabela A. 1. Tamanho da amostra de mães com idade entre 25 e 48 anos, para o rendimento/hora – Brasil, 1992 a 2015.....	145
Tabela A. 2. Tamanho da amostra de não mães com idade entre 25 a 48 anos, para rendimento/hora – Brasil, 1992 a 2015.....	146
Tabela A. 3. Tamanho da amostra de mães com idade entre 25 a 48 anos, para taxa de participação – Brasil, 1992 a 2015.....	147
Tabela A. 4. Tamanho da amostra de não mães com idade entre 25 a 48 anos, para taxa de participação – Brasil, 1992 a 2015.....	148
Tabela A. 5. Estatísticas de teste (t) da diferença de médias entre mães e não mães, por grupos etários, para o rendimento/hora, horas trabalhadas por semana, anos de estudo, taxa de participação, taxa de informalidade e proporção de mulheres com cônjuge no domicílio – Brasil, 1992 a 2015.....	149
Tabela A. 6. Tamanho das amostras de mães e não mães com idade entre 25 e 34 anos e entre 35 e 44 anos para estimação dos modelos de regressão e decomposição – Brasil, 2015	153
Tabela A. 7. Regressões RIF para o logaritmo do rendimento/hora médio de mães e não mães com idade entre 25 e 34 anos e entre 35 e 44 anos, com e sem ponderação – Brasil, 2015	154
Tabela A. 8. Regressão RIF da relação entre o logaritmo do rendimento/hora e maternidade, para mulheres de 25 a 34 anos, nos quantis p5 a p35, sem ponderação – Brasil, 2015	155
Tabela A. 9. Regressão RIF da relação entre o logaritmo do rendimento/hora e maternidade, para mulheres de 25 a 34 anos, nos quantis p40 a p70, sem ponderação – Brasil, 2015	156

Tabela A. 10. Regressão RIF da relação entre o logaritmo do rendimento/hora e maternidade, para mulheres de 25 a 34 anos, nos quantis p75 a p95, sem reponderação – Brasil, 2015	157
Tabela A. 11. Regressão RIF da relação entre o logaritmo do rendimento/hora e maternidade, para mulheres de 35 a 44 anos, nos quantis p5 a p35, sem reponderação – Brasil, 2015	158
Tabela A. 12. Regressão RIF da relação entre o logaritmo do rendimento/hora e maternidade, para mulheres de 35 a 44 anos, nos quantis p40 a p70, sem reponderação – Brasil, 2015	159
Tabela A. 13. Regressão RIF da relação entre o logaritmo do rendimento/hora e maternidade, para mulheres de 35 a 44 anos, nos quantis p75 a p95, sem reponderação – Brasil, 2015	160
Tabela A. 14. Regressão RIF da relação entre o logaritmo do rendimento/hora e maternidade, para mulheres de 25 a 34 anos, nos quantis p5 a p35, com reponderação – Brasil, 2015	161
Tabela A. 15. Regressão RIF da relação entre o logaritmo do rendimento/hora e maternidade, para mulheres de 25 a 34 anos, nos quantis p40 a p70, com reponderação – Brasil, 2015	162
Tabela A. 16. Regressão RIF da relação entre o logaritmo do rendimento/hora e maternidade, para mulheres de 25 a 34 anos, nos quantis p75 a p95, com reponderação – Brasil, 2015	163
Tabela A. 17. Regressão RIF da relação entre o logaritmo do rendimento/hora e maternidade, para mulheres de 35 a 44 anos, nos quantis p5 a p35, com reponderação – Brasil, 2015	164
Tabela A. 18. Regressão RIF da relação entre o logaritmo do rendimento/hora e maternidade, para mulheres de 35 a 44 anos, nos quantis p40 a p70, com reponderação – Brasil, 2015	165
Tabela A. 19. Regressão RIF da relação entre o logaritmo do rendimento/hora e maternidade, para mulheres de 35 a 44 anos, nos quantis p75 a p95, com reponderação – Brasil, 2015	166
Tabela A. 20. Decomposição RIF da diferença do logaritmo do rendimento/hora entre mães e não mães com idade entre 25 e 34 anos para os quantis p5 a p35, sem reponderação – Brasil, 2015	167
Tabela A. 21. Decomposição RIF da diferença do logaritmo do rendimento/hora entre mães e não mães com idade entre 25 e 34 anos para os quantis p40 a p70, sem reponderação – Brasil, 2015	168
Tabela A. 22. Decomposição RIF da diferença do logaritmo do rendimento/hora entre mães e não mães com idade entre 25 e 34 anos para os quantis p75 a p95, sem reponderação – Brasil, 2015	169
Tabela A. 23. Decomposição RIF da diferença do logaritmo do rendimento/hora entre mães e não mães com idade entre 35 e 44 anos para os quantis p5 a p35, sem reponderação – Brasil, 2015	170
Tabela A. 24. Decomposição RIF da diferença do logaritmo do rendimento/hora entre mães e não mães com idade entre 35 e 44 anos para os quantis p40 a p70, sem reponderação – Brasil, 2015	171
Tabela A. 25. Decomposição RIF da diferença do logaritmo do rendimento/hora entre mães e não mães com idade entre 35 e 44 anos para os quantis p75 a p95, sem reponderação – Brasil, 2015	172

Tabela A. 26. Decomposição RIF da diferença do logaritmo do rendimento/hora entre mães e não mães com idade entre 25 e 34 anos para os quantis p5 a p35, com reponderação – Brasil, 2015.....	173
Tabela A. 27. Decomposição RIF da diferença do logaritmo do rendimento/hora entre mães e não mães com idade entre 25 e 34 anos para os quantis p40 a p70, com reponderação – Brasil, 2015.....	175
Tabela A. 28. Decomposição RIF da diferença do logaritmo do rendimento/hora entre mães e não mães com idade entre 25 e 34 anos para os quantis p75 a p95, com reponderação – Brasil, 2015.....	177
Tabela A. 29. Decomposição RIF da diferença do logaritmo do rendimento/hora entre mães e não mães com idade entre 35 e 44 anos para os quantis p5 a p35, com reponderação – Brasil, 2015.....	179
Tabela A. 30. Decomposição RIF da diferença do logaritmo do rendimento/hora entre mães e não mães com idade entre 35 e 44 anos para os quantis p40 a p70, com reponderação – Brasil, 2015.....	181
Tabela A. 31. Decomposição RIF da diferença do logaritmo do rendimento/hora entre mães e não mães com idade entre 35 e 44 anos para os quantis p75 a p95, com reponderação – Brasil, 2015.....	183

LISTA DE QUADROS

Quadro 1. Síntese dos estudos sobre a penalidade da maternidade no mercado de trabalho brasileiro	47
Quadro 2. Especificações estimadas dos modelos Idade-Período-Coorte.....	55
Quadro 3. Variáveis explicativas dos modelos de decomposição para diferencial de rendimentos entre mães e não mães	64
Quadro 4. Variáveis utilizadas na análise descritiva para mães e não mães com idade entre 25 a 48 anos – Brasil, 1992 e 2015	73

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO	18
2. CONSIDERAÇÕES SOBRE O TRABALHO FEMININO E A PENALIDADE DA MATERNIDADE	24
2.1. A participação de mulheres e homens nas esferas do trabalho remunerado e não remunerado	24
2.2. Capital humano, maternidade e discriminação	34
2.3. A penalidade da maternidade no contexto internacional	36
2.4. O contexto brasileiro	41
2.4.1. Evolução das mulheres no mercado de trabalho brasileiro	42
2.4.2. Transição de fecundidade e o perfil de mulheres com e sem filhos no Brasil	44
2.4.3. A penalidade da maternidade no Brasil	47
3. DADOS E MÉTODOS	50
3.1. Modelo Idade-Período-Coorte (IPC)	51
3.2. Decomposições	56
3.2.1. Ponto médio: decomposição de Oaxaca-Blinder.....	57
3.2.2. Distribuição de salários: decomposição de Firpo, Fortin e Lemieux.....	59
3.3. Limitações metodológicas	65
4. RESULTADOS E DISCUSSÃO	68
4.1. Padrões de idade, período e coorte	68
4.1.1. Análise descritiva.....	68
4.1.2. Resultados dos modelos	79
4.2. Diferenciais socioeconômicos da penalidade da maternidade pela perspectiva etária	91
4.2.1. Composição do perfil das mulheres em análise	91
4.2.2. Estrutura salarial de mulheres com e sem filhos segundo distintos recortes .	98
4.2.3. Modelos de regressão quantílica via RIF.....	103
4.2.4. Modelos de decomposição quantílica via RIF	107
5. CONSIDERAÇÕES FINAIS	123
REFERÊNCIAS	130
APÊNDICE A – FUNÇÃO DE INFLUÊNCIA (IF) E FUNÇÃO DE INFLUÊNCIA RECENTRADA (RIF)	143
APÊNDICE B – TAMANHO DAS AMOSTRAS E ESTIMATIVAS DOS MODELOS IDADE-PERÍODO-COORTE (IPC)	145
APÊNDICE C – TAMANHO DAS AMOSTRAS E ESTIMATIVAS DOS MODELOS DE REGRESSÃO E DECOMPOSIÇÃO QUANTÍLICA	153

1. INTRODUÇÃO

O termo “penalidade da maternidade” – proveniente do inglês *motherhood penalty* – refere-se às desvantagens sofridas por mulheres que têm filhos no âmbito do mercado de trabalho. Assim, esta tese tem por objetivo estudar a penalidade da maternidade no mercado de trabalho brasileiro, considerando dois focos principais de análise. O primeiro deles consiste em uma leitura dos efeitos de idade, período e coorte sobre a taxa de participação e o rendimento/hora de mulheres com e sem filhos. O segundo busca elucidar os diferenciais socioeconômicos entre esses dois grupos de mulheres, adicionando-se a perspectiva etária. A inclusão do recorte etário como uma dimensão de análise busca uma abordagem demográfica do tema, de modo que esta é a principal contribuição que o estudo pretende fornecer para a literatura brasileira.

Anteriormente ao uso da expressão “penalidade da maternidade”, amplamente utilizada em estudos recentes (BUDIG E HODGES, 2010; JIA E DONG, 2012; GAMBOA E ZULUAGA, 2013; KILLEWALD E BEARAK, 2014; ENGLAND, 2016, GLAUBER, 2018), a economista Gita Sen utilizou de forma pioneira o termo "*reproduction tax*" para descrever o encargo adicional que as mulheres enfrentam ao se tornarem mães (Sen, 1995). A abordagem das diferenças entre mães e não mães no mercado de trabalho como uma “penalidade” é alvo de controvérsias, principalmente pelas preferências femininas em relação ao trabalho e à família, pois pode-se argumentar que a dedicação de mais tempo à família em detrimento da atividade laboral é a escolha de muitas mulheres.

A linha de raciocínio acima foi formalizada como uma teoria nos trabalhos de Hakim (2000, 2002), intitulada “Teoria das Preferências”, a qual sugere três classificações quanto ao arranjo das esferas familiar e laboral: orientado para o lar, adaptativo (equilíbrio entre ambas) e orientado para o trabalho. Dado que tais preferências norteariam as decisões femininas quanto à fecundidade e à participação no mercado, não faria sentido, por essa perspectiva, falar em penalidade de mulheres orientadas para os cuidados do lar.

A lógica acima descrita não é unânime, conforme críticas existentes sobre a Teoria das Preferências (algumas são MCRAE, 2003; LEAHY E DOUGHNEY, 2006; LEWIS

E SIMPSON, 2017). Tais críticas contra-argumentam que a escolha entre trabalho e família (ou o arranjo adaptativo entre ambos) não é genuinamente irrestrita, livre de constrangimentos. Em vez disso, a formação de preferências estaria subordinada às normas de gênero que ainda colocam a mulher como principal responsável pelas tarefas domésticas e de cuidado com os outros membros do domicílio, resultando em um *trade-off* entre trabalho e família. Assim, a Teoria das Preferências de Hakim falha na compreensão de que a necessidade de se fazer uma escolha recai maioritariamente sobre a mulher, uma vez que o custo de oportunidade referente a ter um filho não costuma ser compartilhado de maneira igualitária entre os pais. Considerando as críticas apresentadas, optou-se pelo uso do termo “penalidade” neste trabalho.

Diversos mecanismos contribuem para a existência da penalidade da maternidade no mercado de trabalho. Os principais são: i) menor acúmulo de experiência devido à sua ausência temporária do mercado remunerado em função da necessidade de cuidado com os filhos; ii) perda de produtividade em função da dificuldade em conciliar o trabalho remunerado com as tarefas de cuidado; iii) diferenciais compensatórios, situação em que as mães abdicariam de trabalhos com maiores remunerações para se inserir em atividades que permitam uma conciliação entre maternidade e trabalho como, por exemplo, atividades com jornadas flexíveis, que tendem a possuir menor rendimento, e iv) discriminação dos empregadores em relação às mães (BUDIG E ENGLAND, 2001).

Embora haja vários estudos sobre a participação feminina e diferencial de rendimentos no mercado de trabalho brasileiro (alguns exemplos são LEME E WAJNMAN, 2000; SOARES, 2000; GIUBERTI E MENEZES FILHO, 2005), a maioria desses trabalhos têm como foco o comparativo entre homens e mulheres. Ainda são poucos os que se dedicaram a analisar as diferenças salariais entre mulheres que têm e que não têm filhos, como será mostrado adiante na revisão de literatura. Entre os trabalhos já realizados, a dimensão de idade é incorporada em alguns, mas não constitui o foco principal da investigação, distinguindo-os da proposta desta tese.

A importância de inserir a idade em estudos sobre a penalidade da maternidade é que esta variável constitui um marcador temporal relevante na abordagem do curso de vida, perspectiva que investiga transformações na vida de um indivíduo derivadas das

mudanças de papéis e do acúmulo de vivências. Este termo muitas vezes se confunde com a expressão “ciclo de vida”, uma vez que é sutil a diferença entre ambos. O ciclo de vida refere-se a uma série de estágios socialmente construídos que caracterizam a existência de um indivíduo, tais como infância, adolescência, juventude, fase adulta, meia-idade e velhice (MCCARTHY E EDWARDS, 2011; ALWIN, 2013).

A ausência de estudos brasileiros que analisem a questão da penalidade da maternidade ao longo do curso de vida pode ser justificada pelas próprias limitações das bases de dados existentes no país. Os estudos internacionais sobre a penalidade da maternidade utilizam, em sua maioria, dados longitudinais. A carência deste tipo de dados para o Brasil inviabiliza uma análise de coortes verdadeiras. A alternativa adotada para contornar esse obstáculo nesta tese foi a construção de *pseudo-coortes*, com os dados transversais da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD). Embora seja um artifício metodológico para aproximar uma análise tipicamente de coorte, ela mantém uma limitação importante: a impossibilidade de se observar as transições entre os estados de “não mãe” para mãe a partir dos dados disponíveis. Uma vez que estes dois grupos serão analisados em diferentes idades, deve-se atentar para a seletividade resultante da migração de um grupo para outro, uma vez que ao longo do curso de vida mais mulheres se tornam mães, fazendo com o que o grupo de não mães fique cada vez mais selecionado. Esta questão, em particular, será explorada adiante neste trabalho.

Tendo em vista os aspectos supracitados, especificam-se, a seguir, os objetivos deste trabalho. Inicialmente, pretende-se identificar e analisar possíveis efeitos de idade, período e coorte sobre a participação e o rendimento de mulheres com e sem filhos. Nas últimas décadas, o Brasil passou por diversas transformações demográficas, econômicas e sociais que exerceram e continuam a exercer influência direta sobre a trajetória laboral dos grupos de interesse desse estudo. Alguns exemplos são o aumento da participação feminina no mercado de trabalho e do rendimento real, a expansão da educação formal, a redução no número de filhos tidos por mulher e o adiamento da fecundidade. Diante de tal contexto, espera-se que as três dimensões – idade, período e coorte – contribuam para explicar o comportamento da participação e do rendimento de mulheres com e sem filhos.

A idade pode exercer um efeito importante para explicar a penalidade da maternidade, pois esta variável possui uma correlação positiva com o acúmulo de capital humano, que, por sua vez, afeta a participação no mercado de trabalho e os rendimentos. Assim, o adiamento da fecundidade poderia atenuar a penalidade das mães em relação às não mães, uma vez que o nascimento do filho ocorreria em um momento de maior acúmulo de capital humano.

Posto que o tema em questão é o mercado de trabalho, é razoável dizer que flutuações no cenário econômico também interferem nas variáveis relacionadas ao trabalho das mulheres, podendo, inclusive, incidir de maneira distinta sobre as que possuem e que as não possuem filhos. Por exemplo, em tempos de prosperidade econômica, mulheres com filhos que possuam apoio financeiro do cônjuge podem optar por ofertar um menor número de horas no mercado de trabalho a fim de dedicar maior tempo ao cuidado dos filhos, enquanto aquelas que não possuem filhos podem preferir a permanência no trabalho para ascender na carreira, ainda que possuam o auxílio do cônjuge. Assim, o período para o qual se analisa a penalidade da maternidade é um fator relevante a ser considerado.

Fatores geracionais também podem interferir nos diferenciais entre mulheres com e sem filhos no mercado de trabalho. O aumento da participação feminina é um fenômeno bem documentado na literatura (BRUSCHINI, 1994; WAJNMAN, QUEIROZ E LIBERATO, 1998; HOFFMANN E LEONE, 2009; BRUSCHINI, 2007) e reflete, em parte, mudanças de valores e de percepções acarretadas pelo movimento de busca pela igualdade de gênero. De forma análoga, tende-se a inferir que a participação de mulheres com filhos também tenha se tornado menos estigmatizada em gerações mais recentes, ou, em termos demográficos, em *coortes* mais recentes. Isso levaria a uma redução da penalidade da maternidade ao analisá-la pela perspectiva de coorte, mas há de se ressaltar que isso não é algo consensual na literatura (AVELLAR E SMOCK, 2003).

O segundo objetivo específico é decompor o diferencial do rendimento médio de mulheres com e sem filhos, analisando-se diferentes grupos etários, a fim de separar a parcela explicada pelas características produtivas destas mulheres daquela não explicada pelos atributos observados. A análise de decomposição tem sido amplamente utilizada na literatura de mercado de trabalho para estudar diferenciais

salariais entre determinados grupos, sendo os recortes por sexo e por raça/cor os mais explorados (FORTIN, LEMIEUX E FIRPO, 2011). Esta ampla utilização decorre do fato que o diferencial salarial entre tais grupos é, em parte, explicado pelas diferenças quanto às suas características produtivas (como níveis de escolaridade e experiência) e, em parte, por diferenças quanto ao retorno dos atributos, causadas pela estrutura do mercado e a forma como esta remunera os indivíduos.

Posto que as mães dividem seu tempo entre o cuidado com os filhos e o mercado de trabalho, estas provavelmente enfrentam maiores entraves para investir em educação ou para adquirir experiência laboral, o que contribuiria para que tivessem, em média, menores rendimentos relativamente às não mães que se encontram no mesmo estágio do curso de vida. Todavia, não se espera que as diferenças relacionadas aos atributos expliquem todo o diferencial de rendimentos entre os dois grupos de análise, uma vez que a estrutura do mercado de trabalho pode ocasionar distinções nos retornos de mães e não mães a despeito de suas características. As primeiras, devido à sua dupla jornada, podem ser percebidas como menos produtivas e, por tal razão, apresentarem rendimentos médios menores que as últimas.

Os atributos produtivos de mulheres com e sem filhos podem variar de acordo com o momento da vida em que se encontram, assim como a estrutura do mercado pode apresentar diferentes dinâmicas conforme a idade de tais mulheres. Por esta razão, a análise de decomposição será realizada para diferentes grupos etários, posto que, dessa forma, será possível observar a evolução de ambas as parcelas do diferencial de salários entre os distintos momentos do curso de vida.

O terceiro objetivo deste trabalho é realizar o mesmo exercício de decomposição anterior ao longo da distribuição de salários. Em um país caracterizado por uma acentuada desigualdade de renda, como o Brasil, espera-se que a penalidade da maternidade não seja homogênea entre os quantis do rendimento. Embora alguns estudos nacionais já tenham realizado análise semelhante, deve-se ressaltar que a relação entre a penalidade salarial da maternidade e o nível de renda não é conclusiva, mesmo na literatura internacional: há estudos que mostram maiores diferenciais na porção inferior da distribuição de salários (BUDIG E HODGES, 2010), no meio da distribuição (KILLEWALD E BEARAK, 2014) e no topo (ANDERSON ET AL, 2002; ENGLAND, 2016). Assim, a decomposição ao longo da distribuição salarial

aqui pretendida servirá como subsídio adicional, com o diferencial de ser realizada para diferentes grupos etários. Investigar possíveis distinções dos efeitos relacionados aos atributos e aos retornos dos mesmos ao longo da distribuição salarial faz-se relevante, posto que, caso as maiores penalidades ocorram entre as mulheres mais pobres, isso acentuaria ainda mais a desigualdade entre famílias pobres e ricas, ao distanciar ainda mais as mulheres com filho de baixa renda da remuneração pelo trabalho.

Este trabalho divide-se em quatro partes, além desta introdução. A próxima seção apresenta as abordagens teóricas relevantes ao tema em estudo, bem como uma revisão de literatura e contextualização para o caso brasileiro. Em seguida, descrevem-se as fontes de dados e os modelos utilizados neste trabalho. Por fim, as duas últimas seções apresentam os resultados alcançados e as considerações finais.

2. CONSIDERAÇÕES SOBRE O TRABALHO FEMININO E A PENALIDADE DA MATERNIDADE

Este capítulo divide-se em quatro partes. A seção 2.1 apresenta uma revisão do arcabouço teórico sobre a divisão dos trabalhos remunerado e não remunerado entre homens e mulheres. Além disso, descreve como esta divisão tem sofrido mudanças nos últimos anos, sob o ponto de vista das teorias que enfocam a revolução decorrente do afluxo das mulheres ao mercado de trabalho (GOLDIN, 2006; ENGLAND, 2010; ESPING-ANDERSEN, 2009 *apud* MCDONALD, 2011; GOLDSCHIEDER ET AL, 2015). A seção 2.2 aborda aspectos das teorias do capital humano e da discriminação à luz do problema de pesquisa deste estudo. A seção 2.3 apresenta uma revisão dos estudos mais atuais sobre a penalidade da maternidade no âmbito internacional, enquanto a seção 2.4 dedica-se a uma breve análise do contexto brasileiro no que tange à participação feminina no mercado de trabalho, à transição de fecundidade no país e à penalidade da maternidade.

2.1. A participação de mulheres e homens nas esferas do trabalho remunerado e não remunerado

A abordagem do tema da penalidade da maternidade leva à necessidade de se discutir a diferenciação de papéis entre os membros de um domicílio em relação à sua participação em atividades remuneradas e não remuneradas. A divisão das tarefas domésticas no âmbito domiciliar geralmente ocorre de forma desbalanceada, implicando em uma maior carga de trabalho não remunerado para as mulheres. Tal desequilíbrio tende a se acentuar com a maternidade, posto que usualmente se atribui à mulher as tarefas de cuidado com os outros indivíduos do domicílio. A dedicação às tarefas domésticas e às atividades de cuidado pode contribuir para a perda de produtividade das mães no mercado remunerado, culminando em um diferencial salarial em relação as não mães. Este mecanismo caracteriza uma das fontes da penalidade salarial da maternidade, como será abordado adiante.

A discussão sobre a diferenciação de papéis e de uma consequente divisão sexual do trabalho nas unidades familiares possui caráter multidisciplinar. Em Economia, por

exemplo, a abordagem do tema remonta a década de 1920, a partir de estudos de Hazel Kirk e Margaret Reid sobre consumo e produção doméstica, originando o campo da “*Household Economics*” (GROSSBARD-SHECHTMAN, 2001). Dentre as discussões promovidas no âmbito da *Household Economics*, destacam-se as questões da oferta de trabalho e do uso do tempo entre atividades laborais e de lazer. *A priori*, o termo “lazer” referia-se às atividades que não contribuem diretamente para a geração de renda no domicílio, e cujo custo de oportunidade é a renda que se obteria no trabalho remunerado. No entanto, esta conotação dicotômica de trabalho-lazer seria transformada na década de 1960, com os trabalhos de Jacob Mincer e Gary Becker sobre a oferta de trabalho de mulheres casadas e a alocação de tempo no domicílio, respectivamente. Tais estudos constituíram o início de uma nova fase do *Household Economics*, a *New Home Economics* (NHE).

O advento da NHE implicou em uma abordagem diferenciada da produção doméstica, distinguindo-a das atividades de lazer. Mincer (1962) é pioneiro ao reconhecer que a escolha de alocação de tempo não ocorre somente entre trabalho e lazer, mas sim entre ambos e o trabalho não remunerado das tarefas do domicílio. A decisão do uso do tempo entre tais atividades é, segundo o autor, de âmbito familiar, e não individual, e leva em consideração fatores como os rendimentos do marido e da esposa e preferências por bens do mercado ou bens relacionados à produção domiciliar. Becker (1965), por sua vez, considera a intensidade *relativa* de tempo e renda das atividades. Segundo o autor, há atividades relacionadas ao “não trabalho” que contribuem para o ganho de renda, as quais denomina “consumo produtivo”. Os afazeres domésticos e as tarefas de cuidado são exemplos: embora não gerem renda por si, contribuem indiretamente para a geração de renda do domicílio ao garantir sua manutenção e organização.

Além da separação da produção doméstica das atividades de lazer, o que diferencia os trabalhos de Mincer e Becker dos seus predecessores é a utilização do instrumental econométrico e microeconômico na modelagem da tomada de decisão no domicílio (GROSSBARD-SHECHTMAN, 2001). Becker (1965), cujo trabalho tornou-se o marco da NHE, analisa os domicílios como unidades simultaneamente produtoras e consumidoras: as famílias produzem mercadorias segundo uma função de produção, cujos insumos consistem em bens do mercado e tempo. Tais mercadorias são produzidas até o ponto de maximização da função utilidade deste domicílio. Tal como

nas teorias microeconômicas da Firma e do Consumidor, estas funções estão condicionadas à uma restrição orçamentária, que considera tanto a renda monetária como o custo de oportunidade do uso do tempo.

No contexto da alocação do tempo entre o que o Becker (1965) chama de “atividades de trabalho” e “atividades de consumo” – nas quais se inserem as tarefas domésticas e de cuidado, por consumirem tempo e não gerarem renda diretamente –, o autor ressalta que cada membro do domicílio deve dedicar-se à atividade em que é relativamente mais eficiente. Assim, aqueles com maior eficiência no trabalho dedicariam mais tempo a estas atividades e menos para as de consumo e vice-versa, resultando em uma especialização de cada membro em algum destes tipos de tarefa. A pergunta que remanesce nesse contexto é: como seria definida a eficiência em atividades do mercado e do domicílio?

A questão supracitada é abordada em outra obra de Becker, *A Treatise on the Family*, de 1981. Nela, Becker utiliza novamente o instrumental microeconômico para analisar a tomada de decisão em várias esferas do âmbito domiciliar, como a demanda por filhos, a formação e dissolução de uniões, bem como a divisão do trabalho entre os membros do domicílio. Sobre este último aspecto, o autor argumenta que a especialização no domicílio é determinada tanto por diferentes níveis de investimento em capital humano como por diferenças biológicas. A mulher, devido à sua função biológica de conceber, naturalmente teria uma propensão ao cuidado com a família, o que lhe traria uma vantagem comparativa em atividades relacionadas ao domicílio. Assim, Becker (1981) argumenta que a especialização tenderia a ocorrer com mulheres se dedicando à produção doméstica e homens ao mercado, ainda que ambos tenham o mesmo nível de investimento em capital humano.

A solução ótima apresentada pela NHE para a questão da alocação do tempo dentro do domicílio gerou discussões (FERBER E BIRNBAUM, 1977; BERGMANN, 1983; WOOLLEY, 1993a; FERBER, 1995; NELSON, 1995 são alguns exemplos), ocasionando a formação do que hoje se conhece como Economia Feminista. A principal crítica da Economia Feminista à NHE é a de que esta reafirma os papéis esperados dos sexos feminino e masculino na sociedade. Ao se utilizar do argumento de que as mulheres possuem vantagens comparativas para a produção doméstica devido às questões biológicas, a NHE estaria reforçando a subserviência da mulher

na esfera familiar. Além disso, os adeptos da Economia Feminista alegam que as formulações teóricas apresentadas na NHE simplificam a complexidade da questão em debate, ao considerar a racionalidade dos agentes envolvidos; a família como unidade primária, ao invés do indivíduo, e a exogeneidade das preferências (BERGMANN, 1983; WOOLLEY, 1993a; FERBER, 1995; NELSON, 1995).

Outro aspecto contestado da NHE é que esta não considera diferenças nas relações de poder existentes no domicílio, como a diferença de poder entre o marido e a esposa. Nesse contexto surgiram os Modelos de Barganha, que podem ser do tipo “cooperativos” ou “não cooperativos” (KATZ, 1997). Modelos cooperativos partem do pressuposto de que as preferências entre os membros do domicílio são distintas, implicando em funções de utilidade diferentes. A utilidade de cada cônjuge nos Modelos de Barganha depende não só da própria produção e lazer, mas também daquelas relativas ao cônjuge. A renda, tal como na NHE, é tratada de forma agrupada, considerando-se o total do domicílio. Visto que estes modelos são baseados na Teoria dos Jogos, a barganha sobre a alocação de um determinado bem (inclusive o tempo) consiste em um Equilíbrio de Nash de um jogo de soma zero – o ganho de um implica na perda do outro – entre duas pessoas (MANSER e BROWN, 1980; MCELROY e HORNEY, 1981). Modelos não cooperativos, por sua vez, diferem-se dos primeiros por considerar que os membros da família podem não concordar com a regra de barganha ou não cumpri-la¹ (KATZ, 1997; RAAD; GUEDES, 2015).

Embora os debates promovidos no âmbito da literatura da Economia Feminista contestem vários aspectos da NHE, há um consenso sobre a importância desta em lançar luz sobre uma questão até então pouco explorada, a da produção doméstica. A alocação do tempo em atividades remuneradas e não remuneradas, no entanto, não se tornou objeto de estudo por acaso. O contexto que contribuiu para que tal questão chamasse a atenção de estudiosos foi o aumento da participação feminina no mercado de trabalho. Mincer (1962), por exemplo, cita a crescente inserção das mulheres na força laboral, principalmente das casadas, como um dos fenômenos mais marcantes do mercado de trabalho americano. Faz-se necessário, portanto, expor os

¹ Existem na literatura diferentes abordagens para modelos de barganha não cooperativos, no entanto a exposição detalhada destas abordagens não está no escopo deste trabalho. Alguns exemplos podem ser vistos em Rubenstein (1982); Paterson (1985); e Wooley (1993b).

motivos pelos quais as mulheres elevaram sua participação no mercado de trabalho nas últimas décadas.

O aumento da participação feminina no mercado de trabalho e as mudanças sociais decorrentes desse fenômeno podem ser considerados um processo revolucionário. Alguns estudos assumiram papel de destaque nesta abordagem, como os trabalhos de Goldin (2006), England (2010) e Goldscheider et al (2015). As análises das autoras possuem algumas particularidades. Enquanto Goldin (2006) fala de uma “Revolução Silenciosa”, England (2010) e Goldscheider et al (2015) utilizam o conceito de “Revolução de Gênero”. A divisão de fases utilizada pelas autoras também é diferente, mas isso não impede de considerar tais estudos em um mesmo *framework* de trabalhos que, de alguma forma, tratam da inserção da mulher no mercado de trabalho como uma revolução. A seguir serão descritas com mais detalhes estas abordagens.

Goldin (2006) analisa as mudanças no “papel econômico” das mulheres nos EUA a partir de quatro fases, sendo as três primeiras consideradas evolucionárias e a última, revolucionária. A primeira fase abrangeu o fim do século XIX até a década de 1920, quando a participação de mulheres casadas na força de trabalho era pequena e carregada de algum estigma, posto que o papel de provedor do domicílio era atribuído ao homem. Aquelas inseridas no mercado de trabalho à época eram jovens, solteiras e com pouca educação formal, alocadas geralmente no setor manufatureiro ou em serviços domésticos. A inserção de mulheres casadas só ocorreu em maior magnitude entre as décadas de 1930 a 1950 (fase II), com o aumento da demanda por mão de obra em serviços administrativos. Diante das menores jornadas e maior prestígio deste novo tipo de trabalho, a participação de mulheres casadas na força de trabalho tornou-se menos estigmatizada. Além disso, houve uma evolução de tecnologias domésticas, como a máquina de lavar, permitindo às mulheres alguma conciliação do trabalho com as tarefas do lar, bem como o aumento da educação formal.

As raízes da revolução apontada por Goldin (2006) ocorreram no período entre 1950 e 1970 (fase III), com a contínua aceitação e expansão de mulheres casadas na força de trabalho, bem como a ampliação da disponibilidade de empregos com jornada parcial. As variáveis demográficas e do âmbito familiar começaram a ter mais relevância; dentre estas, destacam-se os níveis de fecundidade, cada vez menores, e

a difusão do divórcio. As mulheres tornaram-se ainda mais escolarizadas, com uma maior proporção completando o ensino superior.

O cenário descrito acima contribuiu para a emergência do período tido como revolucionário, que teve início no final da década de 1970 e se distinguiu do período das evoluções por trazer consigo uma mudança ideacional para as mulheres em três aspectos: (i) expansão dos horizontes, em que as perspectivas futuras das mulheres sobre sua permanência no mercado de trabalho tornaram-se maiores, incentivando investimentos em suas carreiras a partir de melhorias em capital humano; (ii) a construção de uma identidade própria, ao invés de associada à do marido, resultando em maiores aspirações profissionais; (iii) maior poder de tomada de decisão, proporcionada pelo aumento dos ganhos relativos das mulheres, que elevou seu poder de barganha no domicílio, bem como por fatores exógenos a ele, como o surgimento da pílula anticoncepcional, que permitiu a administração do uso do tempo a longo prazo e, por conseguinte, a gestão da carreira.

Diferentemente de Goldin (2006), England (2010) e Goldscheider et al (2015) abordam a participação feminina no mercado de trabalho como parte de um conceito mais amplo, o da “Revolução de Gênero”. De acordo com Goldscheider et al (2015), a organização das atividades humanas pré-Revolução Industrial não implicava em uma clara divisão entre as tarefas do âmbito do lar e do trabalho. A intensificação da urbanização e da industrialização levou o processo de produção para fora do âmbito doméstico, culminando no surgimento de duas esferas: a pública, das atividades relacionadas ao trabalho e dominada cada vez mais por homens, e a privada, referente às atividades do lar, cujas responsabilidades eram atribuídas maioritariamente às mulheres.

A chamada “Revolução de Gênero” inicia-se a partir do momento em que as mulheres começam a aumentar sua participação na esfera pública, assumindo novos papéis além daqueles inerentes à esfera privada. Alguns fatores que contribuíram para o início deste processo foram a maior demanda por mão de obra e mudanças demográficas, como a redução da fecundidade e o aumento da esperança de vida, fazendo com que o cuidado com o lar já não fosse mais “uma carreira para toda a vida” (GOLDSCHIEDER ET AL, 2015). As mulheres passaram a compartilhar com os homens as responsabilidades financeiras do lar, passando de um modelo *male*

breadwinner, em que o homem é o provedor, para o de *dual earner*, ou *one-and-a-half-earner*, em que as responsabilidades são compartilhadas entre os dois sexos, ainda que muitas vezes a mulher trabalhe em uma jornada parcial.

A referida inserção feminina na esfera pública é somente a primeira metade da Revolução de Gênero. A partir dela, Goldscheider et al (2015) consideram que houve um enfraquecimento da família nos moldes tradicionais, posto que as mulheres acumularam atividades, exercendo uma dupla jornada: a do trabalho remunerado e o do trabalho no âmbito do lar. O casamento e a maternidade foram postergados em detrimento da carreira das mulheres. Também há evidência, segundo os autores, da relação deste processo com o aumento do divórcio, conforme Becker (1981) já havia escrito sobre o tema.

Tais consequências da maior participação feminina no mercado de trabalho vão ao encontro de um conjunto maior de mudanças iniciadas entre os países desenvolvidos em meados dos anos 1980, a Segunda Transição Demográfica. Esta foi marcada por mudanças ideacionais que levaram à priorização da autorrealização e da autonomia individual, o que contribuiu para uma redução do número desejado de filhos e conseguinte queda da fecundidade para níveis abaixo da reposição; adiamento do casamento e da fecundidade; aumento das uniões informais e da dissolução das formais; surgimento de outros modelos de arranjos familiares, para além do tradicional, e maior simetria de gênero (VAN DE KAA, 1987; LESTHAEGHE, 1995).

A referida equidade entre homens e mulheres não depende somente da maior participação destas na esfera pública, mas também de uma inserção masculina na esfera privada, que é a segunda fase da Revolução de Gênero. Esping-Andersen (2009) *apud* McDonald (2011) intitula a conquista de novos papéis pelas mulheres como um processo incompleto, uma vez que as instituições sociais ainda não se adaptaram plenamente a esta mudança. No entanto, o autor reconhece a existência de um movimento em direção ao equilíbrio, em que homens e mulheres inserem-se de maneira igualitária em atividades das esferas pública e privada. Países caracterizados por um regime de bem-estar social estariam mais próximos desse equilíbrio, uma vez que o suporte oferecido por meio de creches e políticas relacionadas à licença maternidade / paternidade viabilizaria a conciliação das duas esferas, tanto para as mulheres como para os homens. Goldscheider et al (2015)

também possuem uma visão otimista quanto ao andamento da Revolução de Gênero, alegando, por meio de evidências empíricas, que o ingresso dos homens em atividades femininas tem aumentado, inclusive para aquelas relacionadas ao lar.

O aumento da participação masculina em atividades consideradas tipicamente femininas – seja no mercado remunerado ou no âmbito do domicílio – ainda suscita debates na literatura. England (2010) possui um olhar pessimista sobre a questão, e considera a Revolução de Gênero como um processo estagnado. Segundo a autora, isto ocorre devido a uma subvalorização de tudo o que é socialmente atribuído ao universo feminino. Dessa forma, o ingresso de mulheres em atividades tipicamente masculinas não é acompanhado de uma contrapartida em relação aos homens, que não possuem incentivos para transpor a “barreira de gênero” e ingressar em atividades tipicamente femininas.

Outra dimensão de análise que emerge a partir da incompletude da Revolução de Gênero é a questão dos cuidados. Em Economia, um grupo cada vez maior de estudiosos tem se dedicado a esse assunto, culminando no surgimento do campo da Economia dos Cuidados, ou Economia do *Care*. A opção por não traduzir o termo *care* ocorre pelo seu significado múltiplo, uma vez que pode ser compreendido como cuidado, solicitude, preocupação com o outro e atenção às suas necessidades (HIRATA, 2010).

As atividades abarcadas pelo que se denomina como *care* englobam tanto aquelas realizadas de forma não remunerada para os outros membros do domicílio (como para os filhos, no contexto do presente trabalho), mas também as atividades remuneradas, o chamado *care work* ou trabalho do *care* (HIRATA, 2010). Sobre este último, o exemplo mais clássico seria o trabalho doméstico remunerado, mas se poderia pensar em outras possibilidades, como as atribuições dos serviços de enfermagem, ou mesmo atividades de ensino, considerando-se uma perspectiva mais ampla.

Seja o *care* das atividades não remuneradas do domicílio, seja o trabalho do *care*, observa-se em ambos uma predominância feminina, fruto de uma divisão sexual do trabalho que associa o cuidado às mulheres devido a uma “propensão natural” ou a um “dom” que estas possuem, o que, por sua vez, estaria ligado à capacidade de conceber, à maternidade. Uma vez que as atividades de cuidado são encaradas desta forma, sua relevância para o funcionamento da economia tende a ser negligenciada,

culminando em sua desvalorização, ou mesmo sua invisibilidade. Esta dinâmica, portanto, atua no sentido de reforçar a desigualdade de gênero (FOLBRE, 1994).

Especificamente a respeito do trabalho não remunerado exercido na esfera privada, verifica-se um desequilíbrio de gênero quanto à geração e o consumo do trabalho doméstico. Jesus (2018) mostra para o contexto brasileiro que as mulheres são transferidoras líquidas de trabalho doméstico, enquanto os homens durante todo o curso de vida são identificados como consumidores líquidos desse trabalho invisibilizado. Em um exercício de precificação da produção doméstica no Brasil, a autora chega à conclusão de que o trabalho doméstico não remunerado representaria 8,42% do PIB nacional. Este número mostra que o trabalho doméstico realizado pelas mulheres é essencial não somente na manutenção e organização do domicílio, mas também para a própria geração de riqueza no país.

Ao comprometer grande parcela de seu tempo com a produção doméstica, as mulheres reduzem suas possibilidades de ascensão no mercado remunerado. Situação análoga se aplica às atividades do *care work*, posto que estas são geralmente mal remuneradas, o que impossibilita investimentos no futuro profissional, como os investimentos em qualificação (BIROLI, 2013). Os efeitos são ainda maiores quando não há o reconhecimento desta questão como um problema do poder público. Neste caso, além da desigualdade de gênero, são acentuadas também as desigualdades de classe, posto que as famílias pertencentes aos estratos sociais mais elevados têm condições de terceirizar o cuidado. A respeito de como as desigualdades sociais influenciam as relações de produção e consumo do trabalho doméstico não remunerado, Jesus (2018) aponta que mulheres de baixa renda iniciam a transferência líquida de tais atividades quase 10 anos antes em comparação com mulheres mais ricas.

Diante do peso das atividades de cuidados e demais afazeres domésticos, a mulher, mesmo após a obtenção de emprego remunerado, necessita solucionar novas questões que se apresentam, principalmente em relação aos cuidados dos filhos. Ávila e Ferreira (2014) expõem os obstáculos e as soluções encontradas por estas mulheres trabalhadoras no contexto brasileiro. De acordo com pesquisa feita pelas autoras, 97% das mulheres trabalhadoras entrevistadas afirmam cuidar dos filhos(as) menores de 12 anos e, dentre estas, pouco menos da metade - 45% - não possuem

nenhuma rede de suporte ao cuidado de seus filhos, seja gratuito ou remunerado. Já as outras 55% possuem alguma rede de apoio no cuidado de seus filhos(as) para estarem presentes no mercado de trabalho, sendo 24% com ajuda não remunerada e 31% remunerando outras pessoas para realização de tais cuidados.

A forma socialmente mais imediata de combate às desigualdades relacionadas ao acesso ao cuidado implica na ampliação, universalização e reconhecimento da responsabilidade pública quanto ao seu provimento (BIROLI, 2013). Nesse sentido, as políticas públicas voltadas para o cuidado não devem ser encaradas apenas como um instrumento de conciliação entre trabalho e família, mas antes como mecanismos de promoção de direitos (FRASER, 1994). No Brasil, Marcondes (2014) argumenta que as práticas de cuidado são orientadas pelo familismo, no qual o papel do Estado quanto provisão dos serviços de cuidado é reduzido, sendo uma responsabilidade do âmbito familiar e, especificamente, do universo feminino. Assim, a autora aponta a importância da desmercantilização e desfamiliarização destas tarefas, em que a primeira se traduz na prestação destes serviços como uma condição para realização de direitos, enquanto a segunda implica em uma desoneração da família, ainda que parcialmente, da responsabilidade relacionada a atividade do cuidado.

Para o contexto brasileiro, Ávila e Ferreira (2014) mostram que a principal demanda das mulheres entrevistadas é a abertura de creches para melhora da qualidade de vida. Tal apoio é de vital importância para a manutenção do emprego remunerado, uma vez que, entre as mulheres trabalhadoras e com filhos de 0 a 3 anos, 71,7% têm seus filhos em creches; entre aquelas que não têm seus filhos na creche, somente 43,9% estão empregadas, mostrando assim que a inserção no mercado de trabalho tem uma elevação entre aquelas que possuem uma rede apoio. A reivindicação acerca da disponibilidade de creches também encontra protagonismo no trabalho de Marcondes (2014), seguida por melhorias no transporte público, posto que tais medidas viabilizam a inserção de mulheres no mercado de trabalho, além de mitigar a sobrecarga de trabalho experimentada pelas mulheres em sua dupla jornada.

As maiores dificuldades enfrentadas pelas mães para se inserirem no mercado remunerado podem ser um reflexo dos obstáculos que estas enfrentam no que tange à acumulação de capital humano. Além disso, a desvalorização do universo das mulheres, abordada por England (2010) no contexto da Revolução de Gênero, levanta

a discussão sobre outro tema relevante ao presente estudo: a discriminação. Por esta razão, a seção 2.2 a seguir fará uma breve abordagem da literatura existente sobre capital humano e discriminação, com o foco para o objeto deste trabalho, que é a relação entre maternidade e rendimentos no mercado remunerado.

2.2. Capital humano, maternidade e discriminação

O conceito de “capital humano” refere-se ao conjunto de atributos produtivos capazes de agregar valor ao trabalhador que as possui e, por conseguinte, elevar sua produtividade. Estes estão ligados, principalmente, ao nível de escolaridade e ao conhecimento técnico proveniente dos anos de experiência em uma firma. De acordo com a Teoria do Capital Humano, de Schultz (1961) e Becker (1962), o salário dos indivíduos é igual à sua produtividade marginal em uma economia competitiva e de livre mercado; logo, um aumento de produtividade via aquisição de capital humano elevaria o salário do trabalhador. Indivíduos com características produtivas semelhantes – ou seja, com mesmo nível de capital humano – possuem produtividade similar e, portanto, deveriam receber os mesmos salários.

O que ocorre com a chegada da maternidade é uma maior dificuldade em acumular capital humano, principalmente experiência, devido à conciliação do trabalho com as atividades do lar. Mincer e Polachek (1974) elaboram um modelo de determinação de salários das mulheres, baseado na Teoria do Capital Humano. Segundo os autores, a participação de mulheres casadas ou com filhos na força de trabalho tende a apresentar maiores flutuações ao longo do curso da vida, dependendo das demandas da esfera familiar. Assim, a menor experiência de mulheres casadas ou com filhos deve-se ao menor número anos trabalhados ao longo da vida e pelo seu caráter descontínuo, implicando em menores retornos (rendimentos). Mesmo pequenas interrupções, como a do período gestacional, seriam suficientes para provocar esta redução dos retornos. Além disso, quanto menor é a duração esperada no mercado, menores são os incentivos para investimento em habilidades.

Diante do exposto acima, um diferencial de rendimentos entre mulheres que têm e que não têm filhos seria justificado pelo menor acúmulo de capital humano das primeiras ao longo do curso da vida. No entanto, este hiato salarial pode persistir mesmo após o controle dos atributos produtivos. Tal situação pode ocorrer devido à

especificação do modelo utilizado na análise dos salários, como a não inserção de variáveis que explicariam o diferencial de rendimentos; mas pode refletir, também, um efeito derivado da discriminação no mercado de trabalho.

Teorias que buscaram explicar a existência de discriminação no mercado de trabalho podem ser divididas em dois grupos principais: o modelo de discriminação por preferências individuais, e o modelo de discriminação estatística (FERNANDES, 2002; LOUREIRO, 2003). No primeiro caso, o empregador enxergaria uma “desutilidade” na contratação de um determinado grupo; no segundo, a falta de informação sobre este pode levar o empregador a assumir, erroneamente, que sua produtividade é menor, resultando em menores salários.

A vertente da discriminação como resultado das preferências individuais tem como obra seminal o trabalho de Becker (1957). Originalmente utilizado para explicar a discriminação racial, ele pode ser estendido para a discriminação contra mães. Como preconizado pela Teoria do Capital Humano, mulheres com e sem filhos deveriam receber salário idênticos caso ambas possuam características semelhantes, ou seja, caso sejam substitutas perfeitas. No entanto, um empregador com preferência discriminatória contra mães não terá essa visão, pois, para ele, a contratação de uma trabalhadora com filhos trar-lhe-ia um custo. Assim, o empregador estaria disposto a pagar salários diferentes para trabalhadoras de mesma produtividade, ou, no limite, não contrataria mulheres com filhos.

No caso da não contratação do grupo discriminado, Becker (1957) ainda explica que firmas preconceituosas tenderiam a ser extintas no longo prazo, posto que o lucro monetário das que não discriminam seria maior, uma vez que os indivíduos discriminados seriam absorvidos pelas firmas não preconceituosas a menores salários. A conclusão de que firmas com preferências discriminatórias apresentariam menor lucro e poderiam ser eliminadas do mercado é contestada por Bergmann (1989), que se baseia na teoria dos salários de eficiência para explicar a sobrevivência destas em um mercado competitivo. Segundo a teoria, o maior salário dos trabalhadores não discriminados funcionaria como um incentivo para eles em termos de eficiência, além de reduzir a evasão e a rotatividade. Assim, o custo dos maiores salários seria compensado e não implicaria em prejuízos para as firmas que discriminam (BERGMANN, 1989; WOOLEY, 1993a).

A discriminação estatística, por sua vez, é o cerne dos modelos de Phelps (1972), Arrow (1973) e Spence (1978). Em linhas gerais, tais modelos pressupõem assimetria de informação, ao contrário de Becker (1957). Isso significa que os empregadores não possuem a informação completa sobre os indivíduos que pretendem contratar. Na ausência de conhecimento sobre a produtividade destes, podem utilizar de informações médias de determinados grupos (como negros, mulheres ou mães) para inferir a produtividade individual, reduzindo os salários mesmo daqueles que não tenham, necessariamente, uma menor produtividade.

A partir da literatura mostrada nessa seção, observa-se que o diferencial de rendimentos seria justificável quando a mão de obra de mães não substitui perfeitamente o trabalho das não mães. A discriminação existe quando ocorrem diferenças nos retornos do trabalho, mesmo que as características produtivas de ambos os grupos de mulheres sejam iguais. Assim, é necessário diferenciar o efeito de tais atributos produtivos do efeito residual, que pode caracterizar discriminação. Diversos trabalhos no Brasil propuseram-se a fazer esta análise para o hiato salarial entre homens e mulheres (LEME E WAJNMAN, 2000; SOARES, 2000; GIUBERTI E MENEZES FILHO, 2005; CIRINO, 2008; CACCIAMALI ET AL, 2010; PASCHOALINO ET AL, 2017 são alguns exemplos). No entanto, o diferencial entre mulheres que tem e que não tem filhos foi relativamente menos explorado, incentivando a realização deste trabalho. As próximas seções apresentam o estado da arte da literatura internacional e nacional sobre a penalidade salarial da maternidade.

2.3. A penalidade da maternidade no contexto internacional

A penalidade da maternidade no mercado de trabalho foi estudada na literatura internacional sob diversas perspectivas, sendo a principal delas a dimensão salarial. Outros enfoques englobam a participação no mercado, o *status* (prestígio) ocupacional e o tempo de progressão na carreira. A maior parte dos estudos mensura estas penalidades a partir da comparação entre mulheres que têm e que não têm filhos. Para tanto, o efeito da maternidade é isolado de outros fatores, com o objetivo de comparar mulheres com atributos semelhantes. Assim, além da maternidade como variável explicativa do salário (ou de outra dimensão do mercado de trabalho), são consideradas adicionalmente controles como escolaridade, experiência, jornada

semanal de trabalho, posição na ocupação, situação marital, raça/cor e se a mulher vive em área urbana ou rural.

Sobre a penalidade salarial da maternidade, a literatura mostra um consenso quanto ao fato de que as mulheres com filhos recebem, em média, salários menores em relação às aquelas sem filhos. Alguns exemplos são Waldfogel (1997), Budig e England (2001) e Anderson, Binder e Krause (2002) para os Estados Unidos; Kühhirt e Ludwig (2012) para a Alemanha; Livermore, Rodgers e Siminski (2011) para a Austrália; Jia e Dong (2012) para a China; Gamboa e Zuluaga (2013) para a Colômbia; Molina e Montuenga (2009) para a Espanha, e Gafni e Siniver (2015) para Israel. Apesar de não haver divergências na literatura sobre a existência da penalidade em si, diversos pontos ainda suscitam discussão. Por exemplo, quais são os fatores que mais contribuem para o diferencial salarial entre mães e não mães? Quais mães são mais penalizadas, as de pior condição socioeconômica ou as de melhor condição? Como a penalidade tende a se comportar ao longo do curso de vida?

Em relação ao *status* socioeconômico (daqui em diante chamado pela sigla do termo em inglês, SES) alguns estudos debruçaram-se sobre a questão do ponto de vista do nível de renda, de escolaridade ou ainda das ocupações de mulheres com e sem filhos (ANDERSON ET AL, 2002; BUDIG E HODGES, 2010; KILLEWALD E BEARAK, 2014; ENGLAND, 2016, GLAUBER, 2018). Uma dedução a princípio óbvia é a de que mulheres com menor SES sofreriam maior penalidade, dada sua condição de maior vulnerabilidade social. No entanto, tal conclusão não é unânime, conceitual e empiricamente.

Do ponto de vista teórico, Budig e Hodges (2010) apresentam duas linhas de raciocínio: por um lado, mulheres no topo da distribuição de renda vivem em domicílios com melhores condições para terceirizar as tarefas de cuidado, reduzindo, assim, o conflito entre o trabalho e a família. Por outro lado, a maior disponibilidade de recursos pode permitir às mães com salários elevados reduzir ou até mesmo interromper a sua atividade laboral por mais tempo, levando a uma maior penalidade salarial para estas devido à perda de experiência no mercado. Anderson et al (2002) e England (2016) também pontuam que, devido ao menor nível de capital humano de mulheres com baixo SES, estas trabalhadoras seriam menos vulneráveis a uma deterioração nos salários decorrente da maternidade. Assim, as interrupções de experiência no

mercado de trabalho não exerceriam grande impacto em seus salários, e a penalidade seria maior para as mais qualificadas, o que de fato se confirmou em seus resultados.

Os achados de Anderson et al (2002) e England (2016) diferem-se daqueles encontrados por Budig e Hodges (2010), que indicaram maiores penalidades nos quantis inferiores da distribuição de renda, e de Killewald e Bearak (2014), no qual a penalidade mostrou-se concentrada no meio da distribuição salarial. Os dois últimos trabalhos utilizaram a mesma base de dados, mas metodologias distintas – regressões quantílicas condicionais, no caso Budig e Hodges, e regressões quantílicas incondicionais usada por Killewald e Bearak². A discrepância nos resultados mostrou que a questão da penalidade da maternidade por grupos socioeconômicos parece ser sensível ao método utilizado, levantando à discussão sobre qual deles é o mais adequado.

Assim como em relação à questão socioeconômica, a penalidade da maternidade por raça/grupos étnicos também é alvo de discussões. Alguns estudos, como Waldfogel (1997) e Glauber (2007), encontraram maiores penalidades para mães brancas, ao contrário do que pressuporia o senso comum. No primeiro trabalho não há uma explicação clara para a maior penalidade para estas mulheres; o segundo tenta explicá-la pela interação de raça com o status marital. As mulheres casadas geralmente apresentam maior penalidade, e por haver mais mães brancas casadas, estas sofreriam maiores perdas salariais. No entanto, a hipótese não se confirmou, posto que mães brancas apresentaram uma perda salarial, independentemente da situação conjugal. Para as negras houve penalidade somente para mães casadas com mais de dois filhos, e entre as mulheres hispânicas não se observou penalidade.

A penalidade da maternidade também varia conforme diferenças de caráter institucional, como a legislação vigente em relação à licença maternidade e à flexibilização da jornada de trabalho, e a provisão de serviços que viabilizem o trabalho das mães – creches, por exemplo. Aspectos culturais também resultam em distintos efeitos sobre a penalidade, posto que os papéis atribuídos a homens e mulheres (sobretudo mães) na sociedade podem ser diferentes de acordo com o local analisado. Alguns estudos, como Waldfogel (1998), Gangl e Ziefle (2009) e Budig,

² Diferenças entre os dois métodos serão explicadas mais adiante neste trabalho.

Misra e Boeckman (2012), focaram nestas diferenças. Em linhas gerais, os resultados revelam que, em países com menor “proteção social” às mães, estas sofrem maiores penalidades vindas de suas características produtivas (como os diferenciais de capital humano entre mães e não mães, por exemplo), mas países que oferecem maior suporte à maternidade apresentam maiores percentuais da penalidade não explicados pelos atributos, provavelmente refletindo discriminação dos empregadores.

Outra possível fonte de penalidade às mães refere-se ao perfil das ocupações que estas mulheres e as que não tem filhos estão inseridas. Uma das hipóteses para a existência de penalidades salariais é a de diferenciais compensatórios, em que mães busariam por empregos *mother-friendly*, com jornadas menores ou mais flexíveis, mas também com menores remunerações. Sobre este aspecto, Villanueva e Lin (2016) analisam a relação entre a penalidade salarial da maternidade e informalidade³ no mercado de trabalho de cinco países latino-americanos, Argentina, Brasil, Chile, México e Peru. Os resultados apontaram maior penalidade para as mães no setor informal para os dois primeiros países, enquanto nos demais o *status* de informalidade não se mostrou estatisticamente significativo. Os autores ainda analisaram, por meio de uma técnica de pareamento, se esta diferença salarial provém de diferenciais compensatórios, ou seja, se vem da auto-seleção das mães em atividades informais, renunciando ao amparo legal em troca de maior flexibilidade. Os resultados para a amostra balanceada pelo pareamento não alteraram os achados já obtidos para mães argentinas e brasileiras.

Ainda no que tange ao perfil ocupacional, alguns trabalhos mostram que o setor público pode ser um “refúgio” para mulheres que têm filhos, por possuir uma jornada de trabalho mais flexível e um perfil de atividades menos exaustivas, contribuindo para uma conciliação do emprego com a maternidade (GAFNI E SINIVER, 2015; KLEVEN E LANDAIS, 2018). A dinâmica do setor privado, por sua vez, implica em interrupções mais frequentes na carreira das mulheres que têm filhos e, por conseguinte, com maior impacto em seus salários (DUVIVIER E NARCY, 2014). Embora o setor público possa ser considerado “*mother friendly*”, o conceito de diferenciais compensatórios não necessariamente se aplica. Isso dependerá da remuneração relativa deste em

³ Os autores consideraram trabalhadoras informais aquelas que não contribuíram regularmente para o sistema de pensão ou seguridade social no período de análise considerado.

comparação ao setor privado⁴. Jia e Dong (2012) investigam a penalidade salarial na China à luz das reformas econômicas ocorridas no país, que implicaram em privatizações e desregulamentação do mercado. Os resultados mostraram aumento da penalidade às mães após as reformas; o resultado foi atribuído à menor importância do setor público na economia. Por outro lado, Gafni e Siniver (2015) estudaram a penalidade salarial para mulheres altamente escolarizadas de Israel, e observaram que a troca de mulheres do setor privado para o setor público produziu uma maior penalidade salarial, posto que os salários no setor público são, em média, menores que o setor privado naquele país.

Além das questões socioeconômica, racial, institucional/cultural e ocupacional acima abordadas, a penalidade da maternidade pode variar ao longo do curso de vida e entre diferentes coortes. As análises voltadas para a perspectiva do curso de vida tentam explicar o comportamento da penalidade à medida que se avança a idade (ABENDROTH ET AL, 2014; KHAN ET AL, 2014; NEUMEIER, SØRENSEN E WEBBER, 2018). Por um lado, a maior experiência em equilibrar maternidade e trabalho e o próprio crescimento e independência dos filhos podem contribuir para redução da penalidade em idades mais velhas. Todavia, a descontinuidade da experiência das mães pode dificultar a inserção em ocupações com maiores salários ou atrasar sua progressão ocupacional, provocando uma crescente desvantagem em relação às não mães (KHAN ET AL, 2014).

Ao analisar o prestígio ocupacional ao longo do curso de vida para países europeus, Abendroth et al (2014) demonstraram que a maternidade tem custos de curto e longo prazos. A passagem do tempo não compensou as consequências negativas de um primeiro nascimento, e as perdas de *status* ocupacional se acumularam à medida que a primeira criança cresce. Para o segundo nascimento, as penalidades ocupacionais não pioraram com o tempo, mas o status ocupacional não se recuperou. Khan et al (2014) realizam investigação semelhante, considerando participação, salários e prestígio para os Estados Unidos. Os autores observaram que a diferença na participação entre mulheres com e sem filhos tornou-se quase inexistente a partir dos quarenta anos; para os salários, há um aumento da penalidade por volta dos trinta

⁴ No caso do Brasil, por exemplo, há evidência de que o setor público oferece maiores salários que o privado nas esferas federal e estadual, e menores na municipal (FOGUEL ET AL, 2000; ROSA E NOCKO, 2017).

anos, mas a diferença se reduz aos quarenta. A penalidade em relação ao prestígio reduz-se entre os trinta e quarenta anos. Neumeier, Sørensen e Webber (2018) também analisaram o contexto americano, evidenciando que o *gap* salarial entre mulheres com e sem filhos aumenta ao longo do curso de vida, mas a um ritmo decrescente conforme avança a idade.

Um aspecto-chave no que tange à penalidade ao longo do curso de vida é o *timing* da maternidade, ou seja, o momento da vida em que ocorre a chegada do filho. Por exemplo, mulheres que adiaram a maternidade provavelmente terão filhos em um momento em que já possuem grande volume de capital humano acumulado. Assim, a penalidade sofrida por tais mulheres seria distinta daquela experimentada por mulheres que tiveram seus filhos na juventude. Landivar (2018) mostrou que nos Estados Unidos mães inseridas em ocupações categorizadas como “profissionais” – com melhores remunerações – experimentaram maior penalidade salarial com a maternidade precoce. O atraso no primeiro nascimento reduziu a penalidade nestas ocupações de alto salário, enquanto mulheres em ocupações de baixos salários apresentam pouco benefício econômico com a maternidade tardia.

A respeito da penalidade da maternidade entre coortes, a princípio seria esperado que o diferencial de salários entre mulheres com e sem filhos diminuísse em coortes mais jovens, devido tanto à menor disparidade das características produtivas (capital humano), quanto por uma redução da discriminação. No entanto, não é necessariamente este o comportamento observado. Avellar e Smock (2003) analisaram duas coortes de jovens mulheres nos Estados Unidos e concluíram que o diferencial de salários entre mulheres com e sem filhos permaneceu estável, ainda que as primeiras estejam se afastando do mercado para se dedicar à maternidade por um período cada vez menor.

A seção a seguir revisa a produção brasileira sobre penalidade salarial à maternidade, e faz uma breve contextualização da participação feminina no mercado de trabalho do país.

2.4. O contexto brasileiro

Esta seção é composta de três subdivisões. A primeira delas aborda aspectos do mercado de trabalho para as mulheres brasileiras, enquanto a segunda faz uma breve

revisão das mudanças demográficas ocorridas no país, com enfoque para a fecundidade, componente mais diretamente relacionada ao objeto de estudo deste trabalho. Por fim, a terceira subseção revisa a literatura nacional existente para o tema da penalidade da maternidade.

2.4.1. Evolução das mulheres no mercado de trabalho brasileiro

A participação da mulher no mercado de trabalho brasileiro apresentou um crescimento significativo a partir da década de 1970, com a aceleração dos processos de industrialização e urbanização no país e a conseguinte ampliação da oferta de empregos (HOFFMANN E LEONE, 2009; LAVINAS E NICOLL, 2006). Antes disso, elas ocupavam postos de trabalho nas áreas de educação e enfermagem, no caso das mulheres com melhor SES, ou no serviço doméstico e indústria têxtil, nos estratos sociais mais baixos (DANIEL, 2011). A crescente oferta de empregos na década de 1970 foi acompanhada de uma demanda por trabalho, devido, principalmente, ao surgimento de novos produtos que elevaram o padrão de consumo dos indivíduos, além de um intenso movimento de afirmação do espaço da mulher, corroborando para o aumento da participação feminina no mercado de trabalho à época (BRUSCHINI, 1994).

Na década de 1980 as mulheres continuaram ampliando sua participação no mercado de trabalho, mesmo em uma conjuntura econômica deteriorada pela recessão. Segundo Wajnman, Queiroz e Liberato (1998), a expansão do setor terciário foi uma das principais causas para este aumento diante de um cenário desfavorável. Assim, as mulheres passaram a ter possibilidades em atividades econômicas voltadas para o comércio, prestação de serviços administrativos, bancários, dentre outros. Ao contrário do período anterior, em que a participação feminina aumentou principalmente entre as mais jovens e com baixo nível de instrução, na década de 1980 as mulheres que mais ingressaram na força de trabalho tinham mais de 25 anos, muitas das quais já casadas (HOFFMAN E LEONE, 2002).

A partir da década de 1990, as transformações no cenário econômico contribuíram para aumento das taxas de desemprego e piora de qualidade dos postos de trabalho, afetando a taxa de atividade não somente das mulheres, bem como da população em geral (WAJNMAN, QUEIROZ E LIBERATO, 1998). Apesar da População

Economicamente Ativa (PEA) feminina continuar aumentando, a criação de postos de trabalhos formais não era suficiente para absorver este contingente, culminando em uma precarização do emprego feminino, com o aumento de atividades informais ou que demandassem um menor nível de instrução (HOFFMANN E LEONE, 2009). O desemprego feminino cresceu a uma magnitude maior que o masculino, e ambos os sexos “competiam” entre si por vagas no setor de serviços, dada a deterioração da atividade industrial (LAVINAS ET AL, 1999).

Nos anos 2000 iniciou-se uma fase de prosperidade econômica que se refletiu no mercado de trabalho, com redução das taxas de desemprego e aumento do rendimento real. Além disso, o período caracterizou-se pelas formalizações e conseguinte redução do percentual de trabalhadores sem carteira assinada. Este cenário culminou em um aumento da População Economicamente Ativa (PEA) no período para ambos os sexos, mas em maior proporção para o sexo feminino (OLIVEIRA E COLOMBI, 2014). Mulheres de elevado nível educacional obtiveram avanços em profissões de prestígio e cargos de gerência; no entanto, a maior parcela do trabalho feminino ainda se concentrou em nichos de atividades consideradas precárias, como o serviço doméstico e atividades do próprio consumo ou de consumo da família. O perfil das trabalhadoras também continuou com a tendência iniciada na década de 1980, ou seja, de mulheres mais velhas, casadas e mães (BRUSCHINI, 2007).

Entre o final da década de 2000 e início dos anos 2010, a participação feminina sofreu declínio, e a retomada a partir de 2013 não foi convertida em aumento dos níveis de ocupação, mas sim do desemprego (WAJNMAN, 2016). A deterioração do cenário econômico intensificou-se a partir de 2015, e contribuiu para que a taxa de desemprego entre as mulheres continuasse em trajetória de crescimento, além de gerar aumento da informalidade e do desalento⁵. O rendimento real das mulheres não chegou a sofrer redução no período, mas houve desaceleração na tendência de crescimento (COSTA ET AL, 2019). Embora seja possível observar redução da taxa de desemprego feminina a partir de 2017 (COSTA ET AL, 2019), há de se considerar que o período continuou apresentando elevação no número de trabalhadores

⁵ O conceito de desalento envolve a desistência da busca efetiva por trabalho, geralmente ocasionada pelo elevado tempo de procura (não exitosa) por um emprego. A população desalentada não constitui a força de trabalho, mas sim a força de trabalho potencial (BANCO CENTRAL DO BRASIL, 2020).

desalentados, que não compõem as estatísticas de desocupação posto que não estão inseridos na força de trabalho (BANCO CENTRAL DO BRASIL, 2020).

2.4.2. Transição de fecundidade e o perfil de mulheres com e sem filhos no Brasil

A caracterização da transição de fecundidade no Brasil faz-se importante para este trabalho, dado que a maternidade em um contexto mais recente se difere do que era há alguns anos em diversos aspectos, como o número de filhos e a idade da mãe ao nascimento do primeiro filho. Tais diferenças pressupõem distintos efeitos da maternidade sobre as variáveis relacionadas ao mercado de trabalho, como a participação e o rendimento.

A transição de fecundidade no Brasil teve início no final década de 1960 (CARVALHO, SAWYER E PAIVA, 1981; MERRICK E BERQUÓ, 1983; CARVALHO E BRITO, 2005; AMARAL, ALMEIDA E GONÇALVES, 2015; MIRANDA-RIBEIRO, GARCIA E FARIA, 2019). A Taxa de Fecundidade Total (TFT)⁶, que permaneceu em torno de 6,2 filhos por mulher nos Censos Demográficos de 1940, 1950 e 1960, apresentou sucessivas quedas nas décadas seguintes: 5,8 em 1970; 4,4 em 1980; 2,9 em 1991; 2,4 em 2000 e 1,90 em 2010 (IBGE, 2010). O ritmo de declínio é considerado como “rapidíssimo” (CARVALHO E BRITO, 2005), fazendo com que o Brasil, em um intervalo de quarenta anos, passasse de um contexto de elevada fecundidade para um patamar abaixo do nível de reposição de 2,1 filhos por mulher.

Alguns fenômenos mostraram-se determinantes para o início do declínio de fecundidade no Brasil. Um deles foi a rápida difusão de métodos contraceptivos, principalmente em regiões menos desenvolvidas do país e nas áreas rurais (CARVALHO, SAWYER E PAIVA, 1981; MERRICK E BERQUÓ, 1983; MARTINE, 1996). A elevação do custo de vida durante a década de 1970 e a intensificação da industrialização em detrimento da produção doméstica estabeleceram obstáculos à manutenção de famílias grandes, sobretudo entre a população de baixa renda, estimulando assim a contracepção (CARVALHO, SAWYER E PAIVA, 1981; AMARAL, ALMEIDA E GONÇALVES, 2015).

⁶ De acordo com Carvalho, Sawyer e Rodrigues (1994), o conceito de Taxa de Fecundidade Total (TFT) refere-se ao número médio de filhos de uma mulher ao término de seu período reprodutivo.

O aumento da escolaridade e da participação feminina no mercado de trabalho também são fatores relacionados à queda de fecundidade no país (MERRICK E BERQUÓ, 1983; AMARAL, ALMEIDA E GONÇALVES, 2015). Segundo a teoria da demanda por filhos (BECKER, 1981; EASTERLIN E CRIMMINS, 1985), o custo de oportunidade de ter uma criança é um aspecto-chave na decisão pela maternidade. Assim, a inserção das mulheres no mercado limitou a disponibilidade para tarefas domésticas e de cuidado (usualmente atribuídas a elas), “encarecendo” o valor de seu tempo e, por conseguinte, desincentivando a maternidade. Esse custo de oportunidade seria ainda maior para mulheres altamente escolarizadas, dado que estas tendem a ocupar postos com melhores remunerações (SIMÃO ET AL., 2020).

O advento da contracepção hormonal associada ao crescimento da escolaridade e da participação feminina no mercado promoveu um contexto de maior liberdade de escolha para as mulheres. Segundo McDonald (2000), este argumento explica a maior velocidade da queda de fecundidade em países em desenvolvimento comparativamente aos países desenvolvidos, para os quais este declínio ocorreu antes do surgimento das tecnologias contraceptivas. Ainda de acordo com o autor, a redução da fecundidade está relacionada ao descompasso entre a equidade de gênero nas instituições e nas famílias. Assim, se mulheres e homens possuem oportunidades equivalentes em termos de educação e emprego, por exemplo, mas o mesmo não ocorre no âmbito familiar, a tendência é que a fecundidade se reduza.

À luz da teoria de McDonald (2000), Castanheira e Kohler (2017) analisam o contexto brasileiro. Segundo os autores, a equidade de gênero no âmbito institucional foi estabelecida em um curto espaço de tempo a partir da promulgação de algumas leis, em especial a Lei nº 4.121, que conferiu maiores direitos às mulheres casadas, e a Lei nº 6.515, que regulou as dissoluções conjugais, permitindo que estas também fossem solicitadas por qualquer um dos cônjuges. Além disso, Castanheira e Kohler (2017) citam a instauração do Conselho Nacional dos Direitos da Mulher em 1985 e a igualdade de direitos entre os sexos feminino e masculino estabelecida na Constituição Federal de 1988. Dado que a equidade na esfera familiar no Brasil não acompanhou a velocidade destes avanços institucionais, os níveis de fecundidade no país continuaram a se reduzir ao passar das décadas.

A combinação dos aspectos supracitados culminou em mudanças comportamentais que se refletiram na formação de família, como a postergação de casamentos, o aumento de uniões informais, o crescimento no número de divórcios, o adiamento da fecundidade e a elevação da proporção de mulheres sem filhos. Tais transformações são análogas àquelas destacadas na teoria da Segunda Transição Demográfica (VAN DE KAA, 1987; LESTHAEGHE, 1995), embora não seja possível afirmar que o Brasil se enquadre nesse processo, dadas as grandes heterogeneidades regionais do país (OLIVEIRA, 2012).

Dentre as transformações em questão, enfatiza-se no escopo deste estudo o aumento da idade média ao nascimento do primeiro filho e do número de mulheres sem filhos. Ambos possuem forte associação, já que a chegada de um filho em um momento tardio do período reprodutivo afeta a progressão da mulher para parturições seguintes, culminando em um menor número de filhos tidos em relação ao que teria na ausência do adiamento. No contexto brasileiro, este fenômeno pôde ser percebido entre os censos de 2000 e 2010, à exceção da região Sul, para a qual este ocorreu entre 1991 e 2000 (MIRANDA-RIBEIRO, GARCIA E FARIA, 2019).

O adiamento da reprodução é intrinsecamente relacionado com os investimentos em educação e com a experiência no mercado de trabalho (BILLARI, LIEFBROER E PHILIPPOV, 2006). No Brasil, este seria o principal motivo para o adiamento da fecundidade, conforme mostram os resultados de Berquó e Garcia (2012). Outro fator de relevância encontrado pelas autoras, no entanto, é o desejo em “aproveitar a vida”, o que, segundo o senso comum, seria incompatível com o estabelecimento de vínculos permanentes, como o da maternidade.

Assim como o adiamento da fecundidade é um fenômeno relativamente recente na população brasileira, também são recentes os estudos que abordam o *childlessness*, ou seja, a ausência de filhos. O estudo de Cavenaghi e Alves (2013) foi um dos primeiros a abordar esta questão, e buscou responder se o Brasil tornar-se-ia uma sociedade sem filhos ou se o *childlessness* era um fenômeno específico de alguns segmentos da população. Os resultados apontaram para a segunda hipótese: embora adiamentos de fecundidade possam ocorrer entre mulheres com menor nível de escolaridade e de renda, estas em geral são menos propensas à ausência de filhos ao final do período reprodutivo em comparação às mulheres com elevado SES. A

maior prevalência do *childlessness* entre mulheres de alta renda escolaridade também é encontrada em trabalhos mais recentes, como o de Fujiwara (2018), Leocádio (2019) e Simão et al. (2020).

Contempladas as transformações econômicas e demográficas que se relacionam com a vida laboral das mulheres no Brasil, abordam-se na sessão seguinte os estudos existentes na literatura nacional que buscaram analisar aspectos da penalidade da maternidade.

2.4.3. A penalidade da maternidade no Brasil

A análise da participação e do rendimento de mulheres com filhos no mercado de trabalho brasileiro geralmente aparece dentro de contextos mais amplos de análises que relacionam variáveis de trabalho com os tipos de arranjos domiciliares e familiares. Os achados, em geral, mostram que a participação dos homens no mercado de trabalho não é significativamente afetada pela estrutura familiar da qual fazem parte, mas para as mulheres há uma grande variação, conforme a situação marital ou a presença de filhos (LAVINAS E NICOLL, 2006; SORJ ET AL, 2007; WAJNMAN, 2012; MADALOZZO E BLOFIELD, 2017).

Os estudos supracitados apresentam indícios unânimes de que a presença de filhos no domicílio tende a deprimir a participação no mercado ou rendimento das mulheres brasileiras. No entanto, a literatura nacional ainda dispõe de poucos trabalhos que se aprofundem nesta questão. O Quadro 1 traz um resumo dos estudos que dedicam de forma mais específica à análise da penalidade da maternidade no Brasil.

Quadro 1. Síntese dos estudos sobre a penalidade da maternidade no mercado de trabalho brasileiro

Autor	Descrição do trabalho
Pazello e Fernandes (2004) Pazello (2006) Souza, Rios-Neto e Queiroz (2011)	Estes estudos possuem em comum a tentativa de controlar as preferências das mulheres analisadas. Para tanto, confrontam mães e mulheres que deram à luz a natimortos, assumindo que ambas possuem preferências orientadas à maternidade, embora as últimas não tivessem chegado a vivenciá-la. Outra comparação é a de mulheres que tiveram gêmeos com mulheres que não tiveram, o que pressupõe novamente a preferência por filhos para ambos os grupos de análise, embora o primeiro tenha experimentado um choque exógeno de fecundidade.

(continua)

(conclusão)

Autor	Descrição do trabalho
Pazello e Fernandes (2004) Pazello (2006) Souza, Rios-Neto e Queiroz (2011)	Em linhas gerais, os resultados destes estudos evidenciaram uma relação negativa entre maternidade e participação no mercado de trabalho ou salário-hora, mas os efeitos diminuem em uma perspectiva de “longo prazo” (aqui demarcado pela idade da mãe ou do filho).
Paulo (2012)	Comparou mulheres que têm e que não têm filhos em dois pontos no tempo, 1992 e 2009, e mostrou que o impacto negativo da maternidade sobre os rendimentos elevou-se entre os dois anos. Este resultado é atribuído às maiores exigências do mercado, trazendo prejuízo às mães devido à dificuldade de conciliar as atividades do trabalho e da esfera doméstica.
Paulo (2013)	Além da análise da penalidade da maternidade para a média de salários, a autora estudou o fenômeno ao longo da distribuição condicional de salários. A hipótese inicial de maior penalidade nos quantis mais elevados de renda não se confirmou, visto que o quantil com maior diferença entre mães e não mães variou entre os anos analisados. A autora ainda investigou o impacto do momento de nascimento do primeiro filho, mostrando haver prêmio pelo adiamento da maternidade apenas para mulheres mais ricas.
Guiginski (2015)	Analisaram quatro indicadores da condição de acesso ao trabalho para homens e mulheres: participação, qualidade do posto ocupado, rendimentos e risco de desemprego. Os resultados, referentes ao ano de 2013, mostraram que a presença de filhos no domicílio exerceu impacto negativo em todos os indicadores femininos; para os masculinos, no entanto, os resultados na maior parte das vezes não foram estatisticamente significativos.
Souza (2016)	Utilizou o método Oaxaca-Blinder para decompor o salário hora de mulheres com e sem filhos, encontrando penalidade salarial para mães e aumento desta conforme o número de filhos. Também analisou a distribuição de salários condicional e incondicional, e em ambos os casos encontrou maiores penalidades no topo da distribuição, justificando seus resultados pelo custo de oportunidade, em termos de rendimento potencial, das mulheres de alta renda.
Muniz e Veneroso (2019)	Observaram o impacto da presença de crianças pequenas no domicílio para homens e mulheres em duas dimensões principais: participação, por meio de modelo de seleção amostral, e salários, a partir de regressões quantílicas condicionais. Mostraram que no topo da distribuição de renda (5% mais ricos) não há diferença salarial entre os sexos. A porção inferior, por sua vez, apresentou hiato salarial, mas os autores ponderam que o impacto da maternidade é pequeno, e outros fatores predominam, como escolaridade, o tipo de ocupação e a discriminação.

(continua)

(conclusão)

Autor	Descrição do trabalho
Muniz e Veneroso (2019)	A penalidade, segundo os autores, ocorre de forma mais significativa em relação à participação no mercado do que em termos salariais, e varia segundo a ordem da parturição.

Fonte: Elaboração Própria.

Embora alguns estudos dispostos no Quadro 1 apresentem análises em que a idade é considerada como uma variável explicativa das diferenças entre mulheres com e sem filhos, em nenhum deles enfatizam-se os diferenciais entre tais mulheres decorrentes do momento do curso de vida ao qual se encontram. Esta é uma lacuna que o presente trabalho procura preencher. A análise dos efeitos de idade, período e coorte possibilitará uma melhor compreensão de como o curso de vida afeta o comportamento do rendimento/hora e da taxa de participação de mulheres com e sem filhos, comparativamente às outras duas dimensões. As análises de decomposição, por sua vez, permitirão verificar possíveis mudanças na composição do diferencial salarial entre distintos grupos etários. A próxima seção descreve a fonte de dados desse estudo, a definição da unidade de análise adotada, bem como os métodos empregados.

3. DADOS E MÉTODOS

A fim de alcançar os objetivos estipulados na seção introdutória, foram utilizados os microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD)⁷, realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). A PNAD é uma pesquisa de abrangência nacional realizada anualmente desde 1967, exceto nos anos de coleta do Censo Demográfico. Os dados desta pesquisa possibilitam o estudo de questões relacionadas ao trabalho, educação, habitação e saúde dos indivíduos da amostra. A pesquisa é caracterizada por um desenho amostral complexo, com unidades estratificadas de amostragem, seleção em múltiplos estágios e em unidades compostas de amostragem (conglomeramento), probabilidades de seleção desiguais e utilização de pesos amostrais (SILVA, PESSOA E LILA, 2002).

Ao longo de sua existência, a PNAD sofreu alterações em seu questionário. Perguntas sobre fecundidade, tais como “Tem filho nascido vivo” ou “Número de filhos nascidos vivos” aparecem nas pesquisas de 1984, 1985 e 1986, mas o mesmo não ocorre com as pesquisas do período compreendido entre 1987 e 1990. A indisponibilidade do questionário de fecundidade em alguns anos inviabilizou o aproveitamento das pesquisas da década de 1980, de modo que foram utilizadas aquelas realizadas a partir de 1992, pois nestas o questionário de fecundidade é mantido de forma consistente até o último ano de divulgação da PNAD, em 2015. Portanto, a unidade de análise deste trabalho consistiu em mulheres residentes em áreas urbanas, divididas entre mães e não mães, sendo que a divisão dos dois grupos foi realizada utilizando-se da variável V1101, “Teve algum filho nascido vivo até a data de referência”.

Ressalta-se aqui que foi considerada a possibilidade separar os grupos de mulheres com e sem filhos de maneira indireta, por meio da pergunta “Condição no Domicílio” da PNAD, o que permitiria uma ampliação do intervalo de tempo analisado, mas ao custo de algumas implicações. A primeira delas é que o grupo denominado como “mulheres com filhos” na realidade seria constituído de mulheres com filhos

⁷ As pesquisas anteriores ao ano de 2001 foram obtidas na página do Centro de Estudos da Metrópole (CEM/Cepid), da Universidade Estadual de Campinas (Unicamp).

sobreviventes residentes no domicílio, enquanto as consideradas “mulheres sem filhos” seriam mulheres que não possuem filhos vivendo no domicílio. Isso poderia gerar uma distorção nos resultados, uma vez que muitas mulheres consideradas sem filhos poderiam na realidade, serem mães cujos filhos já tivessem constituído domicílio próprio, especialmente entre as mulheres de idade mais avançada. Tal distorção, inclusive, foi verificada em exercício preliminar durante a realização deste trabalho. Além disso, apenas mulheres na condição de responsável pelo domicílio ou cônjuge do responsável seriam selecionadas, pois não é possível identificar na PNAD se uma mulher na condição de filha tem um filho (que seria o neto do responsável).

As sessões seguintes apresentam diferentes modelos analíticos, que demandaram o uso de diferentes anos da PNAD. A fim de cumprir o primeiro objetivo deste trabalho, utilizou-se um modelo Idade-Período-Coorte (IPC) para a análise do rendimento/hora e da taxa de participação de mulheres com e sem filhos, em que foram utilizadas as pesquisas de 1992 a 2015. Para os outros dois objetivos restantes, aplicou-se para o ano de 2015 a decomposição de Oaxaca-Blinder e a decomposição quantílica segundo a abordagem de Firpo, Fortin e Lemieux (2009, 2018). Ressalta-se que o cálculo do rendimento / hora foi realizado a partir da variável V4718 – valor do rendimento do trabalho principal⁸. Os valores do rendimento foram corrigidos para o ano de 2019, utilizando-se como deflator o número índice do IPCA, cujo período-base é dezembro de 1993. Para as PNADs referentes aos anos anteriores ao plano real, fez-se necessária a conversão das moedas.

3.1. Modelo Idade-Período-Coorte (IPC)

Na seção introdutória deste trabalho, explicitou-se que as diferenças quanto a atuação de mulheres com e sem filhos no mercado remunerado podem sofrer influência do momento do curso de vida em que estão, bem como do contexto econômico e geracional em que se inserem. Dessa forma, optou-se pela estimação de modelos *Idade-Período-Coorte (IPC)* para os rendimentos/hora e para as taxas de participação destas mulheres. Assim, buscar-se-á investigar a existência dos três efeitos para mães e não mães, bem como analisar a relevância deles e como se diferem entre os dois grupos em questão.

⁸ Na PNAD 2001, o código da variável em questão é 4768.

O advento da abordagem de idade, período e coorte ocorreu diante da necessidade de estudiosos em distinguir os diferentes efeitos atuantes sobre fenômenos demográficos. Conceitualmente, os efeitos de idade são aqueles relacionados às variações de determinado fenômeno ou atributo em diferentes idades (ou grupos etários), mantendo-se fixo o período (ano) de análise e que seja comum a qualquer coorte. Os efeitos de período consistem em variações relacionadas às mudanças conjunturais ao longo dos anos, incidentes sobre todos os grupos etários simultaneamente, ainda que de forma desigual. Por sua vez, os efeitos de coorte relacionam-se com as características específicas de um grupo de indivíduos nascidos em uma mesma “época” (podendo ser um mesmo ano, ou um intervalo de anos), comparativamente àqueles nascidos em outra “época”. Assim, indivíduos de coortes distintas teriam experiências distintas no mercado de trabalho para o mesmo estágio do ciclo de vida.

A modelagem econométrica foi incorporada à abordagem IPC a partir do trabalho de Mason et al (1973), que formularam um modelo de regressão linear cuja variável dependente é o fenômeno ou atributo em estudo – no presente trabalho, o rendimento/hora e a taxa de participação de mulheres com filhos e sem filhos – e as variáveis independentes são as dimensões de idade, período e coorte:

$$Y = I + P + C \quad (1)$$

Um obstáculo à estimação da equação (1) é a dependência linear existente entre suas variáveis explicativas, uma vez que a soma da idade com a coorte de nascimento resulta no período de análise. Esta relação é representada matematicamente em (2):

$$P = I + C \quad (2)$$

Substituindo-se a equação (2) em (1), tem-se:

$$Y = I + (I + C) + C = 2(I + C) = 2P \quad (3)$$

A equação (3) mostra que os valores de Y podem ser obtidos somente com duas componentes, ou até mesmo com apenas uma delas, o que reflete a colinearidade perfeita entre as três variáveis. Este é o denominado *problema de identificação* do modelo IPC, que impede a estimação de seus coeficientes (\hat{b}) por Mínimos Quadrados

Ordinários (MQO), uma vez que a dependência linear entre os regressores impossibilita a inversão da matriz singular ($X^T X$), mostrada em (4).

$$\hat{b} = (X^T X)^{-1} X^T Y \quad (4)$$

A existência do problema de identificação no modelo IPC suscitou uma ampla discussão na literatura sobre soluções capazes de contornar esta questão. Mason et al (1973) e Fienberg e Mason (1985) propuseram a utilização de Modelos Lineares Generalizados Restritos (MLGR) a fim de alterar a relação linear entre idade, período e coorte a partir da aplicação de uma restrição, que poderia ser a inserção de um termo quadrático a um dos efeitos ou igualar duas categorias de uma das variáveis, assumindo implicitamente que ambas tenham comportamento semelhante.

Yang, Fu e Land (2004) formularam um método alternativo, que consiste na divisão do espaço paramétrico da matriz de coeficientes em um subespaço nulo, com a extensão do vetor de regressores, e outro subespaço complementar e ortogonal ao nulo, denominado Estimador Intrínseco (EI). A representação destes dois subespaços que compõem o espaço paramétrico de b é dada pela equação (5):

$$b = b_1 + s \cdot b_0 \quad (5)$$

Em (5), b_1 é a parte de b correspondente ao espaço não nulo da matriz de coeficientes, enquanto b_0 corresponde ao espaço nulo, de modo que b_0 é perpendicular a b_1 ; ou seja, $b_1 \cdot b_0 = 0$. A constante s , por sua vez, é um número real arbitrário.

O Estimador Intrínseco é obtido por meio de Análise dos Componentes Principais e sua vantagem sobre o MLGR seria a obtenção de estimadores não viesados e mais eficientes (YANG, FU E LAND, 2004). Contudo, a superioridade do EI em relação ao MLGR foi contestada por Luo (2013), ao argumentar que aquele implicitamente assume uma restrição aos efeitos lineares de idade, período e coorte, uma vez que cada valor distinto de s oferece uma solução diferente para a equação de interesse, de modo que nenhuma solução pode ser considerada preferível sem restrições adicionais acerca de b . Pode-se dizer, portanto, que não existe uma solução definitiva para o problema de identificação do modelo IPC, dado que a discussão sobre essa questão perdura até o período recente.

Aplicações do modelo IPC para analisar aspectos do mercado de trabalho brasileiro datam desde os anos 1990. Oliveira e Rios-Neto (2004) analisaram as diferenças na taxa de participação de homens e mulheres pelas perspectivas de idade, período e coorte; em outro trabalho, os autores utilizaram a análise IPC para projetar as taxas de participação no Brasil (RIOS-NETO E OLIVEIRA, 1999). Exercício similar foi realizado mais recentemente por Foguel e Russo (2019). Crespo et al (2004) decompueram o componente de discriminação do diferencial de rendimentos por raça em efeitos de idade, período e coorte. Barbosa (2016) investigou a desigualdade nos rendimentos do trabalho de homens e mulheres aplicando o modelo IPC para o índice Theil-L. Ribeiro (2016), por sua vez, utilizou a abordagem IPC para estudar o diferencial de entre homens e mulheres em relação ao ensino superior e à entrada no mercado de trabalho.

No contexto deste trabalho, optou-se pela utilização de Modelos Lineares Generalizados Restritos (MLGR) aos moldes de Mason et al (1973) e Fienberg e Mason (1985), utilizando-se de microdados da PNAD para sucessivos anos. O primeiro passo para a análise pretendida foi a elaboração de matrizes de idade por período (I X P) para o rendimento/hora e para a taxa de participação, nas quais as idades são dispostas em linhas e os períodos em colunas. As coortes são obtidas a partir das diagonais formadas pelas combinações das outras duas dimensões. As matrizes elaboradas com os valores agregados possuem dimensões 24 x 24, resultando em 47 coortes. O intervalo etário selecionado compreende idades simples entre 25 e 48 anos, e foi escolhido considerando-se que grande parte das mulheres se encontra economicamente ativa em tais idades. Em seguida foram definidos os períodos, considerando-se o intervalo entre 1992 e 2015, devido à disponibilidade do questionário de fecundidade.

Nos modelos cuja variável dependente é o rendimento/hora, a estimação foi realizada por MQO com o regressando em formato logarítmico. Foram consideradas na amostra apenas as mulheres ocupadas e com rendimentos positivos. Por sua vez, nos modelos em que variável dependente é a taxa de participação, utilizou-se um modelo de contagem do tipo Poisson, em que o regressando é População Economicamente Ativa (PEA) – ou, de acordo com conceito mais recente do IBGE, a população na força de trabalho – e o *offset* é a População em Idade Ativa (PIA), ou população em idade de trabalhar. Enquanto a PEA compreende pessoas ocupadas e desocupadas no

período de referência da pesquisa, a PIA é composta por indivíduos com 14 anos ou mais de idade⁹.

O Quadro 2 mostra as diferentes especificações estimadas. Nos modelos completos (que possuem as três dimensões), foram adotadas restrições em cada uma das componentes. A restrição na idade consistiu em igualar os efeitos das duas últimas idades de análise (47 anos = 48 anos); o mesmo procedimento foi realizado para a restrição nos períodos (2014 = 2015). Em relação às coortes, optou-se por aplicar a restrição na coorte mais completa, referente às mulheres nascidas em 1967, igualando seu coeficiente com a segunda coorte mais completa, de mulheres nascidas em 1968. A escolha por essas idades/períodos/coortes justifica-se pelo comportamento mais similar para a variável dependente nas análises descritivas.

Quadro 2. Especificações estimadas dos modelos Idade-Período-Coorte

Especificação	Variáveis Explicativas
I	Somente Idade
P	Somente Período
C	Somente Coorte
IP	Idade e Período
IC	Idade e Coorte
PC	Período e Coorte
I_PC	Idade, Período e Coorte, com restrição aplicada à idade
IP_C	Idade, Período e Coorte, com restrição aplicada ao período
IPC_	Idade, Período e Coorte, com restrição aplicada à coorte

Fonte: Elaboração Própria.

A fim de avaliar a qualidade de ajuste dos modelos propostos no Quadro 2, foram utilizadas distintas medidas. A primeira delas é a *deviance* (G^2), que consiste no desvio da razão de verossimilhança de um modelo proposto em relação a um modelo saturado, que, por definição, possui um parâmetro para cada observação da amostra. Assim, quanto menor a *deviance*, melhor é o ajuste do modelo proposto. Em seguida, calculou-se o R^2 ajustado segundo critério de Cameron e Windmeijer (1997). Neste, $R^2 = \Delta G^2 / G^2(0)$, em que o denominador é a *deviance* do modelo nulo. Modelos com R^2 mais elevados indicam melhores ajustes. A terceira medida de qualidade de ajuste é o Critério de Informação Akaike (AIC), métrica calculada a partir da soma dos

⁹ Posto que a amostra adotada neste trabalho compreende o intervalo etário de 20 a 55 anos, todas as mulheres observadas se encontram em idade ativa (ou idade de trabalhar).

quadrados dos resíduos do modelo proposto. Assim, ao se comparar dois ou mais modelos, considera-se melhor ajustado aquele que possui menor AIC. Por fim, foram performados testes de Razão de Verossimilhança (LR), que têm como objetivo comparar a qualidade de ajuste de modelos aninhados. A rejeição da hipótese nula do teste indica que o modelo irrestrito – no contexto em questão, as especificações com três dimensões – apresenta qualidade de ajuste superior ao modelo restrito – que são as especificações com uma ou duas dimensões (I, P, C, IP, IC e PC).

Além dos testes de qualidade de ajuste, foram calculados os Fatores de Inflação de Variância (FIV) a fim de avaliar a multicolinearidade presente nos modelos com duas ou três componentes. Conforme explicado anteriormente, a colinearidade entre as variáveis explicativas é uma questão de importância no modelo IPC, já que as três dimensões, Idade, Período e Coorte estão inter-relacionadas de modo tal que uma delas pode ser obtida a partir das outras duas. Essa questão pode ser particularmente problemática para os modelos completos (mesmo com a aplicação das restrições), pois valores elevados de multicolinearidade (maiores que 10, segundo o teste FIV) podem implicar em erros-padrões significativamente elevados, resultando em parâmetros inconsistentes, com sinais incorretos ou em magnitudes irrealistas para o contexto em análise.

Ressaltam-se algumas observações adicionais. A PNAD não foi realizada em todos os anos do período selecionado; em 2000 e 2010 ocorreu o Censo Demográfico, e no ano de 1994 não houve a pesquisa. Nestes casos, calculou-se a média entre o ano imediatamente anterior e posterior à pesquisa faltante. Além disso, por se tratar de séries anuais para idades simples, a amostra em cada casela das matrizes I X P torna-se pequena. Por esta razão, os dados apresentaram muitas oscilações, fazendo-se necessária a utilização do método de suavização não paramétrico *Locally Estimated Scatterplot Smoothing* (LOESS – CLEVELAND E DEVLIN, 1988). Por fim, destaca-se que os modelos especificados no Quadro 2 foram estimados no software estatístico *R*, versão 4.0.0.

3.2. Decomposições

O segundo objetivo deste trabalho consiste em analisar o diferencial do rendimento médio de mães e não mães em diferentes grupos etários, enquanto o terceiro é a

realização do mesmo exercício para a distribuição de salários. Uma alternativa metodológica adequada a estas finalidades é a utilização de modelos de decomposição. A ideia central de tais modelos é identificar o efeito dos atributos pessoais e produtivos de dois grupos de interesse sobre o hiato salarial existente entre ambos, bem como separar o efeito em questão daquele não explicado pelas características observáveis. Dessa forma, a seção 3.2.1 apresenta a metodologia de Oaxaca-Blinder, amplamente utilizada para decomposição do rendimento médio de dois grupos. A seção 3.2.2 mostra, por sua vez, o método proposto por Firpo, Fortin e Lemieux (2009, 2018) para decomposição de quantis da distribuição salarial.

3.2.1. Ponto médio: decomposição de Oaxaca-Blinder

A metodologia desenvolvida por Oaxaca (1973) e Blinder (1973) para decomposição do hiato de rendimentos entre dois grupos de interesse é considerada pioneira em estudos relacionados ao mercado de trabalho, tornando-se uma ferramenta amplamente utilizada na análise de diferenciais salariais por cor, sexo e outros recortes (FORTIN, LEMIEUX E FIRPO, 2011). Dessa forma, tendo em vista o escopo do presente trabalho, apresenta-se brevemente o modelo de decomposição de Oaxaca-Blinder aplicado ao diferencial de rendimentos entre mães e não mães. O ponto de partida do modelo é a estimação de regressões lineares para cada grupo de interesse, cuja variável dependente é o logaritmo do salário/hora, e as variáveis regressoras são atributos que influenciam o comportamento do rendimento, conforme mostrado em (6).

$$\ln W_{gi} = \beta_{g0} + \sum_{k=1}^K X_{ik} \beta_{gk} + v_{gi}, \quad g = M, NM \quad (6)$$

Em (5), tem-se que $\ln W_{gi}$ é o logaritmo do rendimento/hora, β_{g0} é o coeficiente angular, $\sum_{k=1}^K X_{ik}$ é o vetor de variáveis explicativas, $\sum_{k=1}^K \beta_{gk}$ é o vetor de coeficientes lineares, v_{gi} é o termo de erro com esperança igual a zero, e M e NM correspondem, respectivamente, aos grupos de mães e não mães. A diferença entre o rendimento/hora médio de ambas pode ser representada como na equação (7):

$$\hat{\Delta}_0^\mu = \ln \bar{W}_M - \ln \bar{W}_{NM} \quad (7)$$

Substituindo-se a equação (6) em (7) e rearranjando os termos, tem-se:

$$\hat{\Delta}_0^\mu = \underbrace{\sum_{k=1}^K (\bar{X}_{Mk} - \bar{X}_{NMk}) \hat{\beta}_{NMk}}_{\hat{\Delta}_X^\mu \text{ (efeito composição)}} + \underbrace{(\hat{\beta}_{M0} - \hat{\beta}_{NM0}) + \sum_{k=1}^K \bar{X}_{Mk} (\hat{\beta}_{Mk} - \hat{\beta}_{NMk})}_{\hat{\Delta}_S^\mu \text{ (efeito retorno)}} \quad (8)$$

A equação (8) expressa a estrutura da decomposição. O primeiro termo, o efeito composição ($\hat{\Delta}_X^\mu$), representa a parcela do hiato salarial proveniente das diferenças quanto aos atributos de mulheres com e sem filhos. O segundo, o efeito de estrutura salarial ($\hat{\Delta}_S^\mu$) mostra o efeito dos coeficientes das variáveis preditoras, ou seja, os retornos às características destas mulheres. A literatura usualmente atribui à esta parcela da decomposição o efeito da discriminação no mercado, mas com ressalvas, pois a parte não explicada pelas características pode englobar outros problemas, como o de não inclusão de outras variáveis que possam explicar o diferencial de rendimentos entre os grupos de análise.

Além de permitir a distinção dos efeitos de composição e estrutura salarial, a decomposição de Oaxaca-Blinder permite estimar a contribuição de cada covariável para esses dois efeitos. Dessa forma, denomina-se como decomposição agregada a separação de $\hat{\Delta}_0^\mu$ em $\hat{\Delta}_X^\mu$ e $\hat{\Delta}_S^\mu$, enquanto a decomposição detalhada consiste na subdivisão de $\hat{\Delta}_X^\mu$ em $\hat{\Delta}_{X,k}^\mu$, bem como de $\hat{\Delta}_S^\mu$ em $\hat{\Delta}_{S,k}^\mu$, para os quais k representa cada covariável do modelo (FORTIN, LEMIEUX E FIRPO, 2011).

Ao longo dos anos, a metodologia original de Oaxaca (1973) e Blinder (1973) foi expandida para outros parâmetros além da média. Fortin, Firpo e Lemieux (2011) apontam que esta expansão foi impulsionada pelo notável crescimento da desigualdade salarial nos Estados Unidos, culminando no desenvolvimento de outros métodos de decomposição voltados para indicadores como a variância do salário/hora, o Índice de Gini e os quantis da distribuição de salários.

A aplicação de modelos de decomposição aos moldes de Oaxaca-Blinder para outros parâmetros além da média nem sempre é uma tarefa trivial. No contexto da análise dos quantis do rendimento, Fortin, Firpo e Lemieux (2011) alegam que a decomposição da média a partir de regressões lineares não pode ser extrapolada de forma análoga para o uso de regressões quantílicas simples. Sobre este aspecto, a seção 3.2.2 apresenta uma breve exposição sobre a análise de regressão quantílica

e as alternativas disponíveis para decomposição dos quantis da distribuição de salários.

3.2.2. Distribuição de salários: decomposição de Firpo, Fortin e Lemieux

A análise de regressão quantílica foi introduzida por Koenker e Bassett (1978). Desde então, diversos trabalhos buscaram aliar esta modelagem aos métodos de decomposição, aos moldes de Oaxaca-Blinder (FORTIN, LEMIEUX E FIRPO, 2011). Enquanto alguns destes obtiveram êxito em executar modelos de decomposição quantílica em termos agregados (efeito composição e retorno), a decomposição detalhada – que apresenta a contribuição de cada variável do vetor de preditores para os efeitos de composição e retorno – mostrou-se um desafio de resolução mais complexa.

Fortin, Lemieux e Firpo (2011) explicam que, em um modelo de MQO, a relação entre o vetor de preditores (X) e a variável predita (Y) é definida por uma função de médias condicionais, que mostram como as médias de Y variam conforme as variáveis do vetor de X .

$$E(Y | X) = X\beta \quad (9)$$

Alternativamente, pela perspectiva da Lei de Expectativas Iteradas, o valor médio de Y pode ser obtido de maneira incondicional ao vetor de variáveis explicativas, como mostrado em (10):

$$E(Y) = E_X(Y | X) = E(X)\beta \quad (10)$$

Segundo a equação (10), β poderia ser interpretado como o efeito do aumento da média de X sobre a média incondicional de Y .

Quando há interesse na distribuição da variável resposta, raciocínio análogo àquele representado pela equação (8) pode ser aplicado a quantis; assim, cada quantil condicional $Q_\tau(X)$ pode ser expresso como uma função do vetor de preditores:

$$Q_\tau(X) = X\beta_\tau \quad (11)$$

em que β_τ é o efeito de X sobre o τ -ésimo quantil condicional de Y . A mesma analogia, entretanto, não pode ser aplicada à média incondicional da variável resposta, posto

que $Q_\tau \neq E_X[Q_\tau(X)] = E(X)\beta_\tau$, para a qual Q_τ é o quantil incondicional. Isto inviabiliza a interpretação de β_τ como o efeito do aumento da média de X sobre Q_τ .

A inviabilidade de aplicação da Lei de Expectativas Iteradas no âmbito da regressão quantílica suscitou o desenvolvimento de algumas alternativas. A mais difundida delas é a proposta de Machado e Mata (2005), que consiste na estimação de regressões para todos os quantis da distribuição. Uma vez que toda a distribuição condicional de Y dado X fosse estimada, seria possível a realização de um exercício contrafactual para analisar diferenciais entre dois grupos, como mulheres com e sem filhos, por exemplo. Outra proposta amplamente conhecida é a de Melly (2006), baseada no próprio trabalho de Machado e Mata (2005), mas com algumas diferenças quanto à estimação desse exercício contrafactual. Em Machado e Mata (2005), a distribuição de salários incondicional contrafactual é construída a partir de a geração de uma amostra aleatória; por sua vez, a estimação da distribuição incondicional por Melly (2006) é realizada integrando a distribuição condicional ao longo de um intervalo de covariáveis. (SALARDI, 2013).

Firpo, Fortin e Lemieux (2009, 2018) alegam que os modelos de Machado-Mata-Melly possuem a limitação de proporcionarem apenas uma decomposição agregada, não sendo possível estimar a contribuição detalhada por componentes do vetor X . Assim, os autores criaram uma formulação alternativa, a partir do uso da Função de Influência Recentrada – RIF (*Recentered Influence Function*), no original em inglês –, que possibilita a estimação da decomposição detalhada pelas covariáveis, além de ser *path independent*, ou seja, a ordem dos preditores não influencia os resultados do modelo. Por tais razões, optou-se pela utilização do modelo proposto por Firpo, Fortin e Lemieux (2009, 2018) para os exercícios de decomposição quantílica deste trabalho.

A fim de compreender a utilização da RIF em modelos de regressão (FIRPO, FORTIN E LEMIEUX, 2009) e decomposição (FIRPO, FORTIN E LEMIEUX, 2018), apresenta-se no Apêndice A uma introdução ao conceito de Função de Influência – IF (*Influence Function*) – que, em linhas gerais, representa a influência de uma observação individual sobre estatística distribucional de interesse. Considerando-se uma função de influência $IF(y; v)$, em que y é uma observação da variável dependente Y , F_Y é a densidade da distribuição acumulada de Y e $v(\cdot)$ é um funcional que realiza a

estimação da estatística de interesse, Firpo, Fortin e Lemieux (2009) definem a RIF como mostrado em (12):

$$RIF(y; v) = v(F_Y) + IF(y; v) \quad (12)$$

No contexto deste trabalho, a estatística distribucional é dada pelo quantil Q_τ ; portanto, a equação (12) poderia ser reescrita conforme (13):

$$RIF(y; Q_\tau) = Q_\tau + IF(Q_\tau) \quad (13)$$

O modelo de regressão RIF assemelha-se a uma regressão linear padrão, com a diferença que variável dependente é substituída pela RIF da estatística de interesse, neste caso, $RIF(y; Q_\tau)$. Assim, o diferencial de rendimentos entre mulheres com e sem filhos em um quantil Q_τ pode ser definido de acordo com a equação (14),

$$\Delta Q_\tau = E[RIF\{y, Q_{\tau_M}\}] - E[RIF\{y, Q_{\tau_{NM}}\}] \quad (14)$$

em que $E[RIF\{y, Q_{\tau_M}\}] = \bar{X}^M' \hat{\beta}^M$ e $E[RIF\{y, Q_{\tau_{NM}}\}] = \bar{X}^{NM}' \hat{\beta}^{NM}$. A fim de identificar os efeitos de e de estrutura salarial sobre ΔQ_τ , faz-se necessária a criação de um cenário contrafactual. A inserção do quantil contrafactual Q_{τ_C} ao cálculo do diferencial salarial é realizado da maneira apresentada em (15),

$$\Delta Q_\tau = \underbrace{Q_{\tau_M} - Q_{\tau_C}}_{\Delta Q_{\tau_S}} + \underbrace{Q_{\tau_C} - Q_{\tau_{NM}}}_{\Delta Q_{\tau_X}} \quad (15)$$

na qual ΔQ_{τ_X} e ΔQ_{τ_S} são os efeitos de composição e de estrutura salarial, nesta ordem. Em uma extensão tradicional da decomposição de Oaxaca-Blinder aos quantis, tem-se que $Q_{\tau_C} = \bar{X}^M' \hat{\beta}^{NM}$, ou seja, o quantil contrafactual refletiria as características das mães, remuneradas segundo a estrutura salarial das não mães.

No entanto, Firpo, Fortin e Lemieux (2018) apontam que esta definição de Q_{τ_C} pode não ser adequada em casos de má especificação do modelo ou se a RIF não refletir uma boa aproximação de Q_τ . Assim, os autores propõem uma estratégia baseada na estimação de um fator de reponderação para obtenção de Q_{τ_C} , conforme metodologia originalmente formulada por DiNardo, Fortin e Lemieux (1996). A equação (16) mostra a definição deste fator de reponderação, denotado por $\psi(X)$.

$$\psi(X) = \frac{1-p}{p} \frac{P(T=1|X)}{1-P(T=1|X)} \quad (16)$$

Em (16), p representa a proporção de indivíduos pertencentes ao grupo $T = 1$ – no contexto deste trabalho, o grupo de mães –, e $P(T = 1|X)$ é a probabilidade condicional de um indivíduo com atributos X constituir o grupo $T = 1$. Na prática, a mensuração de $\psi(X)$ pode ser realizada a partir da estimação de modelos de escolha binária.

Após a obtenção dos fatores $\psi(X)$, o quantil contrafactual pode ser obtido por um modelo de regressão, de modo que $E[RIF\{y, Q_{\tau_c}\}] = \bar{X}^c' \hat{\beta}^c$. Uma vez estimada esta regressão, a decomposição de reponderada de ΔQ_{τ} assume o seguinte formato:

$$\Delta Q_{\tau} = \underbrace{\bar{X}^{M'}(\hat{\beta}_M - \hat{\beta}_c)}_{\Delta Q_{\tau_S}^p} + \underbrace{(\bar{X}^M - \bar{X}^c)' \hat{\beta}_c}_{\Delta Q_{\tau_S}^e} + \underbrace{(\bar{X}^c - \bar{X}^{NM})' \hat{\beta}_{NM}}_{\Delta Q_{\tau_X}^p} + \underbrace{\bar{X}^{c'}(\hat{\beta}_c - \hat{\beta}_{NM})}_{\Delta Q_{\tau_X}^e} \quad (17)$$

Observa-se, a partir da equação (17), que o procedimento de reponderação implica em uma “dupla decomposição”. Em um primeiro estágio, o diferencial ΔQ_{τ} é decomposto em ΔQ_{τ_X} e ΔQ_{τ_S} , que representam o efeito de composição agregado e o efeito de estrutura salarial agregado, respectivamente. Em seguida, cada uma destas componentes é novamente decomposta, gerando dois termos “puros”, $\Delta Q_{\tau_X}^p$ e $\Delta Q_{\tau_S}^p$, e dois termos de erro, $\Delta Q_{\tau_X}^e$ e $\Delta Q_{\tau_S}^e$. A parcela $\Delta Q_{\tau_X}^e$ é denominada “erro de especificação” e é usada para mensurar a qualidade da especificação do modelo e da aproximação feita pela RIF. Já a parcela $\Delta Q_{\tau_S}^e$ é chamada “erro de reponderação” e mensura a qualidade da especificação do modelo de escolha binária usado para a estimativa dos fatores de reponderação.

A partir da revisão de literatura realizada na seção 2.3, observou-se uma discussão no âmbito internacional sobre o método mais apropriado para estimação da penalidade da maternidade na distribuição de salários, uma vez que os resultados se mostraram sensíveis à modelagem escolhida (BUDIG E HODGES, 2010; KILLEWALD E BEARAK, 2014; BUDIG E HODGES, 2014). Devido à possibilidade de estimar a decomposição detalhada pelas covariáveis, optou-se pela utilização do modelo proposto por Firpo, Fortin e Lemieux (2009, 2018). Outra vantagem conferida ao

método desenvolvido pelos autores é a de ser *path independent*, ou seja, a ordem dos preditores não influencia os resultados do modelo.

Ressalta-se que foram estimados modelos de decomposição para a média e para a distribuição de salários com e sem o procedimento de reponderação, a fim de verificar diferenças em ambas as estratégias. Além disso, o uso de uma decomposição reponderada no contexto do presente trabalho pode auxiliar a minimizar o efeito de seletividade relacionada ao *status* de maternidade, uma vez que, à medida que se elava a idade, um número crescente de mulheres na condição “sem filhos” se torna mães. Adicionalmente, destaca-se que estimação de uma regressão RIF sem reponderação para a média é equivalente à estimação de um modelo de regressão linear simples, posto que, neste caso, o RIF de uma observação y_i qualquer será a própria observação. De maneira análoga, a estimação de uma decomposição RIF sem reponderação para a média fornece resultados similares àqueles produzidos pela decomposição de Oaxaca-Blinder.

Entre os estudos nacionais sobre a penalidade da maternidade listados na seção 2.4.3, apenas o trabalho de Souza (2016) realizou o exercício de decompor o hiato salarial entre mães e não mães ao longo da distribuição salarial, encontrando maiores penalidades nos quantis mais elevados. Assim, buscou-se verificar se este padrão se mantém em diferentes momentos do curso de vida. Para tanto, a amostra foi dividida em dois grupos etários: 25 a 34 anos e 35 a 44 anos. Optou-se pelo uso de grupos decenais para evitar que a amostras se tornassem muito pequenas. Além disso, o ponto de corte aos 35 anos foi definido considerando-se os resultados do modelo IPC, que serão mostrados adiante. Os modelos foram estimados utilizando-se a PNAD 2015, a última pesquisa que apresenta o questionário de fecundidade. O Quadro 3 apresenta as variáveis explicativas utilizadas para a aplicação da decomposição.

Quadro 3. Variáveis explicativas dos modelos de decomposição para diferencial de rendimentos entre mães e não mães

Variáveis	Descrição
Idade	Variável contínua, definida pelo número de anos vividos.
Idade ao quadrado ¹⁰	Variável contínua, definida pelo quadrado do número de anos vividos.
Anos de Estudo	Variável multinomial para o nível de instrução da mulher: sem escolaridade; ensino fundamental (incompleto ou completo); ensino médio (incompleto ou completo); ensino superior (incompleto ou completo).
Situação Marital	Variável binária para situação marital da mulher. Se possui cônjuge no domicílio, assume valor 1; caso contrário, assume valor 0.
Raça/Cor	Variável binária para raça/cor da mulher. Se preta ou parda, assume valor 1; se branca, assume valor 0.
Horas dedicadas aos afazeres domésticos	Variável contínua, definida pelo total de horas trabalhadas na semana.
Região do país	Variável multinomial para as regiões do país: Sudeste; Sul; Centro-Oeste; Nordeste e Norte.
Posição na Ocupação	Variável multinomial para posição na ocupação: Empregada com carteira de trabalho assinada; empregada sem carteira de trabalho assinada; militar ou estatutária; trabalhadora doméstica com carteira de trabalho assinada; trabalhadora doméstica sem carteira de trabalho assinada; autônoma; empregadora.

Fonte: Elaboração Própria.

As estimações dos modelos RIF foram realizadas a partir do *software* estatístico STATA 14, no qual se encontra disponível o pacote *rif*, desenvolvido por Rios-Avila (2020). Assim, os modelos de regressão e decomposição RIF foram estimados por meio dos comandos *rifhdreg* e *oaxaca_rif* disponíveis no pacote em questão. Para o cálculo dos fatores de reponderação, foram utilizadas regressões logísticas, implementadas diretamente nos comandos supracitados, mediante o argumento *rwlogit*. Firpo, Fortin e Lemieux (2009) recomendam a estimação de erros-padrão *bootstrap* para os quantis incondicionais; dessa forma, todos os modelos foram estimados utilizando-se erros-padrão *bootstrap* com 1000 replicações.

¹⁰ No modelo de regressão principal, a variável de idade ao quadrado foi construída realizando-se uma centralização na média; assim, para uma determinada idade a_i , tem-se que $a_i^2 = (a_i - a^m)^2$. Já para o modelo de escolha binária utilizado no cálculo dos fatores de reponderação, foi realizado o simples cálculo $a_i^2 = a_i \cdot a_i$.

3.3. Limitações metodológicas

Uma questão que se mostra relevante em estudos sobre mercado de trabalho diz respeito à seletividade amostral, que exerce um impacto relevante sobre os resultados dos modelos e origina-se a partir de diferentes mecanismos. A estimação de equações de rendimento implica na seleção de mulheres que participam do mercado de trabalho e auferem rendimentos positivos (ou seja, não se considera as que informaram rendimento igual a zero). O viés de seleção amostral, nesse caso, é corrigido a partir da estimação de um modelo *probit*, cuja variável dependente é se a mulher participa ou não do mercado de trabalho. Em seguida, obtém-se a variável responsável pela correção, a Razão Inversa de Mills (λ)¹¹, que, posteriormente é inserida como covariável da equação de rendimentos.

Contudo, a inclusão de λ em modelos que se utilizam da Função de Influência Recentrada ainda não foi amplamente aplicada na literatura. Estudos como Lemieux (2008), Firpo, Fortin e Lemieux (2009, 2018), Firpo e Pinto (2016) e Rios-Avila (2020) se utilizam de regressões RIF para análise de desigualdades de rendimentos, mas não realizam a correção do viés de seleção relacionado à participação no mercado de trabalho. Posto que a inserção da Razão Inversa de Mills em modelos RIF traria implicações ainda não claras para os modelos, optou-se pela não correção dessa fonte de viés.

Outra fonte de viés de seleção amostral, mais específica ao contexto deste trabalho, relaciona-se ao próprio *status* de maternidade, que varia conforme o momento do curso de vida a partir da migração de mulheres sem filhos para o grupo de mulheres com filhos. Dessa forma, este se torna cada vez maior à medida que se avança a idade, enquanto o grupo de não mães se torna menor e com características

¹¹ De acordo com Greene (2000), modelos de correção de viés de seleção podem ser entendidos como casos especiais de modelos censurados. Nestes, tem-se que parte da distribuição de uma variável x está acima ou abaixo de algum valor a . Considerando que x tenha distribuição normal com média μ e desvio σ , então a função densidade de uma distribuição truncada é dada por $f(x | x > a) = \left[\frac{1}{\sigma} \phi \left(\frac{x-\mu}{\sigma} \right) \right] / [1 - \Phi(\alpha)]$, em que $\alpha = (a - \mu) / \sigma$ e $\phi(\cdot)$ e $\Phi(\cdot)$ representam, respectivamente, a função de densidade normal padrão e a função distribuição normal acumulada. A Razão Inversa de Mills, variável responsável pela correção do viés de seletividade, é determinada por $\lambda(\alpha)$, sendo que $\lambda(\alpha) = \phi(\alpha) / [1 - \Phi(\alpha)]$ se $x > a$ e $\lambda(\alpha) = -\phi(\alpha) / \Phi(\alpha)$, se $x < a$.

específicas. A fim de contornar este viés de seleção, utilizou-se o procedimento de reponderação descrito na seção 3.2.2.

Além das observações sobre o viés de seleção, faz necessário esclarecer o uso do rendimento/hora como variável dependente dos modelos. Ao se utilizar esta medida em vez do nível de rendimento, o efeito da quantidade de trabalho é suprimido, apesar de sua importância para explicar as diferenças na inserção de mães e não mães no mercado remunerado. Todavia, a utilização do rendimento/hora permite verificar a possibilidade de que as mães fiquem confinadas a ocupações de pior remuneração em busca de uma maior flexibilidade, justificando sua adoção neste trabalho.

Faz-se relevante, ainda, um comentário sobre o potencial de endogeneidade entre ter filho e o rendimento/hora, devido a uma possível causalidade bidirecional entre a variável explicativa e a variável explicada. Ou seja, ao mesmo tempo que a maternidade contribuiria para que os rendimentos de mulheres com filhos fossem menores em comparação àquelas sem filhos, as mulheres em pior situação econômica – e com menores rendimentos – seriam as mais propensas a se tornarem mães. Sobre o aspecto em questão, ressalta-se que o presente trabalho se limita a explorar a penalidade da maternidade no mercado de trabalho brasileiro e como esta se constitui, de modo que não são testadas hipóteses sobre as direções da causalidade.

O problema da endogeneidade também pode ser observado entre o rendimento/hora e o número de horas dedicadas aos afazeres domésticos. O custo de oportunidade do tempo gasto no trabalho doméstico tende a ser maior para trabalhadores que recebem salários elevados. Assim, estes seriam mais propensos a terceirizar a produção doméstica, reduzindo o tempo gasto com afazeres. Portanto, as horas dedicadas aos trabalhos domésticos seriam determinadas endogenamente ao salário. (HERSCH E STRATTON, 1997; HERSCH, 2009).

Outra situação diz respeito a características individuais não observáveis, como, por exemplo, uma alta produtividade inata orientada para o trabalho. Uma vez que não se trata de um atributo observável, este pode ser interpretado como um termo de erro da equação de salários. Se trabalhadores com níveis mais altos de produtividade inata orientada para mercado se especializarem mais no trabalho remunerado em

detrimento do trabalho doméstico, então haverá uma correlação negativa entre o termo de erro e as horas gastas com os afazeres (HERSCH E STRATTON, 1997; HERSCH, 2009).

Em ambas as situações descritas acima, a estimativa do parâmetro relacionado às horas dedicadas aos afazeres domésticos seria enviesada para baixo, ou seja, o trabalho doméstico apresentaria impacto negativo nos salários maior do que realmente tem. Apesar dessas considerações, os estudos empíricos de Hersch e Stratton (1997) e Hersch (2009) atestaram a relação exógena das horas destinadas aos afazeres em relação ao rendimento hora, de modo que os estimadores não se mostraram tendenciosos.

Findadas as considerações metodológicas deste trabalho, parte-se a seguir para a seção de resultados. Inicialmente, serão mostrados os achados obtidos a partir do modelo IPC, e, em seguida, as estimações dos modelos de decomposição.

4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

Este capítulo apresenta os resultados obtidos no trabalho. A seção 4.1 contemplará o primeiro objetivo estipulado, o de identificar e analisar efeitos de idade, período e coorte sobre a participação e rendimento de mulheres com e sem filhos a partir de modelos Idade-Período-Coorte (IPC). A seção 4.2, por sua vez, concentrar-se-á nos outros dois objetivos, o de analisar o hiato salarial entre mães e não mães para o rendimento/hora médio e para quantis da distribuição de salários.

4.1. Padrões de idade, período e coorte

A seguir são apresentados os resultados referentes aos modelos IPC. Inicialmente, analisam-se de maneira descritiva as variáveis de interesse dos modelos – rendimento/hora e taxa de participação – bem como outras variáveis sociodemográficas. Em seguida, mostram-se os resultados da estimação realizada.

4.1.1. Análise descritiva

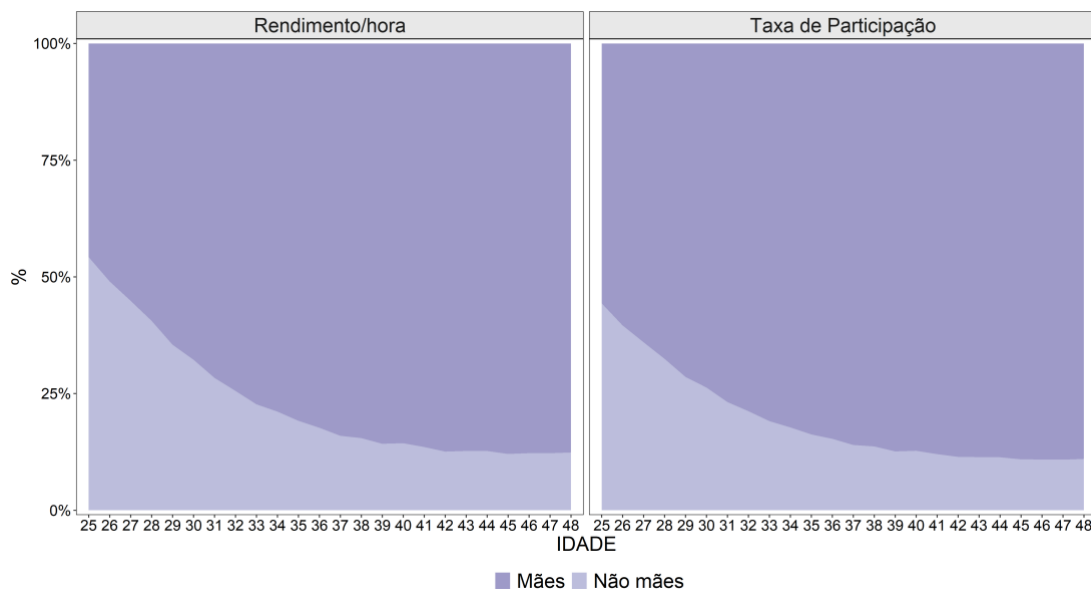
A análise descritiva para rendimento/hora, taxa de participação e demais variáveis foi realizada a partir da inspeção visual das tendências de período e de coorte ao longo do intervalo etário estipulado na seção 3.1 (25 a 48 anos de idade). Antes da análise destas variáveis, apresenta-se na Figura 1a composição da amostra utilizada¹². Ressalta-se que a amostra utilizada para análise do rendimento/hora difere-se daquela utilizada para a taxa de participação, como é possível verificar no Apêndice B deste trabalho, que mostra o número de observações em cada casela da matriz I X P para ambas as variáveis.

A partir da Figura 1, observa-se, tanto para amostra do rendimento/hora quanto da taxa de participação, que o percentual de mulheres com filhos no domicílio eleva-se de forma progressiva até por volta dos 38 anos de idade, quando o ritmo de crescimento se reduz. Essa mudança na composição por idade reflete a migração de mulheres do grupo daquelas que não possuem filhos para o grupo de mães ao longo

¹² Para a elaboração deste gráfico considerou-se a média da proporção de mulheres com e sem filhos em relação ao total, no período escolhido para análise (entre 1992 e 2015).

das idades, fazendo com que o primeiro se torne cada vez menor e com características específicas, uma questão considerada nas análises subsequentes.

Figura 1. Composição da amostra para o rendimento/hora e a taxa de participação de mães e não mães com idade entre 25 e 48 anos – Brasil, 1992 a 2015



Fonte: Microdados da PNAD 1992 a 2015 (IBGE).

A seguir apresenta-se as tendências de período e coorte para o rendimento/hora, taxa de participação e outras variáveis de interesse. Nestes gráficos, as idades estão no eixo x e a variável em análise no eixo y, enquanto as diferentes linhas representam os períodos ou as coortes de nascimento. Optou-se por agrupar as idades, períodos e coortes em grupos trianuais a fim de facilitar a visualização. Além dos gráficos para mães e sem filhos, representou-se também a razão das médias de cada variável entre os dois grupos de mulheres. Assim, valores menores que a unidade (100%) denotam que a média da variável em análise é menor para as mães do que para não mães. Foram realizados teste de independência de duas amostras a fim de se analisar a significância estatística da diferença entre os atributos de mães e não mães, e estas diferenças mostraram-se estatisticamente significantes para todas as variáveis, em todos os grupos etários. As estatísticas de teste constam no Apêndice B deste trabalho.

Observam-se mudanças de nível e de padrão nas curvas de rendimento/hora das mulheres com filhos, conforme a Figura 2. Nos períodos mais antigos (tonalidades

mais claras), os rendimentos são relativamente mais baixos e parecem iniciar uma trajetória decrescente a partir dos 40-42 anos, principalmente para as mães. Nos períodos mais recentes, as curvas tendem a seguir um comportamento crescente, embora com taxas decrescentes em torno dos 34 anos.

As mudanças de nível podem ser explicadas pelo próprio aumento do rendimento real nos últimos anos (OLIVEIRA E COLOMBI, 2014). As mudanças de padrão, por sua vez, parecem refletir uma questão de coorte. As mulheres mais velhas no gráfico de período pertencem a coortes mais antigas, para os quais o rendimento/hora era menor. Mas, a despeito de algumas perturbações, os rendimentos de coorte são crescentes ao longo das idades, como é de se esperar, à medida que se eleva o ganho de experiência e, por conseguinte, de senioridade no mercado de trabalho. Diferente do gráfico de período, não há uma desaceleração acentuada do rendimento em torno dos 34 ou 42 anos. Ao contrário, para as coortes mais antigas, há uma aceleração no aumento do rendimento/hora a partir dessas idades, especialmente para as mulheres sem filhos.

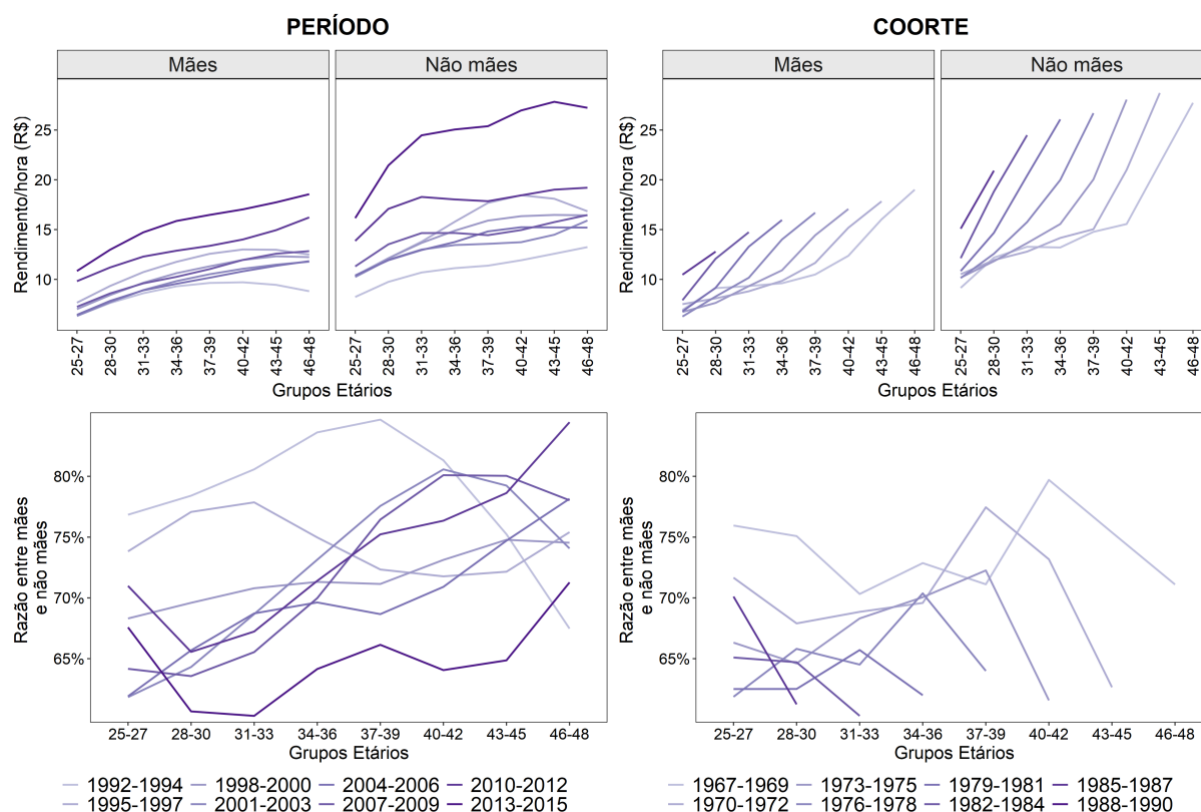
Ainda sobre a Figura 2, verifica-se a presença de uma penalidade salarial da maternidade em todos os triênios em análise. A inspeção visual não possibilita concluir que esta penalidade se reduziu ao longo do tempo, mas o que se observa, principalmente para períodos mais recentes, é que esta se torna menor em grupos etários mais velhos. Assim, é possível inferir, em um primeiro momento, que as mães conseguem reduzir sua desvantagem salarial, o que pode refletir, por exemplo, um efeito *catching up* quanto à aquisição de capital humano (NEUMEIER, SØRENSEN E WEBBER, 2018).

Pela perspectiva de coorte, as curvas parecem sinalizar uma penalidade da maternidade mais acentuada em coortes mais recentes, embora não seja possível constatar com exatidão, posto que as informações para tais coortes são mais restritas em relação às mais antigas. Adicionalmente, a análise das razões de coorte revela alguns efeitos de período, evidenciados pelos picos observáveis em todas as curvas. Os mais notáveis ocorreram em meados de 2007 e 2010¹³, e são condizentes com a conjuntura econômica nos respectivos períodos: o primeiro antecede uma crise

¹³ O período de ocorrência dos picos pode ser encontrado somando-se a coorte de nascimento com a idade.

econômica, e o segundo se caracteriza por um grande crescimento do Produto Interno Bruto (CRUZ ET AL, 2012).

Figura 2. Rendimento/hora de mães, não mães e razão entre ambas ao longo dos grupos etários, por períodos e coortes de mulheres entre 25 e 48 anos de idade – Brasil, 1992 a 2015



Fonte: Microdados da PNAD 1992 a 2015 (IBGE).

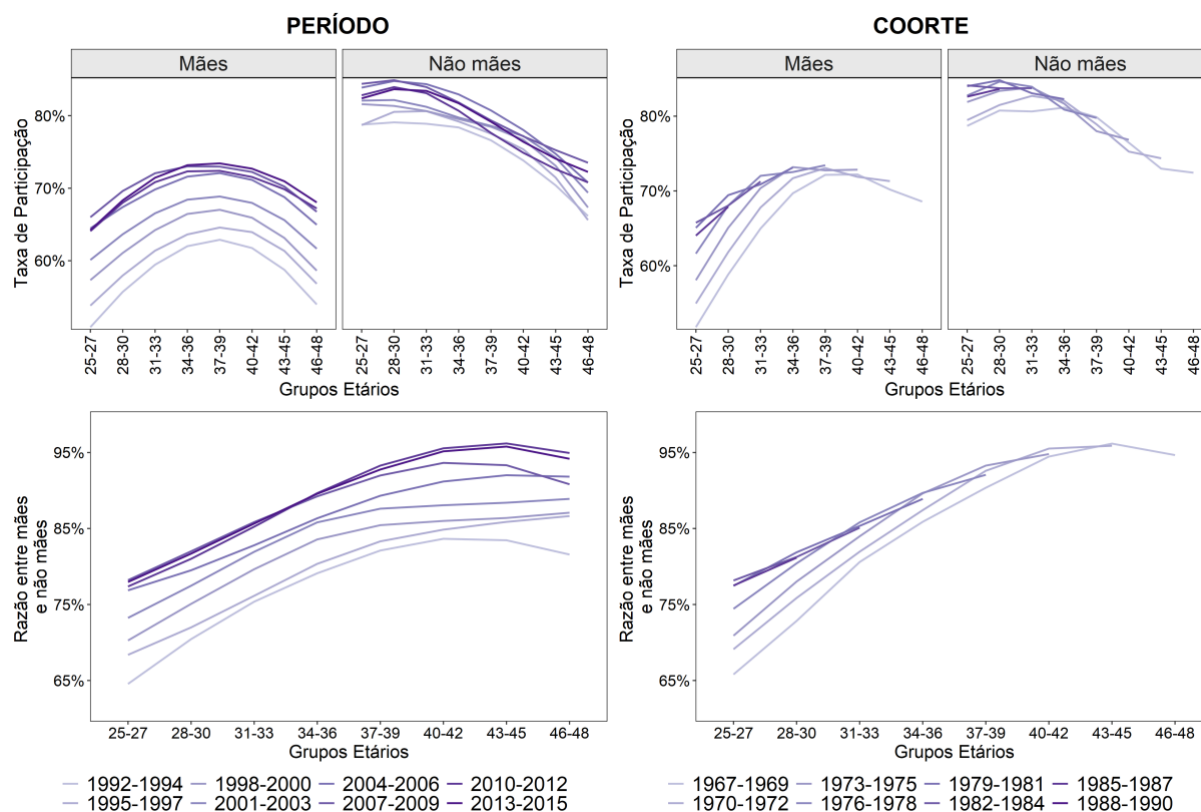
A seguir, analisa-se a taxa de participação de mães e não mães, conforme mostra a Figura 3. Ao contrário do rendimento/hora, que apresenta variações de padrão entre períodos, a taxa de participação mostra mudanças significativas somente em relação ao nível. Tanto para mulheres com filhos como sem filhos, observa-se um contínuo aumento do indicador entre os períodos analisados, condizente com a crescente inserção feminina no mercado de trabalho (BRUSCHINI, 1994; WAJNMAN, QUEIROZ E LIBERATO, 1998; HOFFMANN E LEONE, 2009).

No entanto, há uma marcada diferença de padrão entre os dois grupos de análise. Para as mães, observa-se que as taxas de participação seguem formato parabólico, com elevação até aproximadamente 37-39 anos, quando começam a se reduzir. Este é um comportamento esperado para o indicador em questão, com crescentes

inserções na força de trabalho até determinada idade, ponto em que se inicia o aumento da inatividade. Para as não mães, as curvas mostram-se decrescentes ao longo de quase todo o intervalo etário analisado entre os dois grupos, com ocorrência do pico em aproximadamente 30 anos de idade.

Para o contexto supracitado há de se considerar aqui o efeito da seletividade e da migração de mulheres entre os grupos em questão. É provável que muitas das mulheres que até o início dos seus trinta anos não possuíam filhos tornem-se mães nos anos seguintes, quando ocorre o pico destas. As mulheres remanescentes no grupo sem filhos possuem um nível de participação mais baixo, fazendo com que a penalidade da maternidade seja cada vez menor conforme o aumento de idade, como se observa no gráfico das razões entre as taxas.

Figura 3. Taxas de Participação de mães, não mães e razão entre ambas ao longo dos grupos etários, por períodos e coortes de mulheres entre 25 e 48 anos de idade – Brasil, 1992 a 2015



Fonte: Microdados da PNAD 1992 a 2015 (IBGE).

Na perspectiva de coorte, observa-se na Figura 3 baixos níveis de participação nas idades jovens de coortes mais antigas, sobretudo para mulheres com filhos no

domicílio. À medida que se analisa coortes mais jovens, verifica-se uma taxa de participação mais elevada nas idades iniciais, e uma discreta antecipação do momento de maior atividade no mercado ao longo do curso de vida, tanto para mulheres com filhos como para as sem filhos no domicílio.

Uma vez apresentado o comportamento do rendimento/hora e da taxa de participação, considerou-se relevante a análise de outras variáveis relacionadas ao mercado de trabalho, bem como características sociodemográficas das mulheres em estudo. Estas variáveis são definidas no Quadro 4.

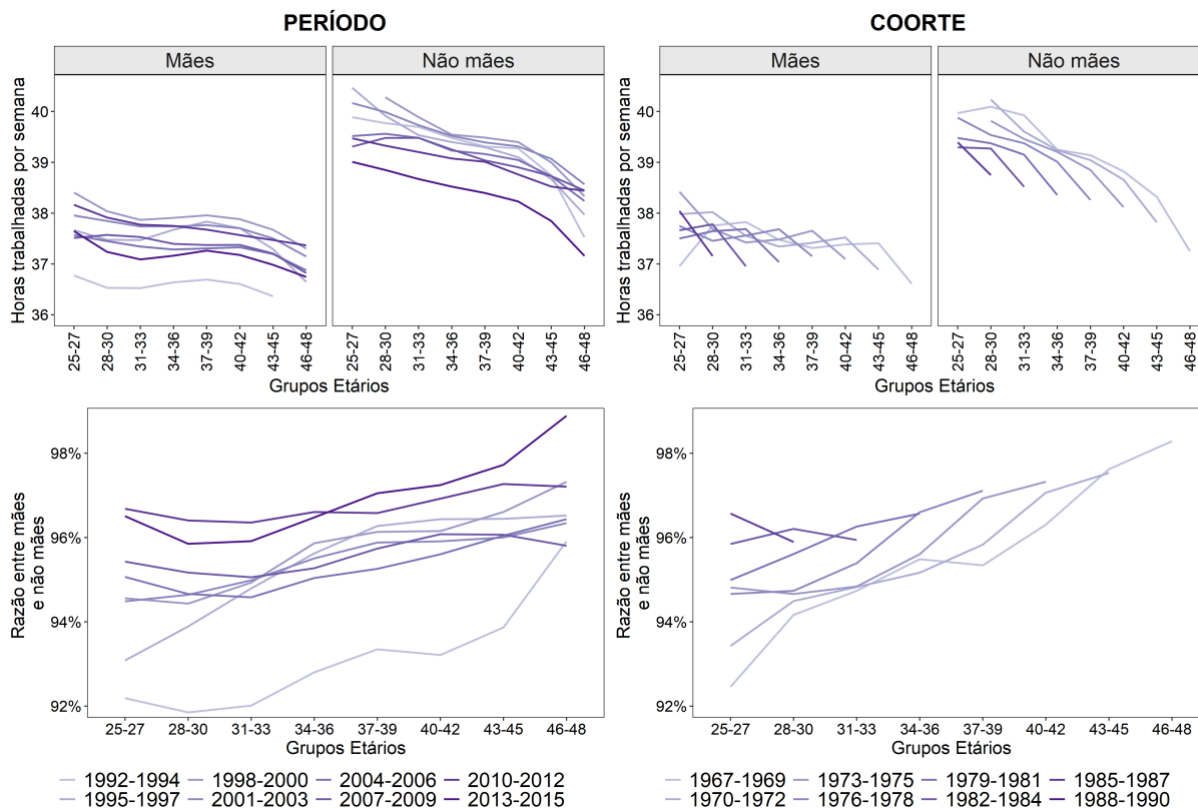
Quadro 4. Variáveis utilizadas na análise descritiva para mães e não mães com idade entre 25 e 48 anos – Brasil, 1992 a 2015

Variável	Descrição
Horas Trabalhadas por Semana	Número médio de horas trabalhadas por semana.
Taxa de Informalidade	Soma das trabalhadoras sem carteira, domésticas sem carteira, conta própria sem contribuição previdenciária e trabalhadoras sem remuneração, dividida pelo total de mulheres economicamente ativas.
Anos de Estudo	Número médio de anos de estudo.
Proporção de mulheres com cônjuge no domicílio	Total de mulheres com cônjuge no domicílio dividido pelo total de mulheres.

Fonte: Elaboração Própria.

A Figura 4 apresenta a média de horas trabalhadas semanalmente por mulheres com e sem filhos nas perspectivas de período e de coorte. De forma geral, não há muitos pontos a se destacar nestes gráficos além da diferença de nível entre as curvas, com maior média de horas trabalhadas para as mulheres sem filhos. Não se observam diferenças significativas quanto ao padrão. Em ambos os grupos de análise, a média de horas trabalhadas pela perspectiva de período apresenta redução a partir do grupo etário de 40-42 anos de idade, aproximadamente. Esta queda é mais acentuada para as não mães, contribuindo para que nos últimos grupos etários a razão em relação às mães se aproxime dos 100%.

Figura 4. Horas trabalhadas por semana por mães, não mães e razão entre ambas ao longo dos grupos etários, por períodos e coortes de mulheres entre 25 e 48 anos de idade – Brasil, 1992 a 2015



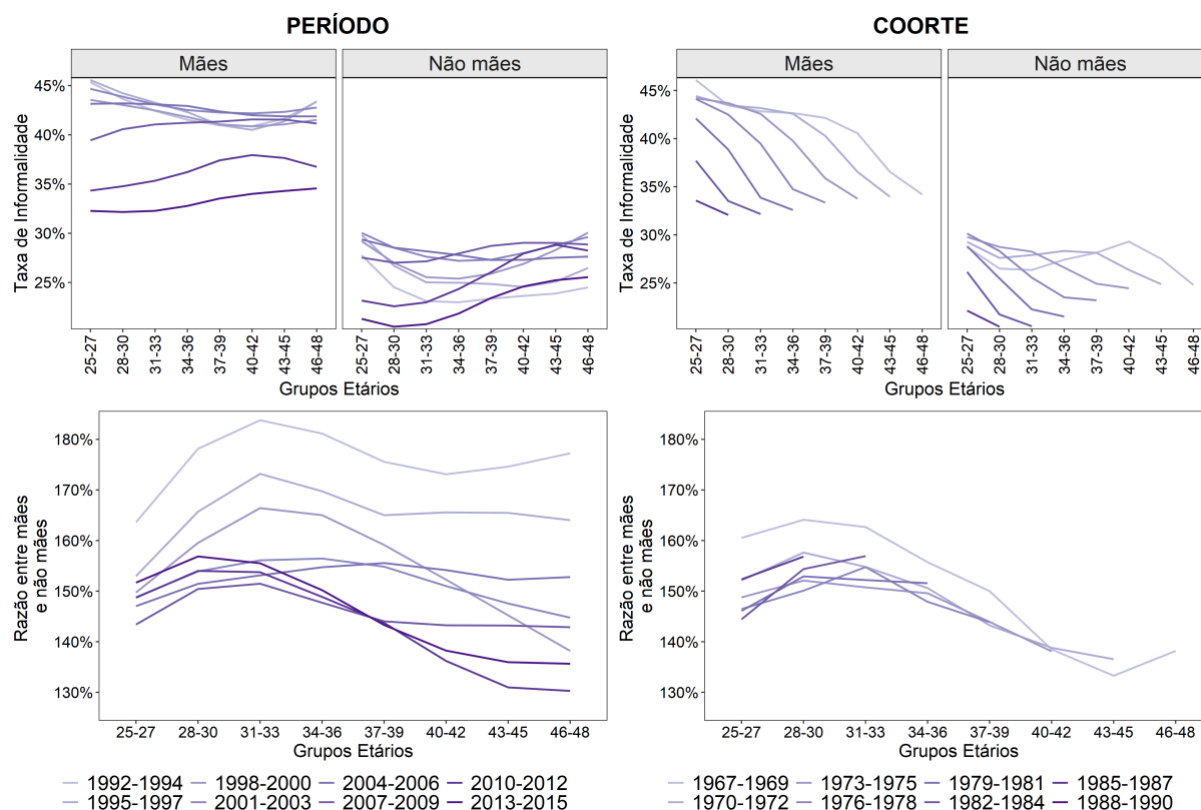
Fonte: Microdados da PNAD 1992 a 2015 (IBGE).

Do ponto de vista das diferentes coortes, observam-se na Figura 4 a existência de efeitos de período, representados pelos sucessivos picos ao decorrer dos grupos etários, principalmente para as mães. A partir da soma da coorte de nascimento com a idade, verificou-se que tais picos ocorrem em meados de 2010, período caracterizado por elevado crescimento do Produto Interno Bruto (PIB) e baixos níveis de desocupação (IPEA, 2010). O desaquecimento da economia a partir do período seguinte pode ter afetado de forma mais significativa as mães, contribuindo para a redução no número de horas observadas. Na ausência de uma ampla cobertura do sistema de creches, muitas mães podem ter migrado para trabalhos mais flexíveis, com jornadas menores, a fim de minimizar custos relacionados à terceirização do cuidado dos filhos.

Quanto ao indicador de informalidade, observa-se que as mães apresentam maior taxa de informalidade que as não mães, visto que as curvas de período e de coorte das primeiras estão em níveis mais altos em relação às segundas (Figura 5).

Especificamente nos gráficos de período, verifica-se, para as mulheres com filhos, que as curvas referentes aos anos mais antigos estão em patamares mais elevados, mostrando que a informalidade tem se reduzido ao longo do tempo. O comportamento observado está em consonância com a evolução do trabalho informal no Brasil. A deterioração do cenário econômico ao final dos anos 1980 e início dos anos 1990 contribuiu para redução dos empregos formais, e, por conseguinte, elevação da informalidade em áreas metropolitanas (RAMOS, 2002; RAMOS E FERREIRA, 2005; ULYSSEA, 2006). Nos anos 2000, por sua vez, iniciou-se um movimento de redução da atividade informal a partir da retomada econômica, gerando um momento favorável ao mercado de trabalho, com a expansão dos postos de trabalho formais (BARBOSA FILHO E MOURA, 2015). Apesar das tendências em questão verificarem-se para as mães, para as não mães esta redução da informalidade no período recente não é clara.

Figura 5. Taxa de Informalidade de mães, não mães e razão entre ambas ao longo dos grupos etários, por períodos e coortes de mulheres entre 25 e 48 anos de idade – Brasil, 1992 a 2015



Fonte: Microdados da PNAD 1992 a 2015 (IBGE).

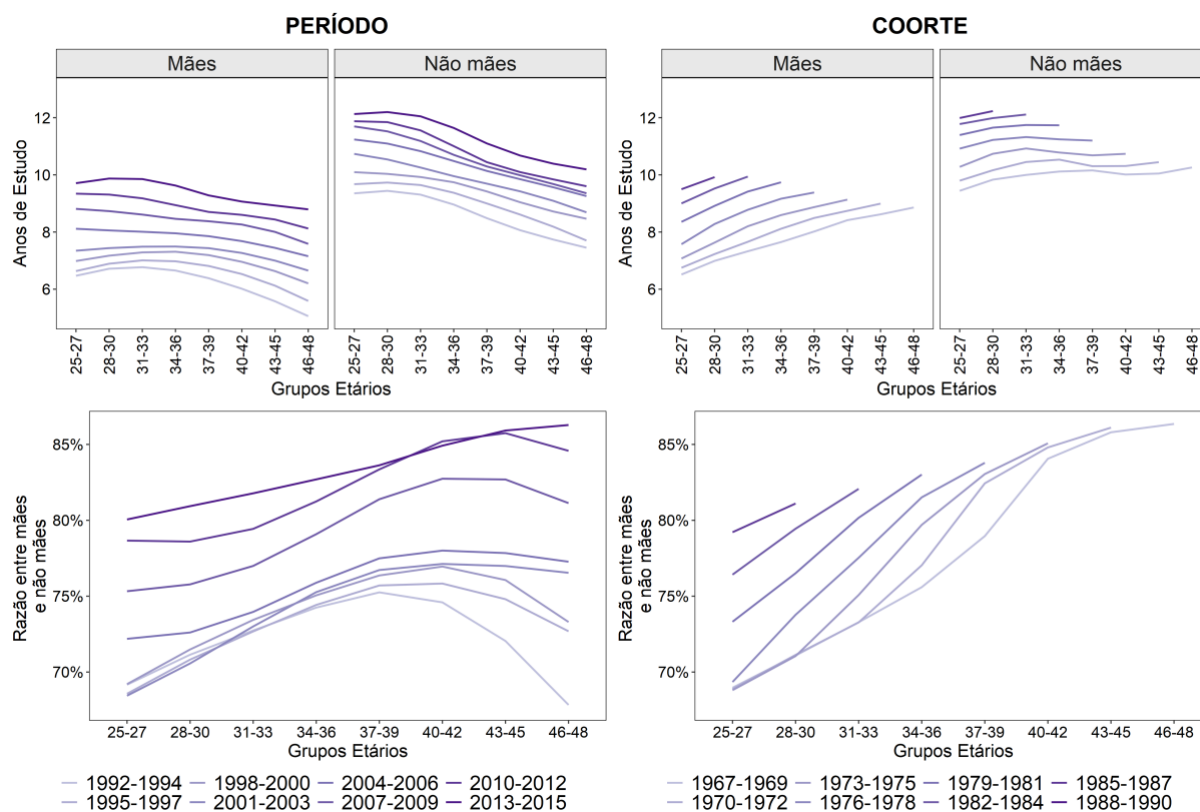
Ainda sobre a perspectiva de período, são observadas na Figura 5 algumas diferenças quanto ao padrão das curvas entre os anos analisados. Para as mães, a informalidade nos períodos mais antigos apresenta trajetória decrescente até aproximadamente 40 anos, quando passam a aumentar. Para as não mães se verifica um marcado aumento da informalidade a partir de 34 anos de idade, aproximadamente. Em todas as variáveis, os meados dos 30 anos é o período do curso de vida que caracteriza mudanças no padrão das curvas em análise. Mais uma vez, acredita-se no efeito da migração de mulheres do grupo sem filhos para o grupo de mães como justificativa do comportamento observado.

A seguir expõe-se o comportamento da variável de escolaridade (Figura 6). É possível observar, pela dimensão de período, um aumento da média de anos estudo ao longo do tempo, tanto para mulheres com filhos quanto para as sem filhos, uma vez que as curvas se apresentam em níveis cada vez mais elevados. Este comportamento deve-se à própria expansão da educação formal no Brasil, sobretudo no ensino superior.

A respeito do padrão das curvas, tem-se uma queda dos anos de estudo em ambos os grupos de análise a partir de aproximadamente 34-36 anos de idade, refletindo o fato de que as mulheres em idades mais velhas pertencem a coortes mais antigas, cujo nível de escolaridade é menor. Para as mulheres sem filhos esta queda é mais acentuada, o que pode refletir a questão da seletividade decorrente da migração destas para o grupo das mães, de modo que as não mães remanescentes aparentemente são aquelas em situação socioeconômica mais vulnerável. Assim, a seletividade neste contexto opera em termos de criar homogeneidade das não mães, bem como no sentido de elevar a heterogeneidade das mães.

A combinação das questões supracitadas contribui para que a penalidade observada para as mães se reduza em períodos mais recentes e em grupos etários mais velhos. Contudo, observa-se que esta penalidade não é eliminada, uma vez que as razões das médias de mães e não mães mantêm-se sempre abaixo de 100%.

Figura 6. Anos médios de estudo de mães, não mães e razão entre ambas ao longo dos grupos etários, por períodos e coortes de mulheres entre 25 e 48 anos de idade
– Brasil, 1992 a 2015



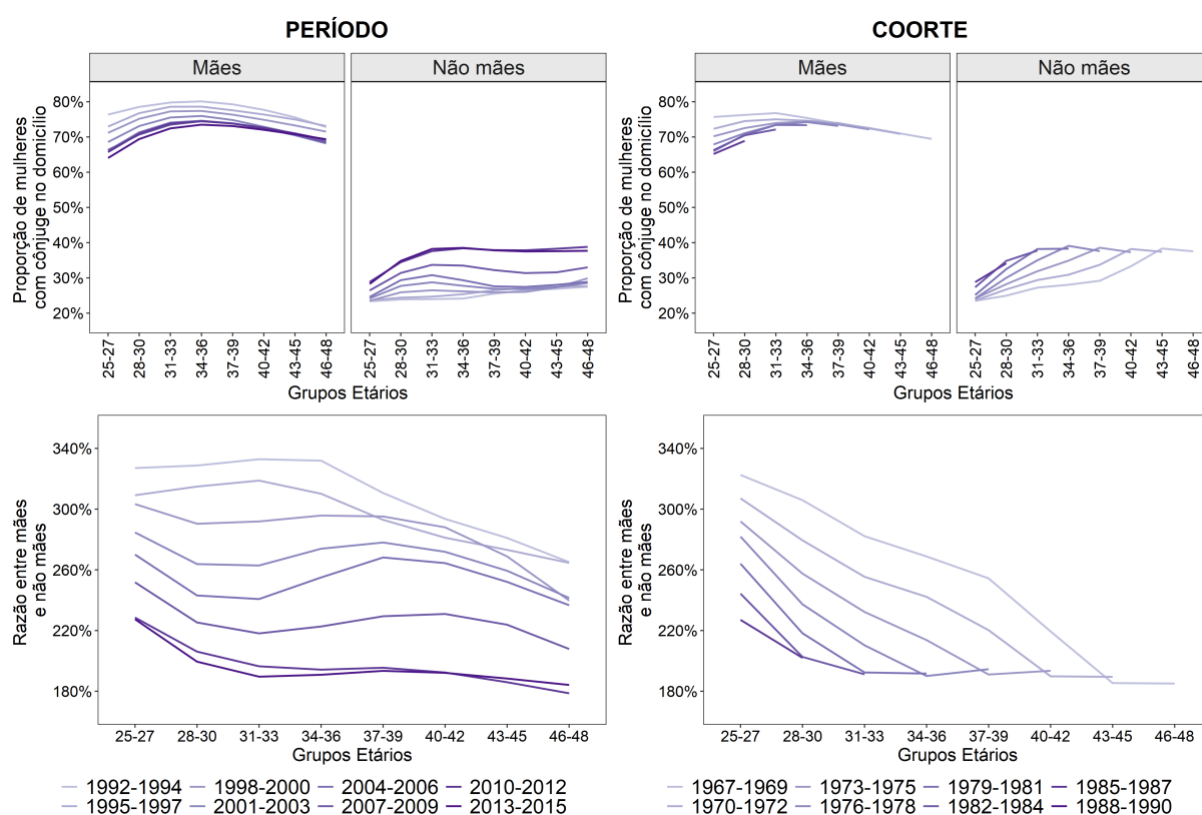
Fonte: Microdados da PNAD 1992 a 2015 (IBGE).

Do ponto de vista das coortes, observa-se na Figura 6 um comportamento crescente da escolaridade ao longo do curso de vida, podendo-se tornar constante a partir de determinada idade. Para as mulheres sem filhos, verificam-se pequenas reduções da média de anos de estudo em meados dos trinta anos de idade em coortes mais antigas. Em coortes verdadeiras, nas quais os mesmos indivíduos são acompanhados ao longo do tempo, esta redução não deveria ocorrer, dada a impossibilidade de retrocesso quanto aos anos de estudo obtidos. Mas no presente trabalho são analisadas pseudocoortes, e a queda observada reforça mais uma vez a questão da seletividade presente no grupo de não mães, bem como a aparente vulnerabilidade socioeconômica das mulheres que nele permanecem.

A Figura 7 apresenta a variável de presença de cônjuge no domicílio. Observa-se, de forma geral, que a proporção de mães com cônjuge é maior do que para as mulheres sem filhos, mas, enquanto para as primeiras essa proporção reduz-se ao longo do tempo, para as últimas observa-se a tendência oposta. No caso das mães, o

comportamento pode ser justificado pela própria redução das uniões e aumento da fecundidade fora do contexto marital, transformações compatíveis com aquelas destacadas no âmbito da Segunda Transição Demográfica (VAN DE KAA, 1987; LESTHAEGHE, 1995). Para as não mães, infere-se uma mudança no perfil destas seja a causa da dinâmica observada. É possível que as mulheres sem filhos de períodos mais antigos não os tivessem justamente devido à ausência de um cônjuge, diante da maior associação da fecundidade com a situação marital. Em contrapartida, nos períodos mais recentes é mais frequente a existência de casais que deliberadamente optaram por não ter filhos, contribuindo para o aumento verificado na Figura 7. Não se pode ignorar, no entanto, que as tendências opostas ao longo do tempo sejam resultado da migração de mulheres casadas/unidas sem filho para o status de mães casadas/unidas.

Figura 7. Proporção da presença de cônjuge no domicílio para mães, não mães e razão entre ambas ao longo dos grupos etários, por períodos e coortes de mulheres entre 25 e 48 anos de idade – Brasil, 1992 a 2015



Fonte: Microdados da PNAD 1992 a 2015 (IBGE).

4.1.2. Resultados dos modelos

A seguir apresenta-se os resultados dos modelos estimados para o rendimento/hora e para a taxa de participação de mães e não mães, conforme as especificações listadas no Quadro 2. A análise parte das estatísticas de ajuste definidas na seção 3.1, pois estas são relevantes na escolha da(s) especificação(ões) mais adequada(s) para explicar o rendimento/hora e a taxa de participação de mulheres com e sem filhos. As estatísticas de ajuste de todos os modelos são apresentadas na Tabela 1.

Em relação às estatísticas de ajuste dos modelos IPC para o rendimento/hora, observa-se que os modelos completos, com as três dimensões (independentemente de onde seja aplicada a restrição) apresentam menor *deviance* (G^2), maior R^2 e menor critério de informação de Akaike (AIC). Esses resultados são válidos tanto para mulheres com filhos como sem filhos. Além disso, o teste de razão da verossimilhança (LR), que compara dois modelos aninhados, rejeita a hipótese nula de que os modelos incompletos (I, P, C, IP, IC e PC) oferecem melhor ajuste. Tais resultados levariam à conclusão, em um primeiro momento, que os modelos completos seriam os mais adequados para explicar o comportamento do rendimento/hora e da taxa de participação de mães e não mães. No entanto, observa-se para tais modelos elevados Fatores de Inflação da Variância ($FIV > 10$), o que indica a presença de multicolinearidade prejudicial às estimações, afetando a consistência dos estimadores e inviabilizando, assim, sua utilização. O mesmo ocorre para os modelos com três dimensões estimados para a taxa de participação.

Dentre os modelos brutos (aqueles que apresentam somente uma das componentes de idade, período e coorte), observa-se, tanto para mulheres com filhos como sem filhos, que a variável de período é a que mais explica a variância do rendimento/hora (R^2 de 50,9% e 66,2%, respectivamente), seguida da variável de idade e, por fim, com menor contribuição, a variável de coorte. A dimensão de período é também a que mais explica a variância da taxa de participação das mães (R^2 de 65,1%), seguida pelas variáveis de idade e coorte. Para as não mães, contudo, a idade possui maior poder explicativo sobre a variância da participação no mercado laboral (R^2 de 78,2%), seguida pelas dimensões de coorte e período.

Tabela 1. Estatísticas de ajuste do modelo IPC para o rendimento/hora e para a taxa de participação de mães e não mães com idade entre 25 e 48 anos – Brasil, 1992 a 2015

Especificação	Mulheres com filhos								Mulheres sem filhos							
	G^2	<i>g.l.</i>	ΔG^2	R^2 (%)	<i>AIC</i>	<i>VIF</i>	<i>LR</i>	<i>p-valor</i>	G^2	<i>g.l.</i>	ΔG^2	R^2 (%)	<i>AIC</i>	<i>VIF</i>	<i>LR</i>	<i>p-valor</i>
Rendimento/hora																
Modelo nulo	38,20	575	-	-	-	-	-	-	42,38	575	-	-	-	-	-	-
Modelo I	20,47	552	17,73	46,4%	-237,6	-	143,78	0,0000	31,15	552	11,22	26,5%	4,3	-	22,85	0,0000
Modelo P	18,76	552	19,44	50,9%	-287,7	-	168,85	0,0000	14,33	552	28,04	66,2%	-442,9	-	246,43	0,0000
Modelo C	36,57	529	1,63	4,3%	142,6	-	-23,31	0,0000	40,92	529	1,46	3,4%	207,4	-	-55,68	0,0000
Modelo IP	1,03	529	37,17	97,3%	-1911,1	1,92	1003,56	0,0000	3,11	529	39,26	92,7%	-1276,9	1,92	686,46	0,0000
Modelo IC	8,56	506	29,64	77,6%	-647,6	9,88	394,79	0,0000	12,49	506	29,89	70,5%	-430,3	9,88	286,15	0,0000
Modelo PC	1,89	506	36,31	95,1%	-1518,1	9,88	830,07	0,0000	4,02	506	38,36	90,5%	-1083,5	9,88	612,75	0,0000
Modelo I_PC	0,34	484	37,86	99,1%	-2464,0	509,13	1325,00	-	2,42	484	39,95	94,3%	-1330,4	509,13	758,21	-
Modelo IP_C	0,34	484	37,86	99,1%	-2464,0	522,07	1325,00	-	2,42	484	39,95	94,3%	-1330,4	522,07	758,21	-
Modelo IPC_	0,34	484	37,86	99,1%	-2464,0	520,88	1325,00	-	2,42	484	39,95	94,3%	-1330,4	520,88	758,21	-
Taxa de Participação																
Modelo nulo	4840,23	575	-	-	-	-	-	-	593,06	575	-	-	-	-	-	-
Modelo I	3243,59	552	1596,64	33,0%	8444,7	-	-4198,35	0,0000	129,32	552	463,74	78,2%	4536,6	-	-2244,29	0,0000
Modelo P	1689,89	552	3150,34	65,1%	6891,0	-	-3421,50	0,0000	499,37	552	93,69	15,8%	4906,6	-	-2429,32	0,0000
Modelo C	3529,76	529	1310,47	27,1%	8776,9	-	-4341,44	0,0000	184,83	529	408,23	68,8%	4638,1	-	-2272,05	0,0000
Modelo IP	123,32	529	4716,92	97,5%	5370,4	1,92	-2638,21	0,0000	29,57	529	563,49	95,0%	4482,8	1,92	-2194,42	0,0000
Modelo IC	447,18	506	4393,05	90,8%	5740,3	9,88	-2800,15	0,0000	54,13	506	538,93	90,9%	4553,4	9,88	-2206,70	0,0000
Modelo PC	1338,99	506	3501,24	72,3%	6632,1	9,88	-3246,05	0,0000	91,08	506	501,98	84,6%	4590,3	9,88	-2225,17	0,0000
Modelo I_PC	96,86	484	4743,38	98,0%	5434,0	509,13	-2624,98	-	20,80	484	572,26	96,5%	4564,1	509,13	-2190,03	-
Modelo IP_C	96,86	484	4743,38	98,0%	5434,0	522,07	-2624,98	-	20,80	484	572,26	96,5%	4564,1	522,07	-2190,03	-
Modelo IPC_	96,86	484	4743,38	98,0%	5434,0	520,88	-2624,98	-	20,80	484	572,26	96,5%	4564,1	520,88	-2190,03	-

Fonte: Microdados da PNAD 1992 a 2015 (IBGE).

Comparando-se os R^2 da componente de idade nos modelos brutos do rendimento/hora de mães e não mães, observa-se que a variável possui maior poder explicativo para as mulheres que têm filhos em relação àquelas que não os têm. O inverso ocorre nos modelos brutos da taxa de participação, ou seja, a dimensão de idade possui melhor capacidade para explicar as taxas de participação das não mães do que das mães. Em relação ao rendimento/hora, deve-se considerar que as mulheres com filhos possuem maiores barreiras ao acúmulo de capital humano pela maior dificuldade em conciliar o trabalho remunerado, da esfera pública, e o não remunerado, na esfera privada. Por tal razão, o acúmulo de capital humano das mães tende a ser descontínuo ao longo do curso de vida, ocasionando um comportamento intermitente do rendimento/hora durante a trajetória laboral (MINCER E POLACHEK, 1974), o que justificaria o maior poder explicativo da idade sobre o rendimento/hora destas mulheres em relação àquelas que não possuem filhos.

No se que refere à taxa de participação, a questão da descontinuidade abordada acima também pode justificar o maior poder explicativo desta variável no modelo de idade das mulheres sem filhos. Estas estão mais propensas a conciliar a trajetória escolar e laboral conforme pressuposto pela Teoria do Capital Humano de Schultz (1961) e Becker (1962), em que o ciclo de estudos precede a inserção no mercado de trabalho. Essa transição geralmente possui um claro marcador de idade no curso de vida. Mas, para as mães, é mais provável que essas trajetórias sejam sobrepostas e independentes da idade, devido ao acúmulo descontínuo de capital humano. Assim, esta variável teria menor poder explicativo para a atividade laboral destas mulheres.

A dimensão de período reflete as variações no cenário econômico, o que justifica a grande importância desse efeito tanto para mães como para não mães a fim de explicar a variância do rendimento/hora, uma vez que este é altamente influenciado por fatores conjunturais relacionados ao mercado de trabalho. No entanto, observa-se que, para as mulheres sem filhos, o poder explicativo do efeito de período é maior do que para aquelas que possuem filhos. Uma hipótese para tal comportamento é que as mulheres sem filhos estariam mais propensas a migrar entre diferentes posições no mercado de trabalho conforme as variações na conjuntura, visando maiores rendimentos. As mães, por sua vez, tenderiam a ficar confinadas em uma gama mais restrita de ocupações a fim de conciliar o trabalho e o cuidado dos filhos; assim, o

rendimento tenderia a ser menos elástico ao período, comparativamente às mulheres sem filhos.

No que diz respeito à taxa de participação, o mecanismo subjacente ao maior poder explicativo da dimensão de período para as mães comparativamente às não mães é que a oferta de trabalho das primeiras seria mais elástica em relação às flutuações econômicas. Por exemplo, em períodos de desaquecimento do mercado de trabalho e redução do rendimento médio, as mães estariam menos propensas a ofertar sua mão-de-obra, uma vez que os custos para ingressar no mercado laboral poderiam superar o seu salário de reserva (o menor salário que estariam dispostas a receber para ofertar a mão-de obra). Estes custos estariam relacionados, principalmente, à terceirização do cuidado das crianças, sobretudo no contexto em que os filhos ainda não atingiram a idade escolar (SCORZAFAVE E MENEZES-FILHO, 2001). Por sua vez, a oferta de trabalho de mulheres sem filhos tende a ser mais inelástica à conjuntura econômica, e, por tal razão, o efeito da variável de período possui menor relevância quando comparado ao efeito observado para as mães.

Os efeitos de coorte representam, principalmente, os fenômenos marcados por fatores geracionais. No contexto deste trabalho, alguns relevantes fenômenos podem ser citados, como a ampliação da participação feminina no mercado, elevação dos níveis de escolaridade e do acesso ao nível superior e mudanças de valores que contribuíram para a maior equidade de gênero experimentada por coortes mais jovens. As estatísticas de ajuste dos modelos brutos de coorte mostradas na Tabela 1 indicam que estes efeitos têm maior capacidade de explicar a taxa de participação de mães e não mães (R^2 de 27,1% e 68,8%, respectivamente) do que o rendimento/hora de ambas (R^2 de 4,3% e 3,4%, respectivamente).

Conforme a exposição realizada na seção 2.1 deste trabalho, o aumento da participação feminina nas últimas décadas é um processo tido como revolucionário (GOLDIN, 2006; ENGLAND, 2010; GOLDSCHIEDER ET AL, 2015), movido não apenas pela por questões econômicas, mas por mudanças ideacionais que resultaram em menores constrangimentos à atividade laboral das mulheres. Por esta razão, era de esperar que os efeitos de coorte tivessem um elevado poder explicativo para a taxa de participação feminina, o que de fato ocorre para as mulheres sem filhos. Para as mães, o poder explicativo da dimensão de coorte é menor, o que pode ser explicado

pelas barreiras adicionais que estas mulheres enfrentam para ingressar no mercado de trabalho, comparativamente às não mães.

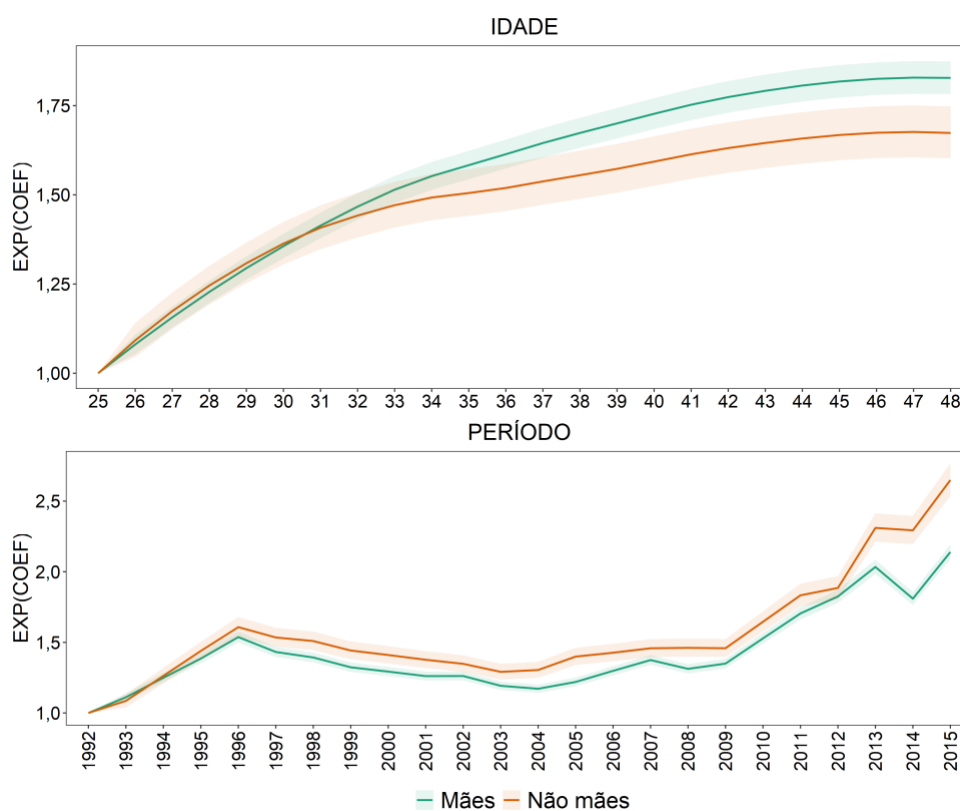
Ainda que as estatísticas de ajuste dos modelos brutos elucidem aspectos relevantes do poder explicativo das componentes de idade, período e coorte para o rendimento/hora e a taxa de participação de mães e não mães, são as especificações com duas componentes que oferecem o melhor ajuste. Tanto para o rendimento/hora como para a taxa de participação, em ambos os *status* de maternidade, as dimensões de idade e período combinadas (IP) constituem o modelo com melhor poder explicativo. O modelo PC também oferece um bom ajuste para o rendimento/hora, embora não seja superior ao IP. Já para a taxa de participação, o modelo IC apresenta uma boa qualidade de ajuste tanto para mulheres com filhos como para mulheres sem filhos, embora também seja inferior ao modelo IP. Portanto, as próximas análises se concentrarão nestes modelos – IP e PC para o rendimento hora, e IP e IC para a taxa de participação. Os gráficos dos demais modelos estão disponíveis no Apêndice B.

A Figura 8 apresenta as estimativas dos coeficientes do modelo IP para o rendimento/hora. No tocante à dimensão de idade é possível observar um efeito crescente ao longo do curso de vida, tanto para as mães como para as não mães. Infere-se que a trajetória das curvas reflita o próprio acúmulo de capital humano ao longo das idades, impactando positivamente o rendimento/hora. Até aproximadamente 31 anos de idade, verifica-se uma sobreposição das áreas sombreadas ao redor das curvas, que representam os intervalos de confiança dos coeficientes em análise. Até essa idade, portanto, não o efeito da idade em relação ao rendimento/hora é estatisticamente igual para mães e não mães no trecho em questão. A partir daí, as curvas divergem, com o efeito da idade sobre o rendimento crescendo mais rapidamente com a idade entre as mulheres que são mães. Esse resultado pode indicar que estas continuam obtendo ganhos de capital humano mesmo em momentos mais tardios do curso de vida. O efeito para as não mães, por sua vez, arrefece-se porque a maior disponibilidade de tempo diante da ausência de filhos contribui para que possam investir em qualificação e adquirir experiência em idades mais jovens.

Analisando-se a dimensão de período, não são observadas diferenças relevantes de padrão entre mulheres com e sem filhos para o rendimento/hora. Devido à relação do

rendimento com a própria conjuntura econômica, observam-se algumas flutuações nas curvas de ambos os grupos analisados, especialmente em 1996 e 2015. Embora as curvas não reflitam o comportamento do rendimento/hora em si, e sim o efeito de período sobre o rendimento/hora, observa-se que estes períodos para os quais há queda do efeito (que produzem os vales subsequentes aos picos) são de deterioração econômica: o final da década de 1990 com a crise asiática e seus impactos no Brasil e, mais recentemente, a piora do cenário econômico, que se intensifica a partir de 2013. A diferença de nível, mais favorável às mulheres sem filho, especialmente após a estabilização monetária, não é particularmente grande, e pode encobrir diferença na composição e qualidade do trabalho ocupado pelas mulheres segundo o status de maternidade. A Figura 5 já sugeria maiores níveis de informalidade para as mães, coerente com o resultado encontrado para a maior sensibilidade (negativa) dos efeitos de período estimados.

Figura 8. Resultados dos modelos IP para o rendimento/hora de mães e não mães com idade entre 25 e 48 anos – Brasil, 1992 a 2015



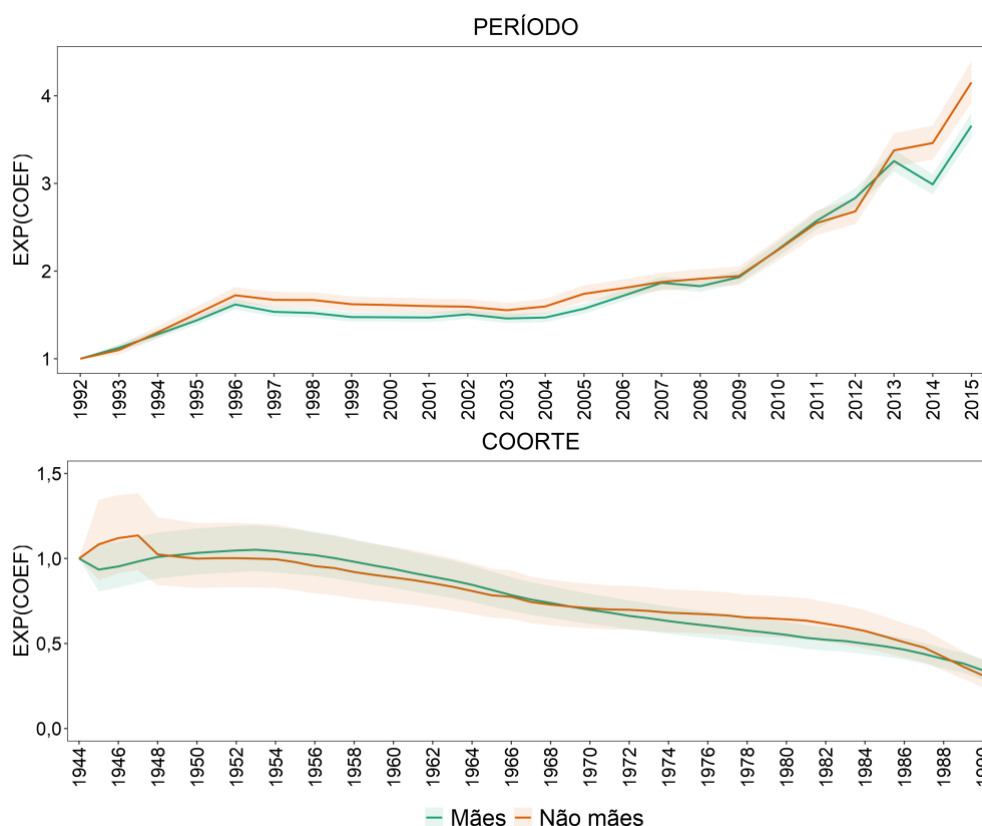
Fonte: Microdados da PNAD 1992 a 2015 (IBGE).

A Figura 9 mostra os coeficientes do modelo PC, que apresentou o segundo melhor ajuste para o rendimento/hora de mães e não mães. No que tange a perspectiva de período, são observadas poucas alterações quanto ao padrão dos coeficientes, comparativamente a esta mesma variável no modelo IP. A mudança mais relevante é que, no modelo PC, as diferenças entre os coeficientes de mães e não mães é ainda menor, e em alguns momentos as curvas dos coeficientes se sobrepõem, como no intervalo entre os anos 2007 e 2011.

Quanto às magnitudes dos efeitos de período, estas são maiores para o modelo PC em relação ao IP, o que pode ser justificado pela retirada da dimensão de idade. Como observado na Tabela 1 ao se analisar os modelos brutos (com apenas uma das componentes), a dimensão de idade é a segunda com maior poder explicativo do rendimento/hora de mães e não mães, apenas atrás da dimensão de período. Por essa razão, é plausível inferir que a retirada da dimensão de idade tornou o efeito de período ainda maior.

A respeito dos efeitos de coorte, observa-se que as curvas dos coeficientes de mães e não mães são sobrepostas em todas as coortes de análise, ou seja, estatisticamente não há diferença nas estimações por *status* de maternidade. Ao contrário do efeito de período, que se torna maior à medida em que se avança no tempo, os efeitos de corte diminuem das coortes mais antigas para as mais jovens. Esse comportamento pode refletir o fato de que coortes mais antigas experimentaram rápidas transformações sociais, como melhora da qualidade dos postos de trabalho ocupados por mulheres e maior acesso ao ensino superior. Embora tais transformações sejam contínuas, pode-se dizer que coortes mais recentes ingressaram no mercado de trabalho em um período em que tais mudanças estão mais estabelecidas na sociedade, e por isso tendem a perder relevância em função de outros fatores como, por exemplo, as próprias flutuações do cenário econômico.

Figura 9. Resultados dos modelos PC para o rendimento/hora de mães e não mães com idade entre 25 e 48 anos – Brasil, 1992 a 2015



Fonte: Microdados da PNAD 1992 a 2015 (IBGE).

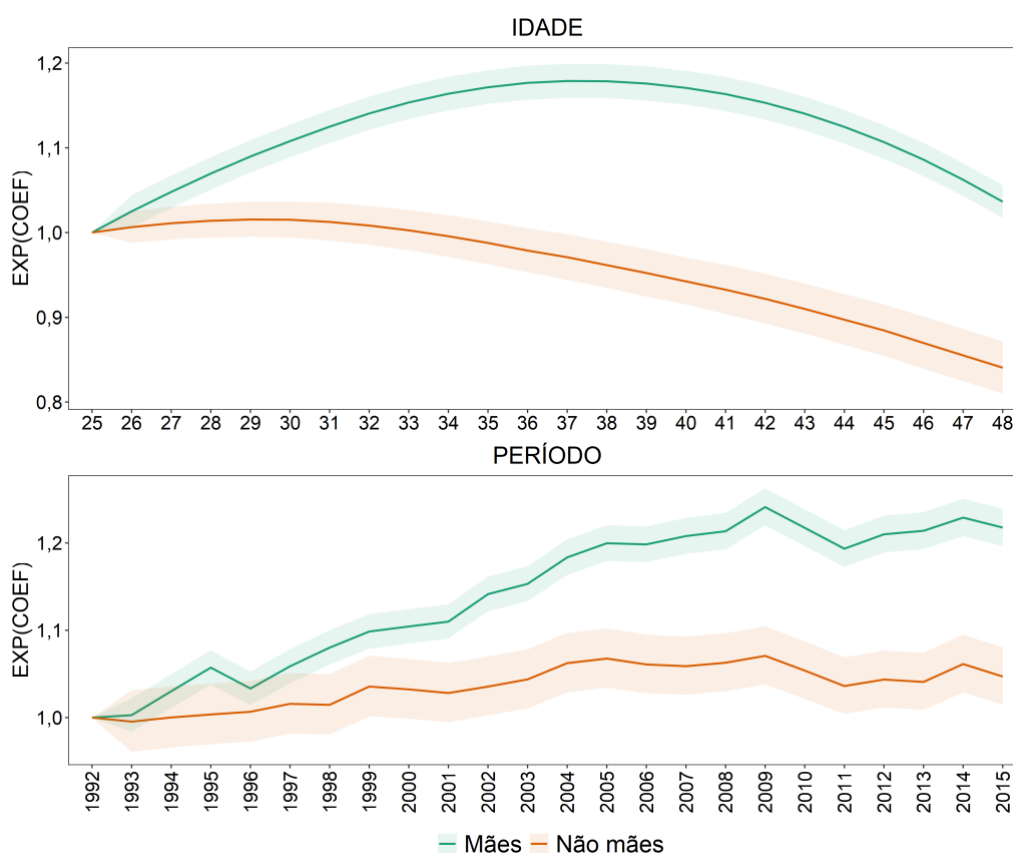
As estimativas dos coeficientes do modelo IP para a taxa de participação são mostradas na Figura 10. O comportamento dos efeitos de idade sobre a taxa de participação nos modelos de mulheres com e sem filhos reflete o desempenho do próprio indicador na perspectiva de período. Enquanto a trajetória dos efeitos de idade para as mulheres com filhos é similar a um formato parabólico, tem-se para as sem filhos um decréscimo mais precoce, a partir de aproximadamente 30 anos de idade. Este declínio mostra, mais uma vez, a questão da migração de mulheres do grupo de não mães para o de mães, de modo que as que permanecem aparentemente possuem menor participação.

Em relação ao nível das curvas, tem-se que a maior elevação da curva das mães comparativamente às não mães pode refletir os maiores ganhos de participação das primeiras à medida que se avança a idade, com crescimento dos filhos e conseguinte aumento da disponibilidade para o trabalho. No entanto, este ganho de elevação ocorre somente até certo ponto, pois, a partir de determinada idade é comum que a

inserção no mercado reduza, dando origem ao formato parabólico apresentado. Além disso, a transição educacional que ocorreu no Brasil, simultaneamente à transição no mercado de trabalho, pode explicar parte desse resultado, especialmente para o grupo altamente seletivo de mulheres sem filhos em idades mais avançadas. A Figura 6 sugere esse efeito de composição, em que a queda do número médio de anos de estudo é maior por idade (na perspectiva de período), e o aumento por idade é menos intenso (na perspectiva de coorte) entre as mulheres sem filho. Essa transição educacional tem um efeito potencial de gerar maior heterogeneidade entre coortes de mães e reduzir a heterogeneidade entre as coortes de mulheres sem filho no período em estudo.

Os efeitos de período sobre a taxa de participação são crescentes, especialmente para mulheres com filhos. É interessante observar que estes resultados se assemelham em alguns aspectos aos achados de Oliveira e Rios Neto (2004) quanto à evolução da taxa de participação de homens e mulheres. Enquanto os coeficientes estimados para as mulheres com filhos comportaram-se de forma semelhante aos coeficientes para o sexo feminino no trabalho dos autores em questão, o coeficiente das mulheres sem filhos comportou-se de forma análoga aos coeficientes encontrados para o sexo masculino. Ou seja, as mulheres sem filho tiveram um crescimento da taxa de participação mais discreto, embora essas mulheres tenham níveis mais elevados de participação em todos os grupos etários analisados e em todos os períodos, tanto na perspectiva de período quanto de coorte, assim como ocorre com a participação masculina (Figura 3). Assim, a análise aqui realizada corrobora para a literatura existente ao mostrar que a elevação da participação feminina observada nas últimas décadas se deu, em sua maioria, entre as mulheres com filhos.

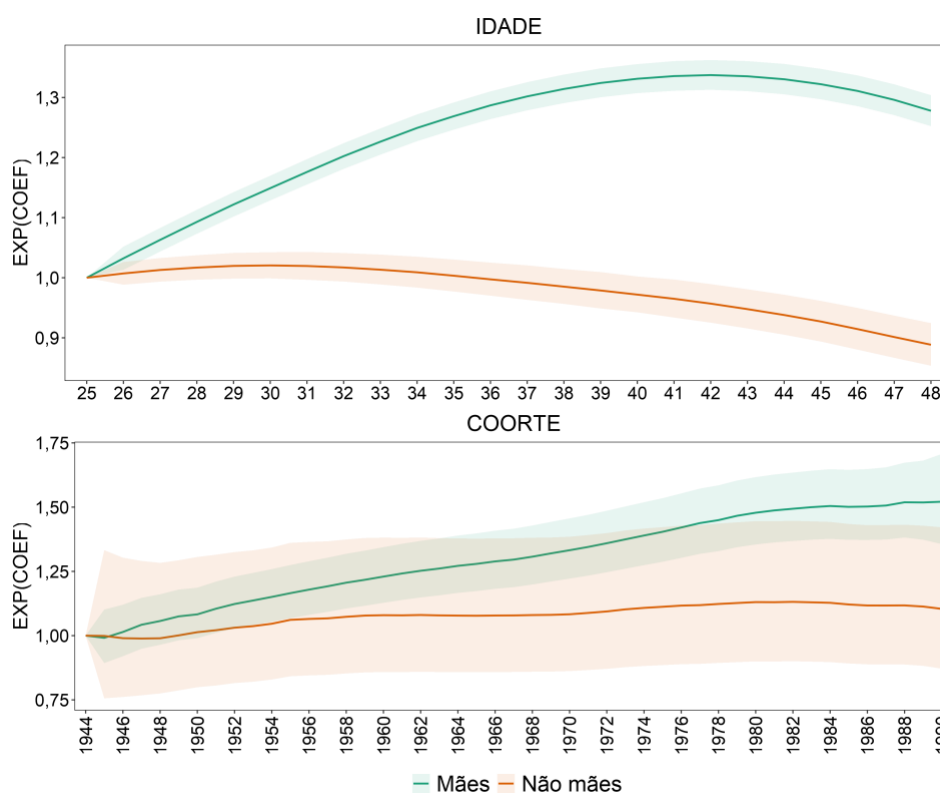
Figura 10. Resultados dos modelos IP para a taxa de participação de mães e não mães com idade entre 25 e 48 anos – Brasil, 1992 a 2015



Fonte: Microdados da PNAD 1992 a 2015 (IBGE).

Apresenta-se na Figura 11 os resultados do modelo IC para a taxa de participação de mães e não mães. No que tange a variável de idade, observa-se no modelo IC uma trajetória dos coeficientes semelhante à aquela já verificada no modelo IP tanto para mulheres com e sem filhos. As variações são apenas em termos das magnitudes do coeficiente e ainda assim são pequenas, como ocorreu com o coeficientes da variável de período no modelos do rendimento/hora. Já o gráfico de coorte se assemelha, de alguma forma, ao gráfico de período do modelo IP, no qual a trajetória dos coeficientes das mulheres com filhos é crescente ao longo das coortes enquanto a trajetória dos coeficientes das mulheres sem filhos tende a apresentar um comportamento constante. O gráfico de coorte mostra que as mudanças de cunho geracional, como normas de gênero menos restritivas às mulheres e elevação do nível de escolaridade, favoreceram primordialmente as mães. As mulheres sem filhos, embora beneficiadas por tais mudanças, já ocupavam posições no mercado de trabalho desde gerações mas antigas, o que explicaria a constância observada nos coeficientes.

Figura 11. Resultados dos modelos IC para a taxa de participação de mães e não mães com idade entre 25 e 48 anos – Brasil, 1992 a 2015



Fonte: Microdados da PNAD 1992 a 2015 (IBGE).

Em suma, a análise dos modelos estimados evidenciou que as especificações com melhor ajuste foram IP e PC para rendimento/hora e IP e IC para taxa de participação. Até aproximadamente 31 anos de idade, o efeito etário sobre o rendimento/hora é semelhante para mães e não mães; a partir daí, os coeficientes do modelo das mães apresenta um crescimento mais rápido. A hipótese para explicar este padrão é a de que as mulheres com filhos obtêm ganhos de capital humano em momentos mais tardios do curso de vida. Por sua vez, os efeitos da idade sobre a taxa de participação mostraram maior magnitude e trajetória parabólica para as mães, provavelmente devido à ampliação da disponibilidade para o trabalho à medida que seus filhos se tornam mais velhos. A partir de um determinado momento do curso de vida, o efeito da idade sobre a participação se reduz para ambos os grupos. Para as não mães esta redução ocorre de forma relativamente mais antecipada, em torno dos 30 anos de idade, devido à seletividade resultante da migração de mulheres sem filhos para o grupo das que possuem filhos.

Quanto à dimensão de período, os resultados mostraram que os efeitos no rendimento/hora afetam mães e não mães sem grandes diferenças entre elas, refletindo principalmente as flutuações da economia brasileira. Em relação à taxa de participação, o efeito de período se manteve constante para mulheres sem filhos, mas aumentou significativamente ao longo do tempo para aquelas com filhos, sugerindo que o aumento da participação feminina no mercado de trabalho ao longo dos anos é altamente influenciado pela crescente inserção das mães.

Por fim, os resultados dos modelos que envolvem a componente de coorte mostram que o efeito das transformações sociais ao longo das gerações exerce maior impacto na inserção laboral das mulheres – principalmente das mães – do que sobre rendimento/hora daquelas que já se encontram inseridas no mercado de trabalho. Para estas, o efeito de coorte tornou-se cada vez menos importante em gerações mais jovens, uma vez que experimentaram um período em que tais transformações não representam uma disrupção tão grande, como ocorreu com as mulheres pertencentes a gerações mais antigas.

4.2. Diferenciais socioeconômicos da penalidade da maternidade pela perspectiva etária

A presente seção contempla o segundo e o terceiro objetivos propostos na introdução, que consistem em decompor o hiato do rendimento de mulheres com e sem filhos em diferentes grupos etários, identificando os efeitos de composição e de estrutura salarial para o ponto médio e para a distribuição de salários. Inicialmente, realizou-se uma análise descritiva em duas subseções. A primeira apresenta o perfil das mulheres em análise segundo algumas variáveis de interesse, o que guarda relação com os efeitos de composição sobre o diferencial de rendimentos. A segunda subseção mostra o comportamento do rendimento/hora ao longo da distribuição salarial a partir de recortes definidos por tais variáveis, representando o “efeito preço” do hiato de rendimentos. Além das análises descritivas, esta seção conta com outras duas subseções, nas quais são apresentados os modelos de regressão quantílica estimados a partir do uso de RIFs (*Recentered Influence Functions*), à luz do trabalho de Firpo, Fortin e Lemieux (2018), e os modelos de decomposição quantílica, também estimados aos moldes do referido trabalho.

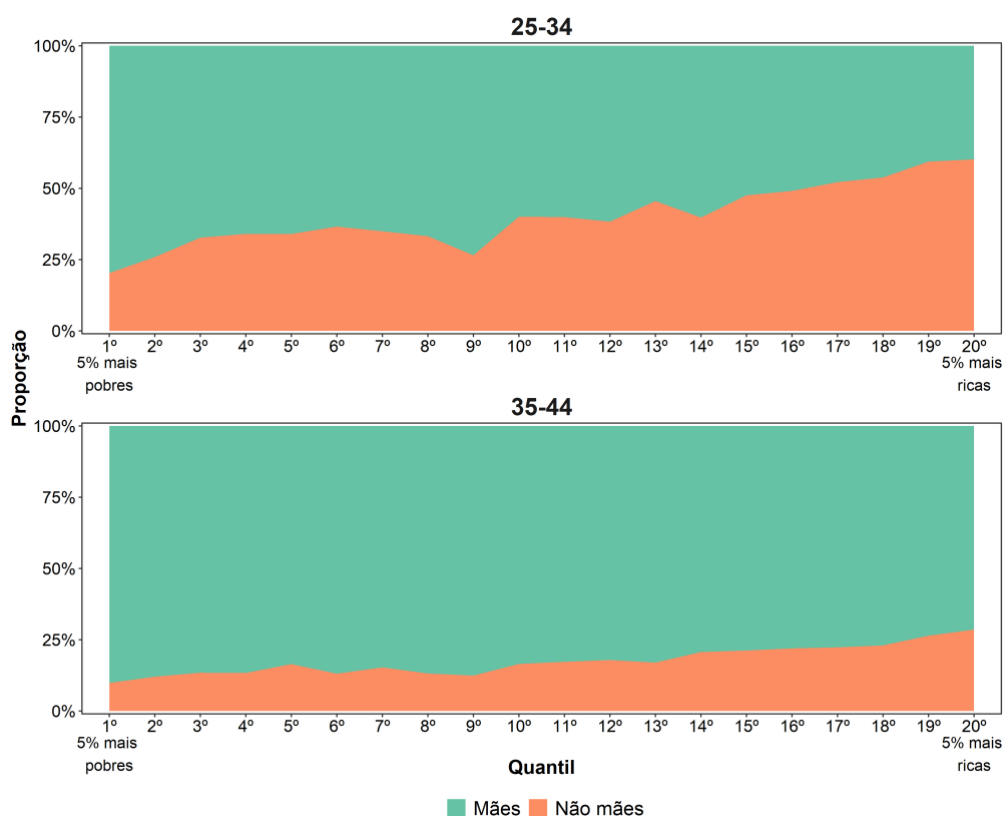
4.2.1. Composição do perfil das mulheres em análise

Esta subseção apresenta a composição da amostra sob diferentes recortes, estabelecidos conforme algumas variáveis de interesse, para seus valores médios e em quantis selecionados do rendimento/hora. Mas, antes disso, faz-se uma breve descrição geral da amostra de mulheres com e sem filhos ao longo da distribuição de salários, a partir da Figura 12. As informações utilizadas na construção do gráfico podem ser consultadas no Apêndice C deste trabalho.

Observa-se na Figura 12 uma clara relação entre maternidade e rendimento/hora em ambos os grupos etários, uma vez que há maior concentração de mulheres com filhos nos primeiros quantis da distribuição, e, analogamente, maior proporção de mulheres sem filhos nos quantis mais elevados. Esta configuração é condizente com estudos sobre o fenômeno de *childlessness* no Brasil, que apontam uma maior prevalência da ausência de filhos nos estratos de renda mais altos (CAVENAGHI E ALVES, 2013; FUJIWARA, 2018; LEOCÁDIO, 2019; SIMÃO ET AL., 2020).

Além da questão relacionada à renda, verifica-se na Figura 12 uma predominância de mães em relação às não mães, que se intensifica no grupo de idade mais velho, o que era de se esperar, já que a razão mãe/não mãe naturalmente tende a se elevar conforme o aumento da idade. Adicionalmente, fenômenos relacionados à dinâmica da fecundidade no país, como adiamento da fecundidade e conseguinte elevação da idade média ao nascimento do primeiro filho (MIRANDA-RIBEIRO, GARCIA E FARIA, 2019) e o próprio aumento do *childlessness* já citado, contribuem para haver maior proporção de não mães entre as mulheres de coortes mais jovens.

Figura 12. Composição da amostra de mães e não mães com idade entre 25 e 34 anos e entre 35 e 44 anos ao longo da distribuição de salários – Brasil, 2015



Fonte: Microdados da PNAD 2015 (IBGE).

A Tabela 2 apresenta a composição da amostra de mães e não mães com idade entre 25 e 34 anos, segundo variáveis de interesse. A Tabela 3 mostra informações análogas para mulheres com idade entre 35 e 44 anos.

Tabela 2. Composição da amostra de mães e não mães com idade entre 25 e 34 anos, segundo variáveis de interesse – Brasil, 2015

Variável	Mães						Não mães					
	Média	0,1	0,25	0,5	0,75	0,9	Média	0,1	0,25	0,5	0,75	0,9
Economicamente ativa	69,4%						83,0%					
Economicamente inativa	30,6%						17,0%					
Sem escolaridade	2,04%	2,81%	2,53%	1,29%	1,91%	1,34%	2,02%	1,18%	0,10%	0,40%	0,74%	0,94%
Ensino fundamental	29,95%	47,34%	30,09%	26,84%	17,43%	5,25%	8,20%	10,37%	8,54%	4,08%	0,58%	0,89%
Ensino médio	51,16%	44,97%	59,57%	62,28%	54,76%	31,01%	42,81%	73,00%	70,46%	51,38%	19,11%	10,71%
Ensino superior	16,85%	4,88%	7,81%	9,58%	25,89%	62,40%	46,96%	15,45%	20,89%	44,14%	79,56%	87,46%
Negras	56,99%	69,09%	65,65%	51,55%	50,84%	42,22%	45,03%	57,98%	58,39%	48,19%	30,58%	25,33%
Branças	43,01%	30,91%	34,35%	48,45%	49,16%	57,78%	54,97%	42,02%	41,61%	51,81%	69,42%	74,67%
Com cônjuge no domicílio	53,23%	38,57%	47,38%	47,98%	53,62%	52,86%	26,75%	27,76%	24,87%	22,66%	24,40%	33,39%
Sem cônjuge no domicílio	46,77%	61,43%	52,62%	52,02%	46,38%	47,14%	73,25%	72,24%	75,13%	77,34%	75,60%	66,61%
Horas afazeres	23,19	23,32	20,55	21,15	21,85	21,63	14,92	14,84	15,06	14,84	13,58	12,98
Empregadas c/ carteira	48,3%	9,0%	56,5%	58,7%	47,3%	42,3%	60,0%	66,7%	79,2%	63,8%	57,8%	48,6%
Empregadas s/ carteira	12,8%	22,9%	15,5%	10,6%	14,7%	10,1%	12,3%	13,0%	8,9%	13,1%	12,7%	10,9%
Militares e estatutárias	7,4%	0,0%	8,3%	3,1%	8,2%	19,9%	10,0%	0,0%	3,5%	6,4%	15,7%	23,9%
Domésticas c/ carteira	3,4%	1,7%	8,1%	4,0%	3,0%	0,0%	2,2%	8,1%	2,5%	2,1%	0,0%	1,2%
Domésticas s/ carteira	10,2%	31,0%	6,9%	10,2%	8,9%	5,0%	3,1%	4,2%	2,4%	4,3%	1,4%	0,2%
Autônomas	16,0%	33,9%	4,5%	12,5%	16,2%	17,0%	10,5%	7,2%	3,1%	8,9%	8,6%	13,1%
Empregadoras	1,9%	1,6%	0,2%	0,9%	1,8%	5,7%	1,9%	0,8%	0,4%	1,4%	3,9%	2,1%
Sudeste	42,8%	24,4%	37,5%	49,9%	45,8%	45,7%	49,4%	33,7%	52,8%	44,7%	54,4%	60,6%
Sul	13,7%	9,9%	8,8%	18,5%	20,6%	18,4%	13,8%	7,0%	12,1%	18,8%	18,9%	16,0%
Nordeste	25,8%	44,2%	35,2%	16,0%	17,4%	17,4%	22,5%	46,2%	25,4%	19,8%	12,2%	9,9%
Norte	9,2%	15,0%	9,9%	5,8%	7,0%	6,4%	5,9%	7,7%	4,5%	5,3%	5,3%	4,7%
Centro-Oeste	8,5%	6,5%	8,6%	9,9%	9,3%	12,0%	8,3%	5,5%	5,3%	11,5%	9,2%	8,8%

Fonte: Microdados da PNAD 2015 (IBGE).

Tabela 3. Composição da amostra de mães e não mães com idade entre 35 e 44 anos, segundo variáveis de interesse – Brasil, 2015

Variável	Mães						Não mães					
	Média	0,1	0,25	0,5	0,75	0,9	Média	0,1	0,25	0,5	0,75	0,9
Economicamente ativa	73,0%						78,4%					
Economicamente inativa	27,0%						21,6%					
Sem escolaridade	3,89%	5,76%	3,38%	3,47%	1,83%	1,08%	5,17%	1,72%	0,63%	0,00%	0,34%	0,00%
Ensino fundamental	37,72%	57,43%	42,97%	35,01%	21,83%	6,77%	16,80%	31,83%	22,24%	12,12%	0,45%	3,88%
Ensino médio	38,65%	32,90%	45,12%	50,16%	42,91%	23,45%	39,35%	52,55%	63,30%	44,92%	20,90%	9,93%
Ensino superior	19,75%	3,91%	8,52%	11,37%	33,43%	68,70%	38,67%	13,90%	13,83%	42,96%	78,30%	86,20%
Negras	53,75%	67,33%	65,95%	51,65%	48,68%	36,37%	46,39%	70,34%	53,28%	47,37%	37,90%	36,23%
Branças	46,25%	32,67%	34,05%	48,35%	51,32%	63,63%	53,61%	29,66%	46,72%	52,63%	62,10%	63,77%
Com cônjuge no domicílio	54,71%	45,05%	47,02%	51,32%	53,86%	58,31%	29,10%	25,55%	28,28%	36,92%	20,95%	41,26%
Sem cônjuge no domicílio	45,29%	54,95%	52,98%	48,68%	46,14%	41,69%	70,90%	74,45%	71,72%	63,08%	79,05%	58,74%
Horas afazeres	22,39	23,52	19,70	20,82	21,24	20,09	16,32	16,11	17,00	15,41	15,02	13,79
Empregadas c/ carteira	37,6%	10,7%	44,2%	55,6%	34,2%	28,9%	47,0%	45,2%	62,1%	65,4%	41,4%	42,7%
Empregadas s/ carteira	10,2%	19,2%	16,5%	9,5%	9,3%	9,4%	8,8%	13,1%	9,0%	4,0%	6,2%	6,6%
Militares e estatutárias	12,6%	0,5%	11,7%	9,7%	16,2%	32,6%	15,7%	0,0%	8,5%	11,5%	27,1%	25,5%
Domésticas c/ carteira	6,6%	5,6%	15,8%	8,9%	3,4%	0,8%	3,8%	9,9%	6,2%	3,3%	0,6%	0,9%
Domésticas s/ carteira	12,0%	27,8%	6,8%	6,3%	14,2%	3,3%	7,0%	19,0%	4,4%	4,0%	1,9%	1,4%
Autônomas	17,7%	34,4%	4,6%	9,8%	20,0%	14,2%	15,2%	10,3%	9,4%	10,5%	17,0%	18,5%
Empregadoras	3,2%	1,9%	0,6%	0,3%	2,7%	10,7%	2,5%	2,4%	0,4%	1,4%	5,7%	4,5%
Sudeste	45,6%	31,6%	32,9%	51,4%	48,4%	46,7%	50,5%	44,8%	49,5%	52,2%	56,0%	56,1%
Sul	13,9%	8,6%	7,5%	18,7%	19,1%	17,9%	12,9%	4,0%	10,6%	19,4%	14,4%	13,2%
Nordeste	24,4%	41,6%	38,1%	13,5%	16,4%	16,8%	22,3%	36,6%	25,6%	12,3%	15,2%	15,8%
Norte	7,7%	11,7%	10,0%	6,6%	5,2%	7,8%	5,6%	6,3%	4,8%	3,3%	5,4%	6,3%
Centro-Oeste	8,4%	6,4%	11,6%	9,7%	10,9%	10,8%	8,7%	8,4%	9,5%	12,8%	8,9%	8,7%

Fonte: Microdados da PNAD 2015 (IBGE).

Em relação à participação no mercado de trabalho, observa-se a maior atividade das não mães comparativamente às mães em ambos os grupos etários, mas há uma convergência das taxas de participação na faixa de idade mais velha. Isso pode refletir a dinâmica já verificada nos modelos IPC: as mães pertencentes ao grupo etário mais velho provavelmente têm filhos em idades nas quais já não se faz necessária a transferência de um elevado número de horas para seu cuidado, tornando tais mulheres disponíveis para o mercado remunerado. Em contrapartida, as mães pertencentes aos grupos etários mais jovens possuem, em geral, filhos pequenos, que demandam mais tempo delas, inviabilizando, muitas vezes, a atividade remunerada. No caso das mulheres sem filhos, tem-se a questão já verificada na sessão anterior do efeito de seletividade, uma vez que o número de mulheres na faixa dos 35 a 44 anos que não possui filhos é relativamente pequeno, de modo que estas possuem características muito específicas.

A disposição das mulheres dentre as categorias de escolaridade mostra que as mães possuem um menor nível médio de instrução do que as não mães. Em ambos os grupos etários há uma maior proporção de mães que detém somente o ensino fundamental em relação às não mães. Em contrapartida, o inverso ocorre no nível superior, com maior proporção de não mães comparativamente às mães. Isso também se aplica aos quantis da distribuição de salários, porque até mesmo entre as mulheres mais ricas, as mulheres com filhos têm uma escolaridade menor do que aquelas sem filhos. Dessa forma, verifica-se uma penalidade da maternidade no que tange à escolaridade, independentemente do nível de renda.

Adicionalmente, observa-se que as mulheres pertencentes ao grupo etário mais velho estão mais presentes nas categorias com menos anos de estudo, independentemente de terem ou não filhos. Este é um reflexo da expansão ao acesso à educação superior no país ocorrido em meados dos anos 2000, fazendo com que coortes mais jovens elevassem seu nível de escolaridade (OLIVEIRA E COLOMBI, 2014). Assim, tem-se que as mulheres pertencentes à faixa dos 35 aos 44 anos não se beneficiaram da transição educacional da mesma forma que as mulheres de 25 a 34 anos, uma vez que estas, ao finalizar o ciclo básico de estudos, estavam aptas a ingressar na universidade em um momento de ampliação do acesso ao ensino superior.

A variável de raça/cor mostra, em média, uma maior proporção de mães negras do que não mães, principalmente no grupo etário mais jovem. As mulheres negras são duplamente penalizadas em relação às brancas no mercado de trabalho brasileiro, tanto pela desigualdade de oportunidades, que produz um hiato entre os atributos de ambas, quanto pela própria discriminação de raça (PASSOS E WAJNMAN, 2021). Assim, a maior proporção de negras entre as mães pode contribuir para explicar o diferencial salarial entre estas e as não mães. Esta situação ocorre também para os quantis, embora a proporção de mulheres brancas se eleve no topo da distribuição para mães e não mães.

A proporção de mulheres com e sem cônjuge no domicílio revela maior presença de cônjuge entre as mães – o que é esperado, uma vez que a transição referente à situação marital geralmente precede a transição da maternidade (OLIVEIRA, RIOS-NETO E OLIVEIRA, 2006). Além disso, verifica-se uma relação direta entre a proporção de mães com cônjuge no domicílio e o nível de renda, uma vez que, quanto mais elevado é o quantil da distribuição salarial, maior é a proporção de mulheres com cônjuge em ambos os grupos etários. Este comportamento reflete a vulnerabilidade do arranjo familiar composto por mulheres sem cônjuge e com filhos, que usualmente é mais recorrente entre os estratos de renda mais baixos (SORJ ET AL, 2007; MADALOZZO E BLOFIELD, 2017). Para as mulheres sem filhos, não é observada esta relação entre presença de cônjuge no domicílio e renda.

A respeito das horas dedicadas aos afazeres domésticos, observa-se um elevado número de horas dedicadas pelas mães, além de poucas alterações ao longo da distribuição de salários. Já para não mães, verifica-se mais claramente a relação inversa entre nível de renda e horas dedicadas aos afazeres. Isso ocorre porque as mulheres localizadas nos estratos de renda mais elevados têm maiores condições de terceirizar a realização das tarefas domésticas, mas as tarefas de cuidado com outros membros do domicílio não são plenamente terceirizáveis. Analisando-se esta variável pela perspectiva etária, constata-se a convergência do número de horas dedicadas por mulheres com e sem filhos do grupo etário mais velho, com redução no caso das primeiras, e aumento no caso das últimas.

O perfil ocupacional das mulheres em análise mostra maior proporção de mães atuando como autônomas e domésticas sem carteira assinada comparativamente às

não mães. Estas, por sua vez, possuem maior inserção em posições que oferecem estabilidade e proteção, como o trabalho com carteira assinada e o serviço público. A grande proporção de mães inseridas no trabalho autônomo e no serviço doméstico reflete a busca por jornadas de trabalho mais flexíveis, que permitem maior conciliação entre o trabalho e a maternidade (BUDIG E ENGLAND, 2001). Ao mesmo tempo, a procura por flexibilidade, especificamente entre as mães de renda mais baixa, relaciona-se muitas vezes com a precarização do trabalho e a informalidade.

No que diz respeito ao trabalho autônomo, deve-se ressaltar que nem toda atividade assim classificada está relacionada à informalidade, uma vez que há profissionais que trabalham por conta própria e contribuem para o sistema previdenciário, caracterizando-os como formais. É razoável inferir, no entanto, que esta não é a situação das mães localizadas na porção inferior da distribuição salarial. Conforme já mostrado na análise descritiva do modelo IPC, as mulheres com filhos possuem elevadas taxas de informalidade, que, por sua vez, tendem a ser mais predominantes entre a população de baixa renda (VILLANUEVA E LIN, 2015). O serviço doméstico, por sua vez, é tradicionalmente caracterizado por um elevado grau de informalidade. Visando a inserção no mercado, as trabalhadoras do setor tendem a vender suas horas de trabalho por valores competitivos, o que a maioria das vezes implica em uma renúncia involuntária dos seus direitos trabalhistas (WAJNMAN, 2016).

Por fim, observam-se diferenças regionais marcantes entre os quantis da distribuição salarial e entre os distintos *status* de maternidade. Pela perspectiva da renda, verifica-se na porção inferior da distribuição uma elevada proporção de mulheres residentes nas regiões Norte e Nordeste, enquanto na porção superior há uma predominância de mulheres residentes no Sudeste, independentemente do grupo etário e da existência de filhos. Por outro lado, ao se analisar pela perspectiva da maternidade, observa-se maior percentual de mulheres sem filhos no Sudeste, enquanto as mães possuem maior presença no Norte e Nordeste. Uma vez que as últimas são regiões economicamente menos desenvolvidas e com maiores níveis de fecundidade (CAMARANO E CARNEIRO, 2016), a perspectiva regional também pode constituir um fator explicativo da penalidade da maternidade no país.

4.2.2. Estrutura salarial de mulheres com e sem filhos segundo distintos recortes

Nesta subseção apresenta-se a estrutura salarial de mulheres com e sem filhos ao longo da distribuição, por grupo etário. A fim de facilitar a visualização, optou-se por mostrar apenas as razões do rendimento/hora entre mães e não mães para as duas faixas de idade em análise. Assim, valores menores que a unidade (100%) denotam que o rendimento/hora das mães é menor do que para não mães.

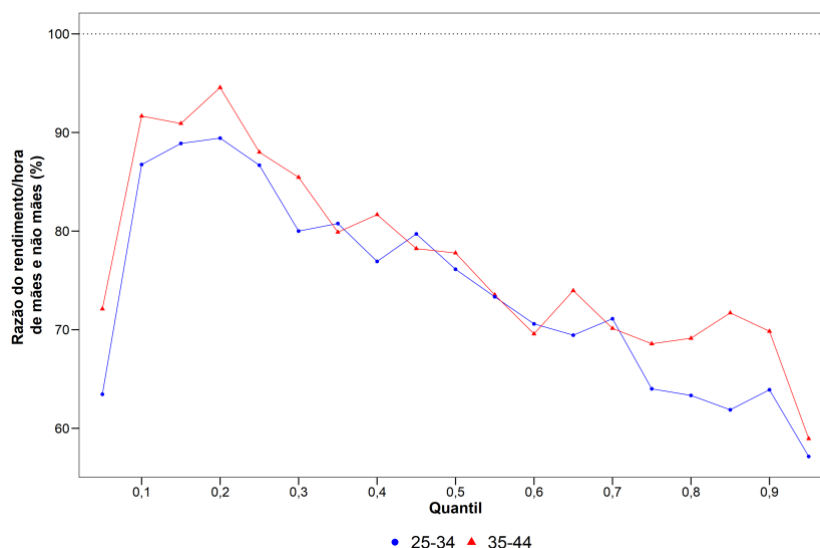
A Figura 13 mostra que a maior diferença do rendimento ocorre nos quantis mais elevados, de modo que as mulheres mais penalizadas pela maternidade seriam as mais ricas. Este resultado é condizente com estudos da literatura internacional (ANDERSON ET AL, 2002; ENGLAND, 2016), que justificam o resultado pelo maior custo de oportunidade que a maternidade traz para tais mulheres. England (2016) argumenta que as mães pertencentes aos estratos de renda mais baixos seriam menos susceptíveis às perdas salariais decorrentes da maternidade, uma vez que estas não apresentariam grandes diferenças em seus atributos produtivos comparativamente às mulheres sem filhos de baixa renda.

Outro fator que pode explicar o maior hiato de rendimentos nos quantis mais elevados é a rigidez salarial na porção inferior da distribuição, que ocorre a partir de alguns mecanismos. A presença do salário mínimo é um deles, posto que contribui para uma maior homogeneidade de rendimentos nos quantis mais baixos. Além disso, há o efeito da estrutura salarial das ocupações. As mudanças tecnológicas, por exemplo, tendem a produzir poucos efeitos sobre os salários de ocupações típicas dos estratos de renda mais baixos, fazendo com que as heterogeneidades neste trecho da distribuição sejam menores (LEMIEUX, 2008, AUTOR ET AL, 2014).

A maior penalidade da maternidade entre as mulheres mais ricas também encontra suporte na literatura nacional a partir do estudo de Souza (2016), que assim como os estudos internacionais, justificou seus resultados utilizando-se do argumento do elevado custo de oportunidade entre tais mulheres. Outros trabalhos realizados para o contexto brasileiro, como o de Paulo (2013) e Muniz e Venerozo (2019), apresentaram conclusões distintas: no primeiro estudo vários anos foram analisados, e o quantil com maior diferença entre mulheres com e sem filhos sofreu variações. O segundo estudo, por sua vez, apontou a existência de penalidade salarial da

maternidade apenas na porção inferior da distribuição de salários; deve-se ressaltar, no entanto, que este estudo comparou homens e mulheres ao invés de mulheres com e sem filhos.

Figura 13. Razão do rendimento/hora de mães e não mães ao longo da distribuição de salários, por grupo etário – Brasil, 2015

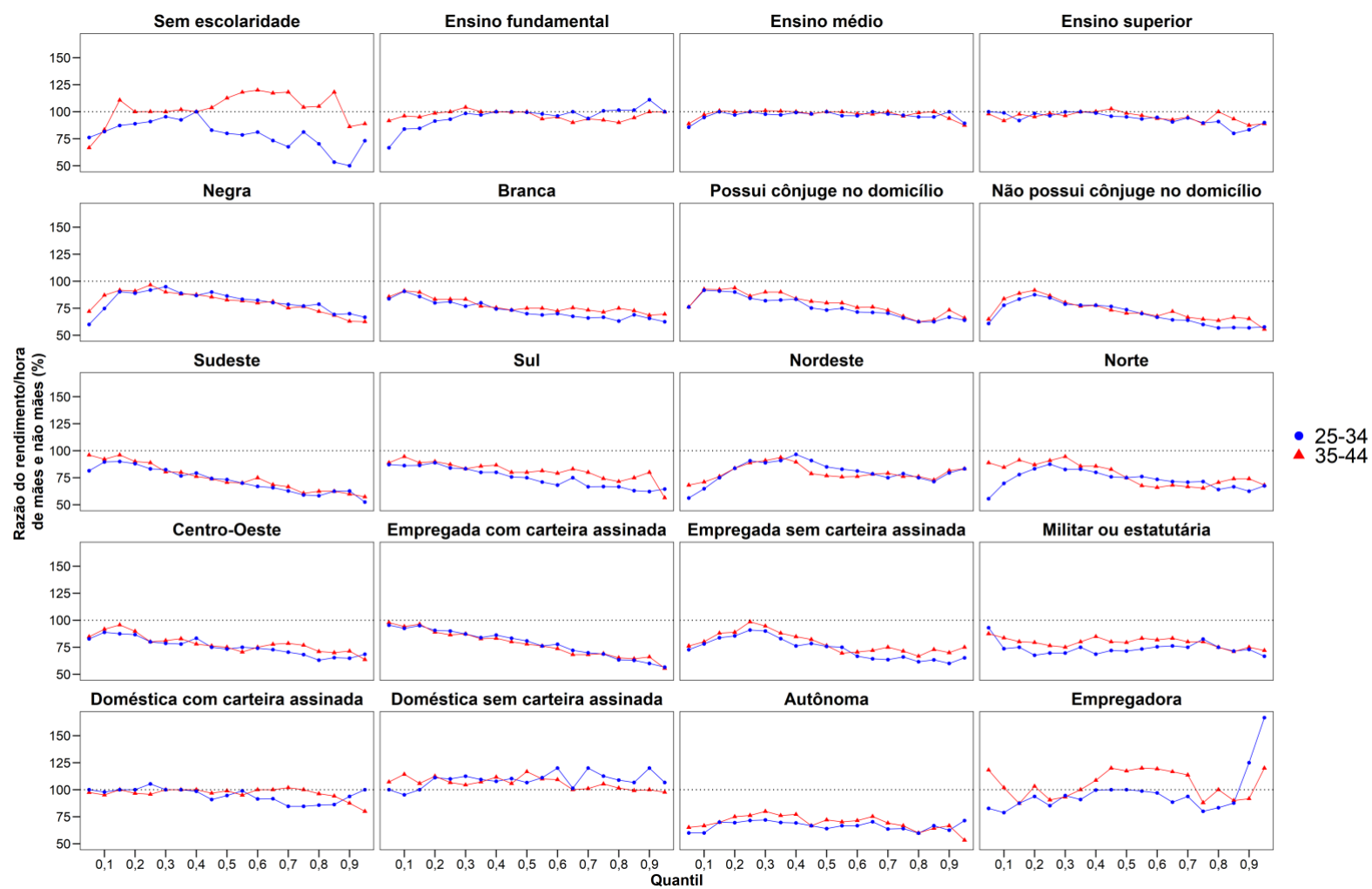


Fonte: Microdados da PNAD 2015 (IBGE).

Outro aspecto relevante observado na Figura 13 diz respeito à perspectiva etária. Observa-se nos extremos da distribuição que a razão de rendimentos das mulheres pertencentes ao grupo de 35 a 44 anos é superior à razão daquelas com idades entre 25 e 34 anos. Embora as mulheres de ambas as faixas de idade não pertençam a uma mesma coorte, este pode ser um indício de que as mães não conseguem recuperar totalmente os efeitos da maternidade sobre seus rendimentos em idades mais avançadas.

A Figura 14 apresenta a razão do rendimento/hora de mulheres com e sem filhos ao longo da distribuição de salários, por grupo etário, segundo variáveis de interesse. De forma geral, observa-se padrão semelhante àquele verificado para a Figura 13, no qual a penalidade da maternidade se mostra mais acentuada no topo da distribuição salarial. No que tange à perspectiva etária, as diferenças entre os dois grupos de idade se mostram pouco proeminentes para a maioria das variáveis em análise.

Figura 14. Razão do rendimento/hora de mães e não mães ao longo da distribuição de salários, por grupo etário, segundo variáveis de interesse – Brasil, 2015



Fonte: Microdados da PNAD 2015 (IBGE).

As razões do rendimento/hora segundo as distintas categorias de escolaridade mostram um comportamento discrepante nos quantis superiores das mulheres com idade entre 25 e 34 anos e aquelas entre 35 e 44 anos que não possuem educação formal, mas deve-se considerar que este grupo de mulheres têm uma proporção muito pequena da amostra. A despeito desta categoria de escolaridade, verifica-se uma penalidade da maternidade na porção inferior da distribuição salarial de mulheres que detêm apenas o ensino fundamental, principalmente para a curva das mais jovens; o mesmo ocorre para quantis mais elevados na categoria de ensino superior. Provavelmente, esta configuração reflete o fato de que as ocupações típicas de quem está no topo da distribuição estão relacionadas a um maior grau de escolaridade; logo, as heterogeneidades serão mais visíveis em quantis superiores. No trecho inferior da distribuição, as ocupações podem não demandar o ensino superior, mas o ensino fundamental geralmente se faz necessário, o que explicaria as maiores heterogeneidades em quantis mais baixos para essa categoria de escolaridade.

Ao se analisar as razões do rendimento/hora segundo o recorte racial, observa-se para a maioria dos quantis uma maior penalidade entre as mulheres brancas – as exceções são os quantis 0,05 e 0,1, em ambos os grupos etários, e a partir do quantil 0,8, para as mulheres com idade entre 35 e 44 anos. Alguns estudos da literatura internacional (WALDFOGEL, 1997; GLAUBER, 2007) já apontaram maior penalidade para as mulheres brancas, embora não tenha sido apresentada uma explicação clara para este resultado. Infere-se que as outras penalidades sofridas pelas mulheres negras, oriundas da discriminação por raça e da desigualdade de oportunidades, fazem com que o efeito da maternidade sobre os rendimentos seja menor para estas comparativamente às brancas.

No tocante ao recorte da presença de cônjuge no domicílio, tem-se para quase toda a distribuição salarial uma penalidade da maternidade mais elevada entre as mulheres que não possuem cônjuge. Este resultado vai de encontro a alguns estudos na literatura internacional (BUDIG E ENGLAND, 2001; GLAUBER, 2007), que apontam maior penalidade da maternidade para as mulheres casadas em relação às que não se encontram em uma união. Isso ocorreria devido ao maior tempo dedicado pelas casadas às tarefas do domicílio, impactando negativamente sua produtividade e, por conseguinte, seu salário. Todavia, este mecanismo não necessariamente é válido

para o contexto brasileiro, devido principalmente à pior situação econômica das mulheres com filhos, mas sem cônjuge.

As categorias da variável referente às regiões do país mostram que a penalidade da maternidade é mais elevada naquelas regiões onde são auferidos maiores rendimentos – Sudeste, Sul e Centro-Oeste. Por sua vez, as regiões Norte e Nordeste apresentam razões do rendimento/hora mais próximas de 100%, mesmo no topo da distribuição de salários, onde a penalidade da maternidade tem se mostrado mais acentuada.

Por fim, a variável de posição na ocupação apresenta um movimento decrescente das razões do rendimento/hora ao longo da distribuição para empregadas com e sem carteira, bem como para militares e estatutárias. Isso mostra que, em tais ocupações, a penalidade da maternidade é mais acentuada em quantis superiores do rendimento/hora. Para as trabalhadoras domésticas com e sem carteira assinada, as razões são sempre próximas de 100%, o que se explica pela própria rigidez salarial típica da ocupação¹⁴, contribuindo para a homogeneidade dos rendimentos de mulheres com e sem filhos. Em relação às autônomas, as razões também apresentam trajetória relativamente constante, mas, ao contrário do serviço doméstico, indicam a existência de penalidade da maternidade, o que pode refletir tipos distintos de atividades realizadas por mães e não mães. Em relação à categoria de empregadoras, destaca-se o maior rendimento das mães no topo da distribuição de salários, no caso de mulheres com idade entre 25 e 34 anos, e em quase toda a distribuição para aquelas pertencentes ao grupo etário de 35 a 44 anos, produzindo razões do rendimento/hora superiores a 100%.

Em suma, a análise das razões do rendimento/hora de mulheres com e sem filhos para diferentes recortes indicou uma penalidade da maternidade mais acentuada para os grupos socialmente mais privilegiados: mulheres com ensino superior, brancas, com cônjuge no domicílio, posicionadas em ocupações que oferecem melhores condições de trabalho e residentes em regiões mais desenvolvidas do país. Estes achados revelam uma maior homogeneidade entre as mulheres mais pobres e

¹⁴ Adicionalmente, há de se considerar que o número de trabalhadoras pertencentes a esta ocupação é muito pequeno nos quantis superiores da distribuição.

socialmente vulneráveis, de modo que a maternidade exerce um impacto pouco relevante em seus rendimentos.

As seções seguintes exploram mais profundamente estas questões, conforme será mostrado a partir dos modelos de regressão e decomposição estimados. Os modelos de regressão permitirão mensurar o efeito da maternidade sobre o rendimento/hora médio e sobre os quantis da distribuição salarial, controlando-se por outros fatores que também exercem impacto sobre os rendimentos. As decomposições, por sua vez, possibilitarão verificar a magnitude dos efeitos de composição e de estrutura salarial sobre o hiato de rendimentos, além de avaliar quais variáveis contribuem ou atenuam cada uma destas parcelas.

4.2.3. Modelos de regressão quantílica via RIF

Esta subseção apresenta os resultados dos modelos de regressão RIF conforme metodologia proposta por Firpo, Fortin e Lemieux (2009, 2018). Os coeficientes estimados para o logaritmo do rendimento/hora médio, juntamente com erros padrão estimados por reamostragem do tipo *bootstrap*, são relatados na Tabela 4, enquanto os coeficientes para os quantis da distribuição são mostrados na Figura 15. Optou-se por destacar apenas a variável de interesse, referente ao *status* de maternidade das mulheres em análise. Os coeficientes das demais variáveis e seus respectivos erros-padrão estão disponíveis no Apêndice C deste trabalho.

Feitas as considerações supracitadas, apresenta-se os coeficientes da variável relativa ao *status* de maternidade para a média do rendimento/hora (Tabela 4)¹⁵. Verifica-se que ter filho resulta em um impacto negativo de 8% no rendimento/hora de mulheres entre 25 e 34 anos de idade, enquanto para as mulheres com idade entre 35 e 44 anos este impacto negativo é de 6%. As estimativas com o procedimento de reponderação apresentaram poucas diferenças na relação entre ter filho e o rendimento/hora para ambos os grupos etários, indicando que o efeito da seletividade resultante do *status* de maternidade é pequeno na média salarial.

¹⁵ A estimação de um modelo RIF sem reponderação para a média é equivalente à estimação de um modelo de regressão linear simples, posto que, neste caso, o RIF de uma observação y_i qualquer será a própria observação (RIOS-AVILA, 2020).

A redução da importância da maternidade para o rendimento/hora entre as mulheres mais velhas é esperada, uma vez que as mães pertencentes a esta faixa etária possuem, em média, filhos mais velhos, resultando em maior disponibilidade para o trabalho. Além disso, as mulheres sem filhos com idade entre 35 e 44 anos possuem atributos produtivos inferiores às da faixa etária de 25 a 34 anos, contribuindo para um efeito de convergência do rendimento/hora em idades mais avançadas.

Tabela 4. Coeficientes da variável “tem filho” das regressões RIF para o logaritmo do rendimento/hora médio de mulheres com idade entre 25 e 34 anos e entre 35 e 44 anos, com e sem ponderação – Brasil, 2015

Tipo de modelo	Grupo etário	Coeficiente
Sem ponderação	25 a 34 anos	-0.0827*** (0.0133)
	35 a 44 anos	-0.0623*** (0.0176)
Com ponderação	25 a 34 anos	-0.0859*** (0.0175)
	35 a 44 anos	-0.0647*** (0.0200)

Fonte: Microdados da PNAD 2015 (IBGE).

Nota: Níveis de significância estatística: *** $p \leq 0,01$, ** $p \leq 0,05$, * $p \leq 0,1$. Erros-padrão do tipo *bootstrap* foram utilizados em todo o procedimento (1000 réplicas) para o cálculo do p-valor.

A Figura 15 apresenta os coeficientes da variável relativa ao *status* de maternidade dos modelos estimados para os quantis da distribuição salarial. Observa-se que o efeito da maternidade sobre o rendimento/hora é negativo na maioria dos quantis, independentemente do grupo etário e do procedimento de ponderação. Contudo, a penalidade que a maternidade exerce entre as mulheres mais pobres distingue-se daquela atuante entre as mais ricas.

Para o grupo etário das mulheres entre 25 e 34 anos de idade, o efeito da maternidade sobre o rendimento/hora é maior à medida que se eleva o quantil da distribuição de salários. Considerando-se os modelos sem ponderação, verifica-se que os coeficientes – ou, nos termos de Firpo, Fortin e Lemieux (2009), os efeitos parciais dos quantis incondicionais – em um primeiro momento apresentam trajetória crescente, iniciando em -0,12 no quantil 0,05 e alcançando 0,02 no quantil 0,20, quando começam a diminuir e, eventualmente, atingem o valor de -0,20 no quantil

0,95. No entanto, deve-se considerar que os coeficientes não são estatisticamente significativos para os quantis 0,15, 0,20 e 0,25, que compreendem o trecho da curva em que os efeitos são positivos.

Comparando-se os RIFs dos quantis 0,15 a 0,25 (vide Apêndice C) com o logaritmo do salário mínimo por hora vigente em 2015¹⁶, verifica-se que seus valores são próximos. Este é um indício de que a rigidez salarial no trecho inferior da distribuição contribui para uma maior homogeneidade de rendimentos de mães e não mães, o que ajuda a explicar a ausência de penalidade da maternidade em quantis mais baixos. Para as mulheres mais jovens, a explicação ganha ainda mais sentido, pois estas são mais propensas a possuir rendimentos próximos ao valor da salário mínimo, posto que possuem menores níveis de qualificação e experiência em comparação às mulheres mais velhas.

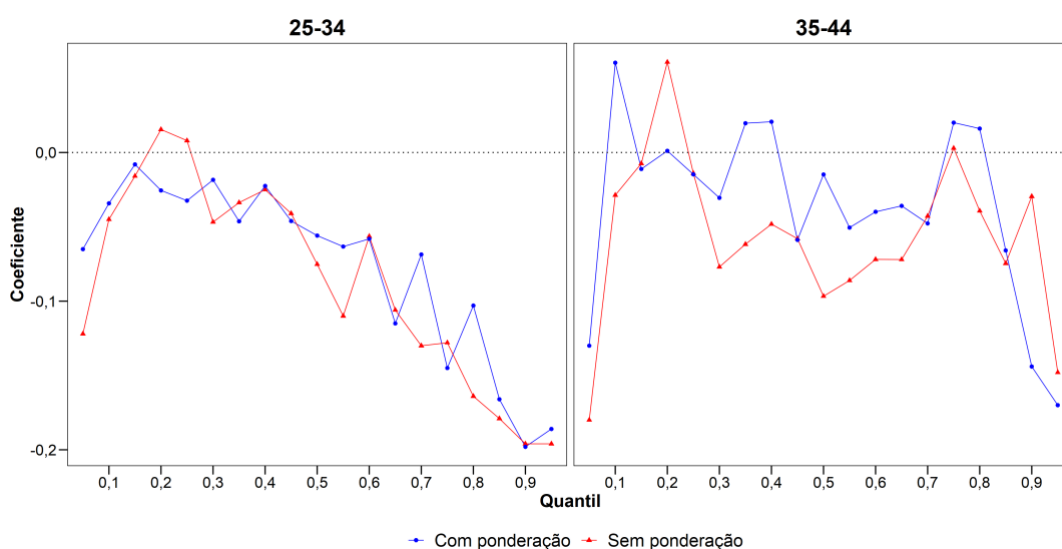
O comportamento dos coeficientes para as mulheres de 25 a 34 anos acima descrito é semelhante quando utilizada a reponderação, com crescimento dos efeitos entre os quantis 0,05 e 0,15, seguido por um declínio, até atingir o valor de -0,19 no quantil 0,95. Todavia, para os modelos reponderados, observa-se que os efeitos não são significativos estatisticamente entre os quantis 0,05 e 0,20, bem como para os quantis 0,30 e 0,40. Dessa forma, pode-se dizer que o uso da reponderação eliminou a pena da maternidade entre as mulheres mais pobres com idade entre 25 e 34 anos.

A tendência crescente da penalidade da maternidade conforme se avança na distribuição de salários não é tão clara para as mulheres entre 35 e 44 anos. Considerando-se o modelo sem reponderação, tem-se elevada penalidade nos extremos da distribuição: no quantil 0,05, o valor do efeito é -0,18, enquanto para o quantil 0,95 o valor é -0,15. A magnitude do efeito se mostra menor no meio da distribuição, entre os quantis 0,30 e 0,65; os coeficientes dos demais quantis não foram estatisticamente significativos. Com o procedimento de reponderação, o efeito da maternidade foi praticamente neutralizado neste grupo etário, sendo estatisticamente significativo apenas no quantil 0,90, cujo valor é -0,14.

¹⁶ O salário mínimo vigente em 2015 era de R\$788,00. Fazendo-se $\ln(788/(40 \cdot 4,2))$, em que 40 é o número de horas trabalhadas por semana e 4,2 é a média de semanas em um mês, obtém-se o valor de 1,5455, utilizado na comparação com os valores de RIF apresentados nas estimativas do Apêndice C.

Faz-se relevante notar que as diferenças entre os modelos com e sem reponderação se mostraram maiores para as mulheres com idades entre 35 e 44 anos, justamente a faixa etária para a qual se observa maiores efeitos de seletividade proveniente do *status* de maternidade. Esta diferença mostra a importância do procedimento de reponderação, sobretudo para a faixa de idade em questão. A inexistência de penalidade da maternidade em praticamente toda a distribuição salarial das mulheres mais velhas mostra, novamente, o efeito “*catching-up*” das mães e da seletividade das não mães, promovendo a convergência do rendimento/hora de ambos os grupos.

Figura 15. Coeficientes da variável explicativa “tem filho” das regressões RIF para os quantis do rendimento/hora de mulheres com idade entre 25 e 34 anos e entre 35 e 44 anos, com e sem reponderação – Brasil, 2015



Fonte: Microdados da PNAD 2015 (IBGE).

Na sessão a seguir serão apresentados os modelos de decomposição, que permitirão analisar a composição do hiato salarial entre mulheres com e sem filhos. Assim, será possível quantificar a parcela do diferencial de rendimentos explicada pelos atributos produtivos das mulheres em questão, bem como a parcela não explicada por tais atributos. Adicionalmente, será observada a contribuição de cada covariável na composição de ambas as parcelas do hiato salarial.

4.2.4. Modelos de decomposição quantílica via RIF

A seguir são mostrados os resultados das decomposições RIF no ponto médio da distribuição de salários. A Tabela 5 apresenta os seguintes indicadores: o logaritmo natural do rendimento/hora para mulheres com e sem filhos; o rendimento/hora contrafactual das não mães – ou seja, o salário que estas receberiam se possuíssem as mesmas características das mães – e a diferença salarial entre os dois grupos. Vale ressaltar que a estimação do rendimento/hora contrafactual se refere somente ao modelo com reponderação, conforme procedimento explicado na seção 3.2.2 deste trabalho.

Tabela 5. Diferencial do rendimento/hora médio de mães e não mães com idade entre 25 e 34 anos e entre 35 e 44 anos – Brasil, 2015

	25 a 34 anos		35 a 44 anos	
	Coeficiente	exp (coef)	Coeficiente	exp (coef)
Mães	2.121*** (0.00846)	R\$ 8.34	2.241*** (0.00772)	R\$ 9.40
Não mães	2.427*** (0.0117)	R\$ 11.32	2.520*** (0.0184)	R\$ 12.43
Contrafactual (com reponderação)	2.159*** (0.0403)	R\$ 8.66	2.172*** (0.0489)	R\$ 8.78
Diferença total	-0.306*** (0.0142)	0.74	-0.279*** (0.0203)	0.76

Fonte: Microdados da PNAD 2015 (IBGE).

Nota: Níveis de significância estatística: *** $p \leq 0,01$, ** $p \leq 0,05$, * $p \leq 0,1$. Erros padrão do tipo *bootstrap* foram utilizados em todo o procedimento (1000 replicações) para o cálculo do p-valor.

Os resultados da Tabela 5 evidenciam a penalidade da maternidade em ambos os grupos etários, uma vez que o rendimento/hora das mães é menor em relação às não mães. Adicionalmente, observa-se que o diferencial do rendimento/hora sofre poucas alterações entre as duas faixas de idade. Outro aspecto de interesse é o rendimento contrafactual estimado pelo modelo reponderado. Para as mulheres com idade entre 25 e 34 anos, seu valor é de R\$ 8,66, indicando uma redução relevante em relação aos R\$ 11,32 anteriormente verificados para as mulheres sem filhos deste grupo etário. Para as mulheres sem filhos com idade entre 35 e 44 anos, o rendimento/hora contrafactual é de R\$ 8,78, valor menor do que aquele já estimado para as mulheres sem filhos pertencentes a esta faixa etária (R\$12,43) e também inferior ao próprio rendimento/hora das mães, de R\$9,40. Este resultado mais uma vez pode guardar

relação com as especificidades do grupo de mulheres sem filhos mais velhas, como apresentado ao longo de todo o trabalho.

A Tabela 6 apresenta a decomposição do rendimento/hora médio em duas parcelas: a parte explicada pelos atributos das mulheres em análise (efeito de composição) e a não explicada por estes atributos (efeito de estrutura salarial). Verificou-se para o modelo sem reponderação que tanto o efeito de composição como o efeito de estrutura salarial foram estatisticamente significativos para os dois grupos etários; contudo, se observa maior contribuição do primeiro, sendo de 77,9% para as mulheres com idade entre 25 e 34 anos e 78,5% para aquelas com idade entre 35 e 44 anos. Em outras palavras, isso significa que as mães detêm atributos que as colocam em pior situação no mercado de trabalho em comparação com as não mães, fazendo com que recebam menores remunerações. O resultado encontrado está em concordância com uma das hipóteses apresentadas por Budig e England (2001) para explicar a penalidade salarial da maternidade, que diz respeito às diferenças de características produtivas entre mulheres com e sem filhos.

Tabela 6. Decomposição do rendimento/hora médio de mães e não mães com idade entre 25 e 34 anos e entre 35 e 44 anos, com e sem reponderação – Brasil, 2015

Tipo de modelo	Parcela do diferencial	25 a 34 anos		35 a 44 anos	
		Coefficiente	%	Coefficiente	%
Sem reponderação	Efeito composição	-0.238*** (0.0142)	77.9	-0.219*** (0.0184)	78.5
	Efeito estrutura salarial	-0.0676*** (0.0159)	22.1	-0.0600*** (0.0209)	21.5
	Diferença total	-0.306*** (0.0142)	100	-0.279*** (0.0203)	100
Com reponderação	Efeito composição	-0.267*** (0.0398)	87.5	-0.348*** (0.0486)	124.9
	Efeito estrutura salarial	-0.0382 (0.0407)	12.5	0.0694 (0.0491)	-24.9
	Diferença total	-0.306*** (0.0142)	100	-0.279*** (0.0203)	100

Fonte: Microdados da PNAD 2015 (IBGE).

Nota: Níveis de significância estatística: *** $p \leq 0,01$, ** $p \leq 0,05$, * $p \leq 0,1$. Erros padrão do tipo *bootstrap* foram utilizados em todo o procedimento (1000 replicações) para o cálculo do p-valor.

A aplicação da reponderação provocou mudanças acerca da contribuição de cada parcela para o hiato de rendimentos. Observou-se maior participação do efeito de

composição nos dois grupos etários – 85,5% para as mulheres com idade entre 25 e 34 anos e 124,9% para aquelas com idade entre 35 e 44 anos –, mesmo com a equalização das características que é feita no modelo reponderado. O efeito de estrutura salarial, por sua vez, deixou de ser estatisticamente significativo para as duas faixas de idade. Dessa forma, os resultados sugerem que o diferencial do rendimento/horam médio entre mulheres com e sem filhos é proveniente apenas do efeito de composição, ou seja, das diferenças de atributos entre as mulheres em análise.

Analisando-se detalhadamente o efeito de composição (Tabela 7), verifica-se que, independentemente do procedimento de reponderação, as principais contribuições para o diferencial do rendimento/hora médio entre mulheres com e sem filhos com idade entre 25 e 34 anos provêm das variáveis de escolaridade, horas destinadas aos afazeres domésticos e posição na ocupação. Ou seja, se as mães possuísem o mesmo nível de instrução, dedicassem o mesmo número de horas aos afazeres e ocupassem posições similares em relação às não mães, o rendimento/hora das primeiras se elevaria. Já para as mulheres com idade entre 35 e 44 anos, a escolaridade e a posição na ocupação se mantiveram como principais contribuições, juntamente com a variável de região, que no grupo mais jovem apresentou menor importância. As horas destinadas aos afazeres domésticos, por sua vez, deixaram de ser estatisticamente significativas para a faixa de idade mais velha.

As diferenças entre mães e não mães para os atributos supracitados – escolaridade, horas dedicadas aos afazeres e posição na ocupação – já haviam sido evidenciadas na seção 4.1 deste trabalho. Quanto ao nível de instrução, observou-se grande percentual de mães (principalmente mais jovens) que detém apenas o ensino fundamental, enquanto as não mães apresentam maior participação nas categorias de ensino médio e superior. Assim, infere-se que a chegada da maternidade implica na interrupção, muitas vezes permanente, do investimento em qualificação.

Tabela 7. Efeito de composição para o rendimento/hora médio de mães e não mães com idade entre 25 e 34 anos e entre 35 e 44 anos, com e sem ponderação – Brasil, 2015

	Sem ponderação				Com ponderação			
	25 a 34 anos		35 a 44 anos		25 a 34 anos		35 a 44 anos	
	Coefficiente	%	Coefficiente	%	Coefficiente	%	Coefficiente	%
Idade	0.0390*** (0.00475)	-16%	0.00154 (0.00345)	-1%	0.0468*** (0.00679)	-17%	0.00128 (0.00405)	0%
Escolaridade	-0.192*** (0.00903)	81%	-0.182*** (0.0132)	83%	-0.216*** (0.0131)	81%	-0.235*** (0.0202)	68%
Cônjuge	0.0175*** (0.00421)	-7%	0.0123* (0.00714)	-6%	0.0175*** (0.00538)	-7%	0.0188* (0.0107)	-5%
Raça / Cor	-0.0133*** (0.00232)	6%	-0.00592** (0.00250)	3%	-0.0182*** (0.00489)	7%	-0.00498 (0.00486)	1%
Horas Afazeres	-0.0495*** (0.00879)	21%	-0.0172* (0.00942)	8%	-0.121*** (0.0350)	45%	-0.0514 (0.0314)	15%
Região do País	-0.0116*** (0.00280)	5%	-0.00815** (0.00393)	4%	0.00116 (0.00843)	-0.4%	-0.0375*** (0.0128)	11%
Posição na Ocupação	-0.0281*** (0.00551)	12%	-0.0191*** (0.00602)	9%	-0.0364*** (0.00956)	14%	-0.0378*** (0.0124)	11%
Erro de especificação	-	-	-	-	0.0583** (0.0279)	-22%	-0.00124 (0.0190)	0%
Efeito composição	-0,238*** (0.0142)	100%	-0,219*** (0.0184)	100%	-0.267*** (0.0398)	100%	-0.348*** (0.0486)	100%

Fonte: Microdados da PNAD 2015 (IBGE).

Nota: Níveis de significância estatística: *** $p \leq 0,01$, ** $p \leq 0,05$, * $p \leq 0,1$. Erros-padrão do tipo *bootstrap* foram utilizados em todo o procedimento (1000 réplicas) para o cálculo do p-valor.

A respeito das horas destinadas aos afazeres domésticos, seu impacto para mães pertencentes ao grupo etário mais jovem provavelmente reflete a idade de seus filhos, posto que a proporção de crianças pequenas entre estas é maior em comparação às mulheres com idade mais avançada. Tendo em vista que o cuidado de crianças pequenas demanda muitas horas, principalmente quando ainda não atingiram a idade escolar, é de se esperar que o grupo etário mais jovem seja mais penalizado. Por fim, a contribuição da posição na ocupação se justifica pela elevada proporção de mães atuando como autônomas e domésticas sem carteira assinada, ocupações caracterizadas por baixos salários e maior flexibilidade.

Ainda sobre o efeito de composição detalhado (Tabela 7), tem-se a idade e a presença de cônjuge no domicílio como os principais atenuantes do diferencial de rendimentos entre mulheres com e sem filhos com idade entre 25 e 34 anos. Assim, se as mães pertencentes ao grupo etário mais jovem se assemelhassem às não mães em relação à idade e à situação marital, seus rendimentos seriam menores. No tocante à última variável, o resultado reflete o efeito positivo da presença de cônjuge para as mães já abordado na análise descritiva, na qual também foi constatada a maior vulnerabilidade do arranjo familiar composto por mulheres sem cônjuge e com filhos. Para as mulheres com idade entre 35 e 44 anos, ambas as variáveis não foram estatisticamente significativas.

No contexto específico do modelo reponderado, ressalta-se o impacto atenuante do erro de especificação no hiato salarial entre mães e não mães com idade entre 25 e 34 anos. Conforme apresentado na seção 3.2.2, o erro de especificação é uma medida da precisão do modelo estimado. Quando seu coeficiente é estatisticamente significativo, significa que outros fatores não contemplados no modelo exercem influência sobre o diferencial de rendimentos. Assim, pode-se dizer que outras variáveis não especificadas no modelo estimado para mulheres entre 25 e 34 anos atuariam no sentido de reduzir o hiato salarial entre mães e não mães.

Em relação ao efeito da estrutura salarial (discriminação estatística observável, Tabela 8), verifica-se para o modelo sem reponderação que a escolaridade e as horas destinadas aos afazeres foram as únicas variáveis estatisticamente significativas para as mulheres com idade entre 25 e 34 anos. Ou seja, se mães e não mães apresentassem os mesmos retornos em relação à escolaridade e às horas destinadas

aos afazeres, o hiato de rendimentos entre ambas seria menor. Para as mulheres com idade entre 35 e 44 anos, por sua vez, não foram observadas variáveis estatisticamente significativas.

Dentre os coeficientes do efeito de estrutura salarial para os modelos reponderados, os únicos que apresentaram significância estatística foram aqueles referentes à variável de raça/cor e ao erro de reponderação, ambos para a faixa de idade de 35 a 44 anos. No que tange à raça/cor, os resultados mostram que o hiato de rendimentos entre mães e não mães seria menor caso recebessem retornos semelhantes em relação a este atributo. O erro de reponderação, por sua vez, é uma medida de qualidade do modelo *probit* utilizado no procedimento de reponderação. Firpo, Fortin e Lemieux (2018) ressaltam que, em grandes amostras, o erro de reponderação tende a ser estatisticamente igual a zero; assim, sua relevância para o grupo etário de 35 a 44 anos pode guardar relação com o tamanho reduzido da amostra, principalmente no tocante às não mães.

A seguir são apresentados os resultados das decomposições estimadas para os quantis 0,05 a 0,95. Os coeficientes destes modelos são apresentados da Figura 5 à Figura 8; já as tabelas com as estimativas completas estão disponíveis no Apêndice C. Analisando-se a diferença do rendimento/hora entre mulheres com e sem filhos, verifica-se que a penalidade da maternidade é crescente ao longo da distribuição salarial, uma vez que os coeficientes são estatisticamente significativos em todos os quantis e denotam um efeito negativo que se torna maior à medida que se avança rumo ao topo da distribuição (Figura 5).

Conforme já apontado seções anteriores deste trabalho, a maior penalidade no topo da distribuição encontra amparo na literatura internacional (ANDERSON ET AL, 2002; ENGLAND, 2016) e nacional (SOUZA, 2016). O menor acúmulo de capital humano entre as mulheres pertencentes aos estratos sociais mais baixos faz com que estas sejam menos suscetíveis a erosões salariais decorrentes da maternidade em comparação àquelas localizadas em estratos sociais mais altos, que enfrentariam um maior custo de oportunidade. Além disso, há de se considerar o efeito da rigidez salarial nos quantis inferiores causado pelo salário mínimo, reduzindo o hiato de rendimentos nos quantis inferiores da distribuição.

Tabela 8. Efeito de estrutura salarial para o rendimento/hora médio de mães e não mães com idade entre 25 e 34 anos e entre 35 e 44 anos, com e sem reponderação – Brasil, 2015

	Sem reponderação				Com reponderação			
	25 a 34 anos		35 a 44 anos		25 a 34 anos		35 a 44 anos	
	Coefficiente	%	Coefficiente	%	Coefficiente	%	Coefficiente	%
Idade	0.348 (0.698)	-520%	0.886 (0.683)	-1475%	-0.0541 (1.206)	145%	0.954 (0.979)	1375%
Escolaridade	0.310** (0.129)	-463%	0.0510 (0.218)	-85%	0.113 (0.171)	-302%	0.172 (0.271)	248%
Cônjuge	-0.0144 (0.0130)	22%	-0.0148 (0.0190)	25%	-0.0299 (0.0245)	80%	0.0163 (0.0251)	23%
Raça / Cor	0.0293* (0.0154)	-44%	-0.0157 (0.0218)	26%	0.0336 (0.0323)	-90%	-0.0803*** (0.0264)	-116%
Horas Afazeres	0.0933*** (0.0273)	-139%	0.00702 (0.0375)	-12%	-0.0170 (0.0548)	45%	0.00391 (0.0362)	6%
Região do País	0.0294 (0.0181)	-44%	0.0215 (0.0240)	-36%	-0.0223 (0.0384)	60%	0.0446 (0.0329)	64%
Posição na Ocupação	-0.000485 (0.0134)	1%	0.0109 (0.0221)	-18%	0.0169 (0.0273)	-45%	0.00201 (0.0265)	3%
Constante	-0.862 (0.699)	1289%	-1.006 (0.695)	1674%	-0.117 (1.217)	313%	-1.182 (0.977)	-1703%
Erro de reponderação	-	-	-	-	0.0394 (0.0327)	-105%	0.139*** (0.0428)	200%
Efeito estrutura salarial	-0.0676*** (0.0159)	100%	-0.0600*** (0.0209)	100%	-0.0382 (0.0407)	100%	0.0694 (0.0491)	100%

Fonte: Microdados da PNAD 2015 (IBGE).

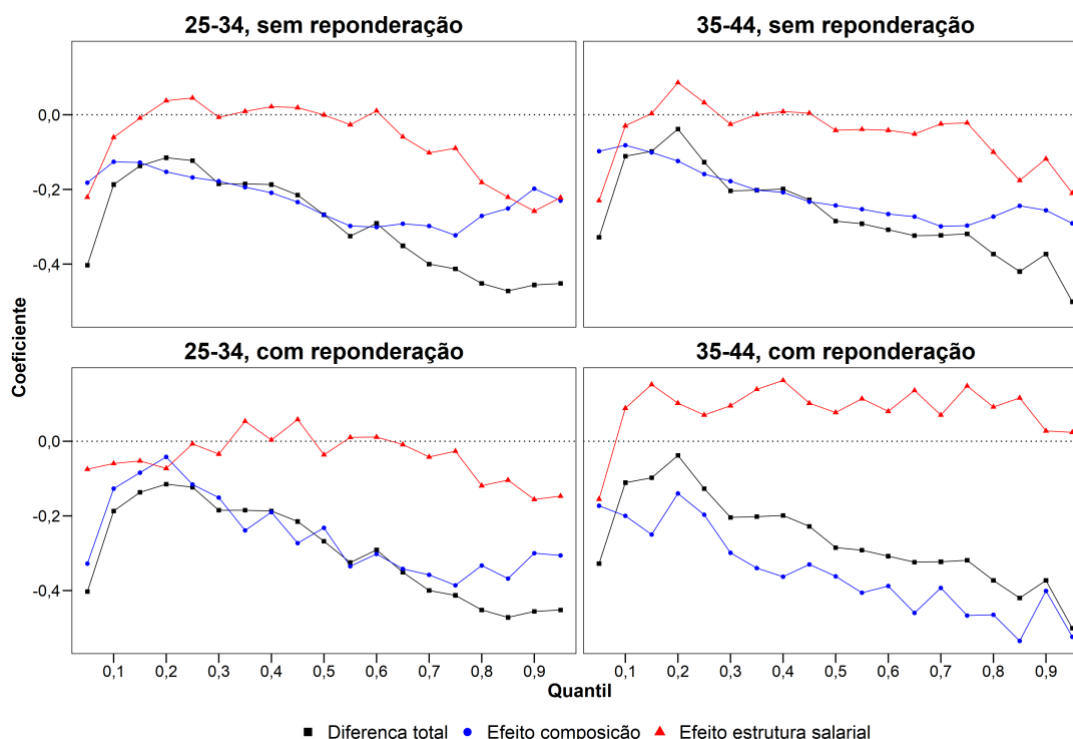
Nota: Níveis de significância estatística: *** $p \leq 0,01$, ** $p \leq 0,05$, * $p \leq 0,1$. Erros-padrão do tipo *bootstrap* foram utilizados em todo o procedimento (1000 réplicas) para o cálculo do p-valor.

A constatação da maior pena da maternidade em quantis mais elevados da distribuição se aplica tanto para as mulheres com idade entre 25 e 34 anos como para aquelas com idade entre 35 e 44 anos. No entanto, verifica-se, para a maioria dos quantis, que o hiato salarial é mais elevado no grupo etário mais jovem. Especificamente, esta situação ocorre entre os quantis 0,05 e 0,20, bem como entre os quantis 0,65 e 0,90, embora as diferenças entre os dois grupos etários sejam, em geral, pequenas.

O efeito de composição foi estatisticamente significativo em toda a distribuição salarial – à exceção do quantil 0,02 dos modelos reponderados –, e contribuiu com a maior parcela do hiato salarial nas duas faixas de idade, embora seja menor em magnitude para o grupo etário mais velho na maioria dos quantis. Considerando-se os modelos sem reponderação, nota-se que o efeito negativo da diferença relacionada às características é linearmente crescente até o quantil 0,75 para as mulheres com idade entre 25 e 34 anos, com conseguinte atenuação do diferencial em quantis de ordem superior. Para as mulheres com idade entre 35 e 44 anos, verifica-se que este efeito atenuante no topo da distribuição se torna mais discreto. Com a aplicação do procedimento de reponderação, o impacto negativo da parcela relacionada às características tornou-se maior, e para o grupo etário mais velho, passou a exibir um comportamento decrescente em toda a distribuição.

O efeito da estrutura salarial – parte não explicada pelos atributos – correspondeu a uma menor parcela do diferencial de ambos os grupos etários. Para as mulheres com idade entre 25 e 34 anos, o padrão mostrado pelo efeito de estrutura salarial ao longo dos quantis sofreu poucas alterações quando se compara os modelos com e sem reponderação. Mas deve-se ressaltar que, para os modelos reponderados, apenas os quantis 0,15 e 0,20 foram estatisticamente significativos, enquanto nos modelos sem reponderação os quantis 0,05; 0,10; 0,20; 0,25 e a partir de 0,65 apresentaram relevância estatística. Situação inversa ocorreu entre as mulheres da faixa etária de 35 a 44 anos, para as quais se observou maior número de quantis estatisticamente significativos após a aplicação do procedimento de reponderação. Assim, o controle da seletividade referente ao *status* de maternidade fez com que o efeito de estrutura salarial aparecesse mais fortemente para o grupo etário mais velho, para o qual se verifica maior incidência do viés de seleção.

Figura 16. Decomposição dos quantis do rendimento/hora de mães e não mães com idade entre 25 e 34 anos e entre 35 e 44 anos – Brasil, 2015



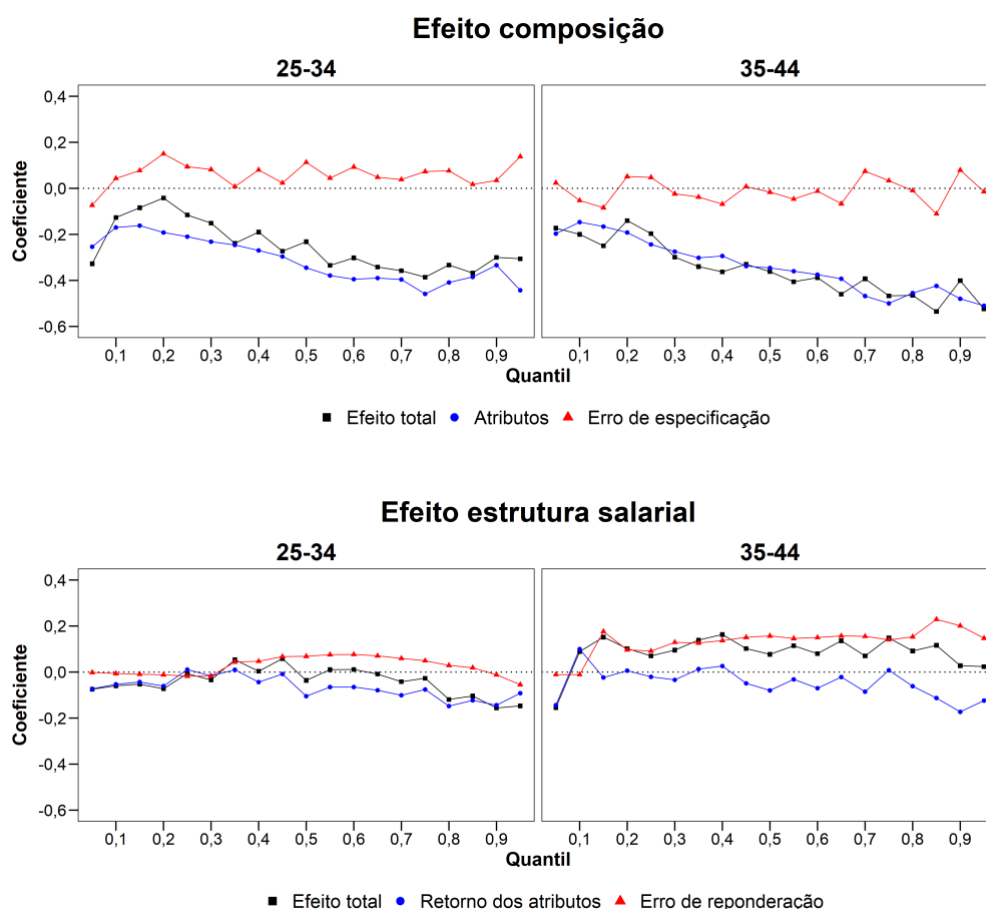
Fonte: Microdados da PNAD 2015 (IBGE).

A Figura 17 apresenta os efeitos de composição e de estrutura salarial para as estimativas reponderadas. Como mostrado na seção 3.2.2 deste trabalho, a aplicação do procedimento de reponderação realiza uma decomposição em dois estágios, sendo que cada uma das duas parcelas principais – efeito de composição e de estrutura salarial – é desagregada em um efeito “puro” e um termo de erro. Assim, o efeito de composição é dividido entre a parcela do diferencial relacionada aos atributos e o erro de especificação, que é uma medida de qualidade do modelo de decomposição estimado. Para o efeito de estrutura salarial, separa-se a contribuição dos retornos aos atributos do erro de reponderação, que mensura a qualidade do modelo *probit* utilizado na equalização das características dos dois grupos de interesse.

A análise do efeito de composição mostra que este se constitui, em sua maior parte, do diferencial relacionado aos atributos, que foi estatisticamente significativo em todos os quantis da distribuição salarial, para as duas faixas etárias de interesse. Como é possível observar na Figura 17, a contribuição dos atributos no decorrer dos quantis se assemelha ao próprio comportamento do efeito de composição. O erro de

especificação, por sua vez, se mostrou pequeno em magnitude, e não apresentou significância estatística para a maioria dos quantis. Particularmente, a parcela residual do efeito de composição foi estatisticamente significativa entre os quantis 0,15 e 0,30 e nos quantis 0,50 e 0,60 para as mulheres com idade entre 25 e 34 anos; para aquelas pertencentes à faixa etária de 35 a 44 anos, apenas o coeficiente do quantil 0,85 foi estatisticamente significativo. A maior quantidade de coeficientes estatisticamente diferentes de zero entre as mulheres mais jovens indica que outras variáveis não especificadas no modelo são importantes para explicar o hiato de rendimentos entre mães e não mães nesta faixa de idade, o que já havia sido verificado ao se analisar a decomposição do rendimento/hora médio.

Figura 17. Componentes do efeito de composição e de estrutura salarial da decomposição com reponderação dos quantis do rendimento/hora de mães e não mães com idade entre 25 e 34 anos e entre 35 e 44 anos – Brasil, 2015



Fonte: Microdados da PNAD 2015 (IBGE).

Para o efeito de estrutura salarial agregado, verifica-se que a maior parcela deste se constitui dos diferenciais nos retornos dos atributos, que foi estatisticamente significativo em todos os quantis de ambos os grupos etários. O erro de reponderação, por sua vez, não apresentou relevância estatística para as mulheres com idade entre 25 e 34 anos; contudo, para aquelas pertencentes à faixa etária de 35 a 44 anos, este foi estatisticamente significativo no quantil 0,15 e entre os quantis 0,30 e 0,95. Conforme explicado anteriormente, espera-se que o erro de reponderação tenda a zero em grandes amostras. O fato deste erro ser diferente de zero em muitos quantis para o grupo etário mais velho pode estar associado com o tamanho reduzido da amostra, principalmente no que se refere às mulheres sem filhos.

Analisando-se o efeito de composição detalhado pelas covariáveis ao longo da distribuição salarial (Figura 18), observa-se que a escolaridade, as horas dedicadas aos afazeres e a posição na ocupação representaram as maiores contribuições para o hiato de rendimentos entre mães e não mães, de forma análoga ao que ocorre com os modelos estimados para o rendimento/hora médio. Os diferenciais de escolaridade foram estatisticamente significativos em todos os quantis da distribuição em ambos os grupos etários. No que tange às horas dedicadas aos afazeres, observou-se relevância estatística em todos os quantis da distribuição salarial de mulheres com idade entre 25 e 34 anos, enquanto para aquelas com idade entre 35 e 44 anos, a variável foi estatisticamente significativa apenas entre os quantis 0,7 e 0,9. Já a variável de posição na ocupação foi estatisticamente diferente de zero até o quantil 0,35 para ambos os grupos etários. Estes resultados se aplicam para os modelos com e sem reponderação.

Os coeficientes da variável de escolaridade ao longo dos quantis exibem padrão semelhante para ambas as faixas etárias, com um impacto crescente até aproximadamente o quantil 0,7, atenuando-se no topo da distribuição. Este comportamento pode ser justificado pela menor importância da qualificação em ocupações típicas dos quantis de renda mais baixos, cenário que gradualmente se altera à medida que se avança na distribuição salarial. Nos quantis superiores, muitas mães conseguem acessar níveis de escolaridade mais altos, como o ensino superior, contribuindo para atenuação dos diferenciais de escolaridade. Quanto ao nível dos coeficientes, o efeito negativo dos diferenciais de escolaridade se mostra ligeiramente mais elevado para as mães com idade entre 25 e 34 anos, para o modelo sem

reponderação. Já para os modelos reponderados, as diferenças entre as duas faixas de idade se tornam menos visíveis, uma vez que o efeito negativo dos diferenciais de escolaridade tornou-se maior para as mulheres com idade entre 35 e 44 anos.

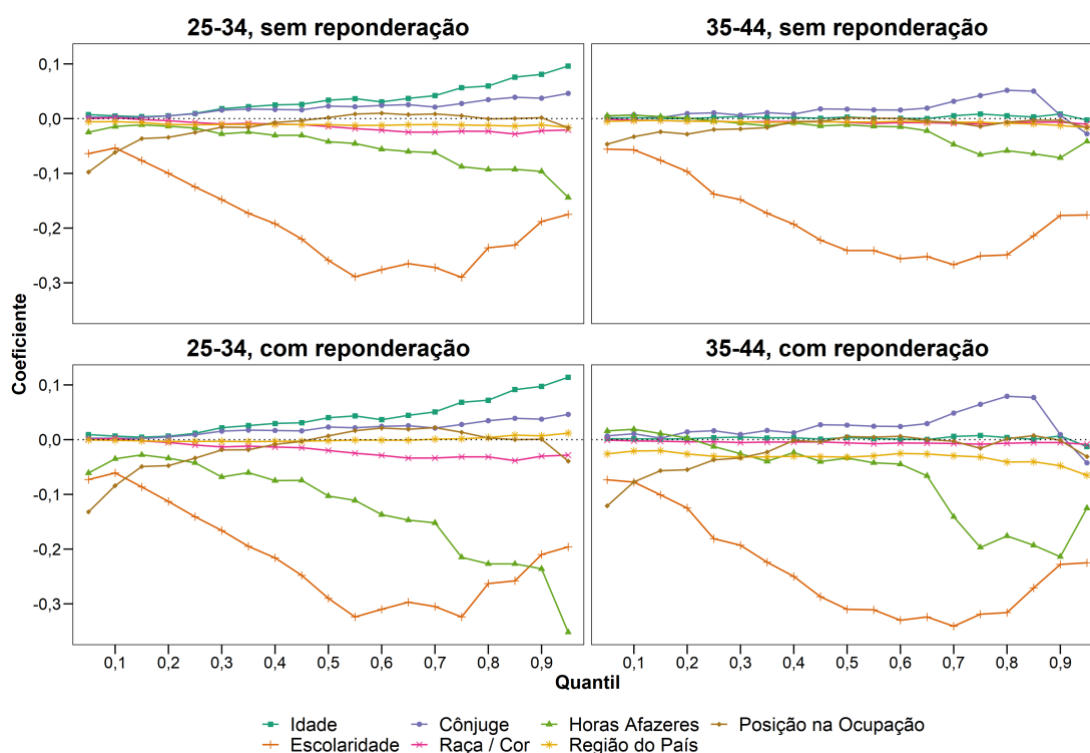
A respeito da variável de afazeres, observou-se na seção 4.1 uma relação negativa entre o número de horas dedicadas pelas mulheres sem filhos e o nível de renda; entretanto, comportamento similar não foi verificado para as mães, uma vez que, mesmo nos quantis superiores da distribuição, estas dedicavam um elevado número de horas semanais aos afazeres domésticos. Ainda que as mães mais ricas disponham de condições econômicas para a terceirização das tarefas domésticas e de cuidado, há de se considerar que muitas destas tarefas podem não ser facilmente atribuíveis a terceiros, principalmente aquelas que envolvem um dependente direto, como no caso dos filhos (FOLBRE E NELSON, 2000). Esta pode ser uma justificativa para que horas dedicadas pelas mães aos afazeres sejam elevadas mesmo nos quantis superiores, provocando um maior diferencial nesta porção da distribuição de salários. A respeito da perspectiva etária, assume-se a mesma hipótese considerada para a decomposição do rendimento/médio, de que a presença de filhos pequenos faz com que a penalidade relacionada às horas dedicadas aos afazeres seja mais relevante para as mulheres mais jovens.

O comportamento observado para a variável de posição na ocupação pode ser explicado pela diferença na composição ocupacional do grupo de mães e de não mães nos quantis mais baixos, uma vez que, para as mães, observou-se uma elevada proporção de mulheres autônomas e domésticas sem carteira assinada, divergindo-se da composição ocupacional verificada para as não mães localizadas nos mesmos quantis. Na porção superior da distribuição, as diferenças entre mulheres com e sem filhos quanto às categorias de posição na ocupação são menores, elucidando assim, a razão pela qual a variável não foi estatisticamente significativa para os quantis acima de 0,35.

Por fim, observou-se para os modelos sem reponderação que as variáveis de idade e presença de cônjuge no domicílio atenuaram o diferencial de rendimentos entre mães e não mães. Entre as mulheres pertencentes à faixa etária de 25 a 34 anos, este efeito é maior conforme se avança na distribuição salarial, em ambas as variáveis. No grupo etário mais velho, a idade deixou de ser estatisticamente significativa, enquanto a

presença de cônjuge no domicílio se manteve relevante na maioria dos quantis. Com a aplicação do procedimento de reponderação, ambas as variáveis perderam relevância estatística para as mulheres com idade entre 25 e 34 anos. Para aquelas pertencentes ao grupo etário mais velho, a variável de idade se manteve sem relevância estatística, enquanto a presença de cônjuge no domicílio se mostrou diferente de zero entre os quantis 0,45 e 0,55 e entre 0,65 e 0,85.

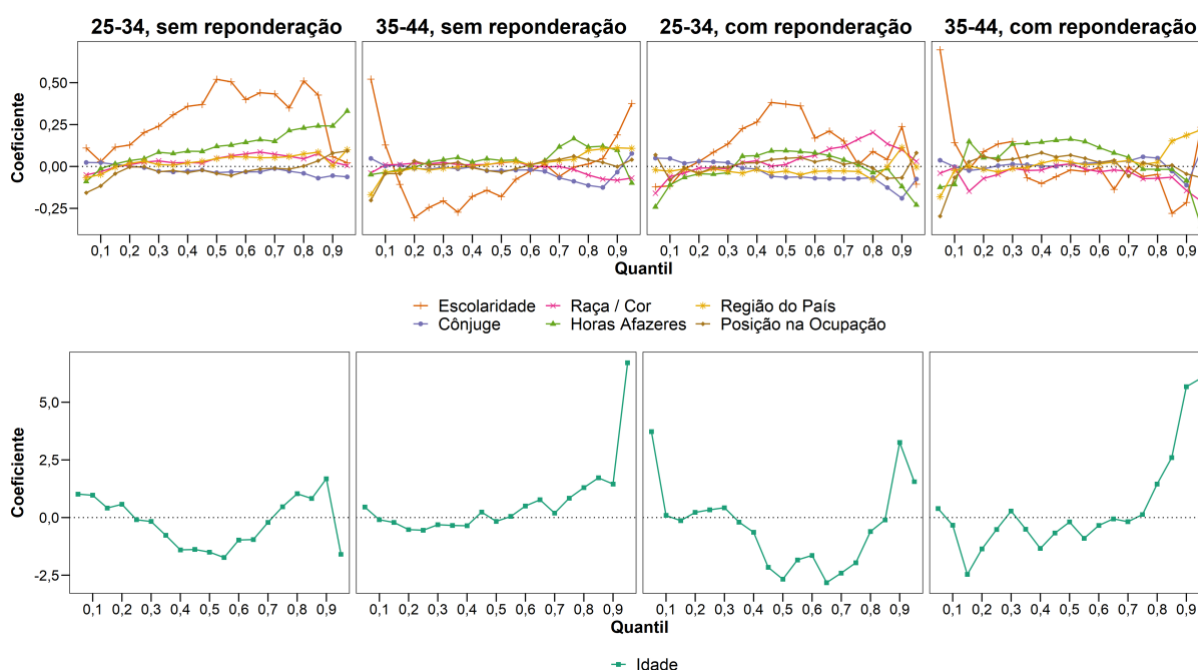
Figura 18. Efeito de composição detalhado pelas variáveis da decomposição dos quantis do rendimento/hora de mães e não mães com idade entre 25 e 34 anos e entre 35 e 44 anos – Brasil, 2015



Fonte: Microdados da PNAD 2015 (IBGE).

A Figura 19 apresenta o efeito de estrutura salarial detalhado pelas covariáveis do modelo. Independentemente do procedimento de reponderação, este efeito não foi estatisticamente significativo para a maioria dos quantis, em todas as variáveis e em ambos os grupos etários (vide Apêndice C). Dessa forma, não é possível fazer inferências a partir de seus coeficientes.

Figura 19. Efeito de estrutura salarial detalhado pelas variáveis da decomposição dos quantis do rendimento/hora de mães e não mães com idade entre 25 e 34 anos e entre 35 e 44 anos – Brasil, 2015



Fonte: Microdados da PNAD 2015 (IBGE).

Nota: Coeficientes da variável de idade mostrados a parte devido à diferença de escala em relação às demais variáveis.

Em síntese, a análise das decomposições demonstrou uma tendência de crescimento do hiato de rendimentos à medida que se avança dos quantis mais baixos para os mais altos. Esse comportamento encontra amparo na literatura abordada; estudos anteriores já mostraram que as mulheres mais pobres poderiam ser menos suscetíveis a erosões salariais oriundas da maternidade, uma vez que a diferença de capital humano entre mulheres com e sem filhos seria menor na porção inferior da distribuição de rendimentos.

O resultado acima descrito foi observado tanto para as mulheres com idade entre 25 e 34 anos como para aquelas entre 35 e 44 anos; no entanto, constatou-se para a maioria dos quantis que o diferencial de rendimentos entre mulheres com e sem filhos foi ligeiramente menor no grupo etário mais velho. O efeito de composição explicou a maior parcela da penalidade salarial em ambas as faixas de idade, e demonstrou maior magnitude para as mulheres jovens comparativamente às mais velhas no modelo sem reponderação. Assim, em um primeiro momento, seria possível inferir

que as mães conseguem diminuir as diferenças de atributos em relação às não mães; contudo, tal afirmação deixa de ser válida com a estimação do modelo reponderado, pois o efeito de composição foi maior para as mulheres mais velhas na maioria dos quantis.

A decomposição detalhada pelas características revelou grandes contribuições dos diferenciais de escolaridade e de horas dedicadas aos afazeres domésticos. Ambas as variáveis atuaram no sentido de aumentar o hiato salarial entre as mulheres em análise; ou seja, se as mães tivessem o mesmo nível de instrução das não mães e dedicassem o mesmo número de horas aos afazeres domésticos, seus rendimentos seriam maiores. Além disso, observou-se em ambos os grupos etários a importância da posição da ocupação na porção inferior da distribuição, impulsionada pelo grande percentual de mães inseridas no emprego doméstico sem carteira assinada e nas atividades autônomas, provavelmente informais.

Os atenuantes do hiato salarial entre mulheres com e sem filhos foram as variáveis de idade e presença de cônjuge no domicílio. Para a variável de idade, o efeito foi estatisticamente significativo apenas no grupo etário mais jovem. Em alguma medida, esse resultado guarda relação com os efeitos de idade observados no modelo IPC, que mostraram maior velocidade de crescimento até aproximadamente os 35 anos de idade. No que tange à variável de situação marital, a análise descritiva já havia mostrado a relação da presença de cônjuge no domicílio e rendimento/hora para as mães, uma vez que a porção inferior da distribuição apresentou maior percentual de mulheres com filhos e sem cônjuge. Assim, verificou-se que a presença de cônjuge no domicílio exerce um efeito positivo sobre o grupo das mães, atenuando o hiato salarial em relação às não mães.

A respeito das diferenças entre as estimações dos modelos com e sem reponderação, observou-se que estas, em geral, foram pequenas. A tendência do comportamento do hiato salarial ao longo da distribuição do rendimento/hora não apresentou mudanças significativas após o procedimento de reponderação, em ambos os grupos etários. Da mesma forma, as contribuições de cada covariável também não mostraram mudanças relevantes. No entanto, a decomposição reponderada evidenciou a presença de um erro de especificação para as mulheres com idade entre 25 e 34 anos, indicando que outras variáveis não incluídas no modelo possam exercer relevância no diferencial de

salários nesse grupo etário. Adicionalmente, observou-se um erro de reponderação na faixa de idade de 35 a 44 anos, que pode guardar relação com o tamanho da amostra deste grupo, principalmente no tocante às não mães.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Nas últimas décadas, a sociedade tem vivenciado grandes transformações relacionadas ao papel crescente das mulheres no mundo do trabalho. Estes avanços são notados a partir da expansão da participação feminina no mercado remunerado, do aumento dos rendimentos e da maior inserção em atividades tradicionalmente consideradas como “masculinas”. Uma vez que estas conquistas estão vastamente documentadas na literatura, o foco das análises relacionadas ao trabalho feminino começa a se voltar para as heterogeneidades existentes entre as próprias mulheres.

Nesse contexto, escolheu-se a maternidade como objeto do presente estudo, posto que investigações sobre esta temática são menos numerosas no Brasil quando comparadas aos estudos que abordam as diferenças entre homens e mulheres no âmbito do mercado de trabalho. Ainda menos numerosos são os estudos nacionais que analisam o impacto da maternidade considerando diferenças existentes entre diferentes idades, uma lacuna que este trabalho procurou atenuar.

O primeiro objetivo foi o de investigar os efeitos de idade, período e coorte sobre o rendimento/hora e a taxa de participação no mercado de trabalho de mães e não mães. A inspeção gráfica da evolução destes indicadores, bem como de outras variáveis de interesse – horas trabalhadas por semana, taxa de informalidade e anos médios de estudo – revelou a existência de uma penalidade da maternidade ao longo de todo o intervalo etário analisado. No entanto, observou-se, em todas as variáveis, que esta penalidade foi atenuada nos grupos etários mais velhos. Além disso, verificou-se uma redução nas diferenças dos atributos de mães e não mães, tanto em períodos mais recentes, como em coortes mais jovens.

Ainda no que diz respeito à análise descritiva dos padrões de idade, período e coorte, um aspecto de destaque foi o efeito da seletividade ocasionado pela migração de mulheres do grupo das não mães para o grupo das mães, de modo que o primeiro se torna menor e com características cada vez mais específicas à medida que se avança a idade. Este comportamento ficou evidenciado pela piora dos atributos das não mães nas idades mais avançadas, fazendo com que a redução da penalidade da maternidade nos grupos etários mais velhos ocorresse não somente por uma melhoria das características das mulheres com filhos, mas também por este efeito de

seletividade, que tornou as não mães mais próximas das mães no que tange às características de ambas.

Referente aos resultados dos modelos IPC, observou-se que os as especificações com melhor ajuste foram IP e PC para o rendimento/hora e IP e IC para a taxa de participação. O efeito etário sobre o rendimento/hora se mostrou semelhante para os dois grupos analisados até aproximadamente 31 anos de idade. A partir deste ponto do curso de vida, o efeito passou a crescer mais rapidamente para as mães em comparação às não mães. Considerando a relação entre o acúmulo de capital humano e nível de salários, a hipótese apresentada foi a de que as mulheres com filhos continuam obtendo ganhos de capital humano em momentos mais tardios do curso de vida, enquanto para aquelas que não possuem filhos a velocidade de crescimento se arrefece, uma vez que estas dispõem de maior tempo para investir em qualificação e adquirir experiência ainda em idades mais jovens.

Os efeitos da idade sobre a taxa de participação exibiram padrões que se assemelharam ao próprio comportamento das taxas observadas para mães e não mães na perspectiva de período. O efeito verificado para as primeiras apresentou maior magnitude em relação às últimas, além de possuir formato parabólico. A hipótese relativa a este comportamento é a de que as mães têm sua disponibilidade para o trabalho ampliada à medida que se avança a idade, uma vez que seus filhos se tornam mais velhos e menos dependentes de seus cuidados. Mas, a partir de determinado momento do curso de vida, o efeito da idade sobre a participação se reduziu, devido à própria diminuição da atividade laboral em idades mais velhas. Já para as não mães, a redução do efeito etário ocorre antecipadamente, por volta dos 30 anos de idade. Acredita-se, neste caso, que a seletividade resultante da migração de mulheres sem filhos para o grupo das que possuem filhos possa guardar relação com esta rápida queda do efeito de idade.

Os efeitos de período sobre o rendimento/hora se mostraram relevantes tanto para as mães como para as não mães. Além disso, a trajetória do efeito em questão não apresentou grandes diferenças entre os dois grupos analisados, refletindo, principalmente, as flutuações do cenário econômico brasileiro. No tocante à taxa de participação, observou-se que o efeito de período se manteve praticamente constante para as mulheres sem filhos, ao passo que exibiu grande elevação para aquelas com

filhos ao longo do intervalo de tempo analisado. Este resultado denota que o aumento da participação feminina ao longo dos anos se deve em grande parte à crescente inserção das mães no mercado remunerado.

Para a componente de coorte, observou-se que as mudanças sociais ao longo das gerações afetam mais a participação das mulheres no mercado de trabalho, especialmente as mães, do que o rendimento/hora daquelas que já estão empregadas. Para as últimas, o efeito de coorte diminuiu gradualmente em gerações mais jovens, uma vez que experimentaram um período em que essas mudanças não foram tão disruptivas como para as mulheres de gerações mais antigas.

A seletividade relativa à migração das não mães para o grupo das mães exerceu um impacto relevante sobre os resultados dos modelos IPC, condição que poderia incitar o questionamento sobre os benefícios de prosseguir com a análise diante desta limitação. Considera-se que o estudo da penalidade da maternidade pela perspectiva etária foi relevante ao evidenciar o fato de que as mães não recuperam totalmente as desvantagens de atributos em relação às não mães, embora haja atenuação destas desvantagens nos grupos mais velhos. Este resultado contraria algumas hipóteses verificadas na literatura internacional, nas quais a penalidade da maternidade se extinguiria em idades mais avançadas.

Adicionalmente, a existência da seletividade produzida pela separação da amostra entre mães e não mães possibilitou a identificação de padrões até então não observados na literatura brasileira, que dizem respeito às características das mulheres que continuam sem filhos em idades mais avançadas. Ao contrário do que poderia pressupor o senso comum, que tende a perceber tais mulheres como bem sucedidas em suas carreiras, a análise descritiva do modelo IPC mostrou que as mulheres sem filhos em idades mais avançadas possuem atributos piores em relação àquelas em idades mais jovens. Este resultado reforça a importância dos estudos sobre o fenômeno de *childlessness* no Brasil, principalmente no sentido de comparar o perfil de mulheres sem filhos em coortes mais antigas com aquelas pertencentes às coortes mais recentes. A emergência de estudos sobre o fenômeno em questão se faz ainda mais relevante diante do atual contexto da fecundidade no país, o qual sinaliza crescimento do número de mulheres que optam por não ter um filho. Assim, abre-se

uma gama de possibilidades na realização de pesquisas relacionadas às mulheres sem filhos no Brasil.

Feitas as considerações sobre o modelo IPC, parte-se para as demais perguntas que este trabalho procurou responder. Posto que os atributos de mulheres com e sem filhos sofrem mudanças de acordo com a idade, como se comporta a parcela do diferencial de salários explicada por suas características em distintos pontos do curso de vida? O efeito de retorno aos atributos, que representa a estrutura do mercado, também se altera conforme o momento do curso de vida? Esses efeitos se sustentam como homogêneos para diferentes pontos da distribuição salarial?

A fim de responder a tais questionamentos, foram utilizados modelos de decomposição do hiato salarial entre mães e não mães com idades entre 25 e 34 anos e entre 35 e 44 anos, para o ponto médio da distribuição de salários bem como para quantis do rendimento/hora. Dentre os métodos de decomposição quantílica disponíveis, optou-se pela proposta de Firpo, Fortin e Lemieux (2018), por permitir a decomposição detalhada pelas covariáveis do modelo. Além disso, os autores apresentam uma estratégia de reponderação utilizada para estimação dos quantis contrafactuais. Dessa forma, foram estimados modelos com e sem o procedimento de reponderação, com o objetivo de comparar as duas estratégias, bem como para observar o efeito da seletividade proveniente do *status* de maternidade, uma vez que a estimação de modelos reponderados serviria como atenuante ao problema.

Os resultados dos modelos de decomposição mostraram a grande importância dos atributos de mães e não mães para explicar o diferencial de rendimentos entre estes dois grupos, independentemente da faixa etária. A maior importância do efeito de composição foi observada tanto para o rendimento/hora médio quanto para os quantis da distribuição salarial. No que diz respeito às decomposições quantílicas, constatou-se que a penalidade da maternidade é maior no topo da distribuição, o que vai ao encontro de estudos anteriores sobre o tema. A situação de vulnerabilidade enfrentada pelas mulheres com e sem filhos localizadas na porção inferior da distribuição torna os dois grupos mais homogêneos entre si em termos de seus atributos, reduzindo o impacto da maternidade sobre os rendimentos.

A respeito da perspectiva etária, observou-se uma ligeira redução do diferencial de rendimentos entre mães e não mães no grupo etário mais velho comparativamente ao mais jovem. No entanto, não se pode afirmar que este resultado se deva a uma melhora das características das mães, uma vez que o efeito de composição se mostrou maior na faixa etária entre 35 e 44 anos de idade. Isso ocorreu nos modelos estimados para o rendimento médio com e sem o procedimento de ponderação, bem como para os modelos ponderados para os quantis da distribuição salarial.

Os atributos que exerceram maior contribuição para ampliar o diferencial de rendimentos entre mães e não mães foram a escolaridade, as horas dedicadas aos afazeres domésticos e a posição na ocupação, em ambas as faixas de idade analisadas. As decomposições quantílicas mostraram que os diferenciais de escolaridade são crescentes até aproximadamente o quantil 0,7, atenuando-se a partir deste ponto. Já os diferenciais referentes às horas dedicadas aos afazeres se tornaram cada vez maiores à medida que se avança na distribuição de salários. Este resultado é particularmente interessante, pois as mulheres mais ricas possuem condições financeiras de terceirizar os afazeres, mas, ainda assim, sofrem maior penalidade relacionada a essa variável. Por sua vez, os diferenciais relativos à posição na ocupação foram importantes apenas até o quantil 0,35, devido à grande proporção de mães ocupadas em atividades autônomas e no serviço doméstico sem carteira assinada.

Por outro lado, as variáveis de idade e presença de cônjuge no domicílio atenuaram o diferencial de rendimentos entre mulheres com e sem filhos. No que tange à variável de idade, tal efeito se mostrou relevante apenas entre as mulheres mais jovens. Já a importância do cônjuge revela a vulnerabilidade enfrentada pelas mulheres que se encontram em um arranjo monoparental com filhos, uma vez que estas geralmente possuem uma oferta de trabalho inelástica, tornando-as mais dispostas a aceitar menores salários. Assim, os resultados mostram que tais mulheres apresentariam maiores rendimentos caso contassem com a presença do cônjuge no domicílio.

A estimação dos modelos de decomposição detalhados pelas covariáveis mostrou a necessidade de promover o acesso das mães à qualificação, dado o grande impacto da variável referente a escolaridade sobre o diferencial de rendimentos entre estas e as não mães. Para tanto, faz-se necessário que as mães recebam suporte quanto à

realização das tarefas de cuidado, que ainda recaem maioritariamente sobre a mulher. Deve-se considerar o papel das políticas públicas, como a maior provisão de creches, que são de grande importância para as mães que não tem condições financeiras de terceirizar as tarefas de cuidado. A ampliação de políticas relacionadas às trabalhadoras domésticas também poderia atuar de modo colateral na redução da penalidade entre as mulheres de baixa renda, dado o elevado percentual de mães com esse perfil ocupacional.

Deve-se considerar também que os resultados deste trabalho mostraram que a penalidade referente às horas dedicadas aos afazeres domésticos é maior para as mulheres localizadas na porção superior na distribuição de salários, que são justamente aquelas para as quais a terceirização das tarefas domiciliares é economicamente viável. Este cenário mostra que nem todos os afazeres são plenamente “terceirizáveis”, principalmente aqueles relacionados ao cuidado dos filhos e outros membros do domicílio. Assim, faz-se necessária a conscientização sobre a importância de uma divisão mais igualitária das tarefas na esfera privada. Embora uma atuação do setor público neste sentido seja mais limitada, há algumas políticas que podem mitigar esta desigualdade na distribuição de tarefas no âmbito do lar. Uma delas, por exemplo, diz respeito à licença maternidade, que em muitos países já foi substituída por uma licença compartilhada, proporcionando que o casal decida conjuntamente quem se afastará do trabalho e por quanto tempo.

A elaboração desta tese se iniciou em um momento anterior à eclosão da pandemia de COVID-19, de modo que este período de crise não foi abarcado pelo escopo do trabalho. No entanto, a disrupção social causada pelo fenômeno em questão levanta a necessidade de refletir sobre os impactos da pandemia sobre o trabalho feminino, em especial o das mães.

O advento do período pandêmico trouxe consigo rápidas transformações na dinâmica laboral, com o estabelecimento do regime de teletrabalho, redução de horas trabalhadas e demissões. Este movimento, por sua vez, causou rupturas ao regime das rotinas domésticas. Os membros do domicílio passaram a dividir o mesmo espaço de forma integral, e práticas sociais que afrouxavam as responsabilidades geralmente recaídas sobre as mulheres foram inviabilizadas, como por exemplo, a terceirização das tarefas domésticas. Além disso, as famílias deixaram de ter equipamentos de

suporte ao cuidado das crianças – como as creches, por exemplo – já que estes tiveram funcionamento limitado durante o *lockdown* da COVID-19.

As transformações nas esferas pública e privada resultaram no aumento da carga de trabalho doméstico realizado pelas mulheres, bem como a redução de suas horas de lazer, gerando impactos negativos também em relação à atividade remunerada, como redução da produtividade, aumento do desemprego e do desalento. Este cenário expôs a fragilidade dos avanços conquistados pelas mulheres no que tange à sua participação no mercado remunerado, principalmente em tempos de perturbação do *status quo*, como é o caso da pandemia de COVID-19.

Diversos estudos têm se debruçado sobre as questões supracitadas, e seus resultados confirmam a deterioração da atividade feminina no contexto pandêmico (alguns exemplos são CUI, DING, ZHU, 2020; FENG E SAVANI, 2020; SEVILLA E SMITH, 2020; COLLINS ET AL; 2021; WADDELL ET AL, 2021). Ainda assim, pesquisas futuras serão necessárias para avaliar, a longo prazo, as implicações deste movimento de interseção das esferas pública e privada sobre o trabalho feminino, tanto o remunerado como o não remunerado. Inclusive, faz-se relevante analisar as heterogeneidades entre os diferentes grupos de mulheres, de modo a abrir um caminho para compreender os desafios enfrentados por elas em seus distintos contextos, a fim de que se possa discutir e avaliar as possibilidades de redução da desigualdade em cada um deles.

REFERÊNCIAS

ABENDROTH, Anja-Kristin; HUFFMAN, Matt L.; TREAS, Judith. The parity penalty in life course perspective: Motherhood and occupational status in 13 European countries. *American Sociological Review*, v. 79, n. 5, p. 993-1014, 2014.

ALWIN, D.F. Life Course, life cycle, life history, life span and life stage. In: Runehov A.L.C., Oviedo L. (eds) *Encyclopedia of Sciences and Religions*. Springer, Dordrecht, 2013. Disponível em: https://doi.org/10.1007/978-1-4020-8265-8_201175. Acesso em 29 jul. 2021.

AMARAL, Ernesto, ALMEIDA, Mariana Eugenio, GONÇALVES, Guilherme Quaresma. Characterization of Fertility Levels in Brazil, 1970-2010. *RAND Labor & Population*. Working paper, 2015.

ANDERSON, Deborah J.; BINDER, Melissa; KRAUSE, Kate. The motherhood wage penalty: Which mothers pay it and why? *American economic review*, v. 92, n. 2, p. 354-358, 2002.

ARROW, Kenneth, et al. The theory of discrimination. *Discrimination in labor markets*, 1973, 3.10: 3-33.

AUTOR, David H. et al. Trade adjustment: Worker-level evidence. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 129, n. 4, p. 1799-1860, 2014.

AVELLAR, Sarah; SMOCK, Pamela J. Has the price of motherhood declined over time? A cross-cohort comparison of the motherhood wage penalty. *Journal of marriage and family*, v. 65, n. 3, p. 597-607, 2003.

ÁVILA, Maria Betânia; FERREIRA, Veronica. Trabalho produtivo e reprodutivo no cotidiano das mulheres brasileiras. Maria Betânia Ávila & Veronica Ferreira (orgs). *Trabalho remunerado e trabalho doméstico no cotidiano das mulheres*. Instituto Patrícia Galvão, p. 13-50, 2014.

BARBOSA, Rogério Jerônimo. Desigualdade de rendimentos do trabalho no curto e no longo prazo: tendências de idade, período e coorte. *Dados*, 2016, 59.2: 385-425.

BARBOSA FILHO, Fernando de Holanda; MOURA, Rodrigo Leandro. Evolução recente da informalidade do emprego no Brasil: uma análise segundo as características da oferta de trabalho e o setor. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 45, n. 1, 2015.

BANCO CENTRAL DO BRASIL (BCB). O desalento e as taxas de desocupação. *Boletim Regional do Banco Central do Brasil*. Brasília, v. 14, n. 2, 2020.

BECKER, Gary Stanley. A Theory of the Allocation of Time. *The economic journal*, p. 493-517, 1965.

_____. *A Treatise on the Family*. Cambridge, MA, Harvard University Press, 1981.

_____. Investment in human capital: A theoretical analysis. *Journal of political economy*, 1962, 70.5, Part 2: 9-49.

_____. *The economics of discrimination*. University of Chicago press, 1957.

BERGMANN, Barbara R. Feminism and economics. *Academe*, v. 69, n. 5, p. 22-25, 1983.

_____. What the common economic arguments against comparable worth are worth. *Journal of social issues*, v. 45, n. 4, p. 67-80, 1989.

BERQUÓ, Elza; GARCIA, Sandra. Algumas considerações sobre a reprodução tardia. *Segunda transição demográfica no Brasil? Significados e enigmas*, 2012.

BILLARI, Francesco C.; LIEFBROER, Aart C.; PHILIPOV, Dimiter. The postponement of childbearing in Europe: Driving forces and implications. *Vienna Yearbook of Population Research*, p. 1-17, 2006.

BIROLI, Flávia. *Autonomia e desigualdades de gênero: contribuições do feminismo para a crítica democrática*. Vinhedo: Editora Horizonte, 2013.

BLINDER, A. S. Wage discrimination: reduced form and structural estimates. *Journal of Human resources*, p. 436-455, 1973.

BRASIL. *Lei nº 4.121 de 27 de agosto de 1962*. Dispõe sobre a situação jurídica da mulher casada. Brasília, 1962. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/leis/1950-1969/l4121.htm>. Acesso em: 19 set. 2020.

_____. *Lei nº 6.515 de 26 de dezembro de 1977*. Regula os casos de dissolução da sociedade conjugal e do casamento, seus efeitos e respectivos processos, e dá outras providências. Brasília, 1977. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/CCivil_03/Leis/L6515.htm>. Acesso em: 19 set. 2020.

BRUSCHINI, C. O trabalho da mulher brasileira nas décadas recentes. *Estudos feministas*, p. 179-199, 1994.

_____. Trabalho e gênero no Brasil nos últimos dez anos. *Cadernos de pesquisa*, v. 37, n. 132, p. 537-572, 2007.

BUDIG, Michelle J.; ENGLAND, Paula. The wage penalty for motherhood. *American sociological review*, p. 204-225, 2001.

_____; HODGES, Melissa J. Differences in disadvantage: Variation in the motherhood penalty across white women's earnings distribution. *American Sociological Review*, 2010, 75.5: 705-728.

_____ ; HODGES, Melissa J. 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, 2014.

_____ ; Michelle J.; MISRA, Joya; BOECKMANN, Irene. The motherhood penalty in cross-national perspective: The importance of work–family policies and cultural attitudes. *Social Politics*, v. 19, n. 2, p. 163-193, 2012.

CACCIAMALI, Maria Cristina; TATEI, Fábio; ROSALINO, Jackson William. Estreitamento dos diferenciais de salários e aumento do grau de discriminação: limitações da mensuração padrão? *Planejamento e políticas públicas*, 2010.

CAMARANO, Ana Amélia; CARNEIRO, Isabella Gomes. Padrões de formação de família por regiões brasileiras e grupos sociais: diferenças ou semelhanças?. *Anais do XI Encontro Nacional de Estudos Populacionais*, p. 31-50, 2016.

CARVALHO, José Alberto Magno de; BRITO, Fausto. A demografia brasileira e o declínio da fecundidade no Brasil: contribuições, equívocos e silêncios. *Revista brasileira de estudos de população*, v. 22, n. 2, p. 351-369, 2005.

_____ ; PAIVA, Paulo de Tarso Almeida; SAWYER, Donald R. The recent sharp decline in fertility in Brazil: Economic boom, social inequality and baby bust. *The Population Council*, 1981.

_____ ; SAWYER, D.; RODRIGUES, R.N. Introdução a alguns conceitos básicos e medidas em demografia: Belo Horizonte: *Série Textos Didáticos N. 1*. ABEP, 1994. 63 p.

CASTANHEIRA, Helena Cruz; KOHLER, Hans-Peter. Social determinants of low fertility in Brazil. *Journal of Biosocial Science*, v. 49, n. S1, p. S131-S155, 2017.

CAVENAGHI, Suzana; ALVES, José Eustáquio Diniz. Childlessness in Brazil: socioeconomic and regional diversity. In: *Ponencia presentada en el XXVII IUSSP International Population Conference*, Busan Korea. 2013.

CEM – CENTRO DE ESTUDOS DA METRÓPOLE. *Base de dados PNADs*. Disponível em: <<http://web.fflch.usp.br/centrodametropole/1148>>. Acesso em 14 nov. 2018.

CIRINO, J. F. *Participação feminina e rendimento no mercado de trabalho: análises de decomposição para o Brasil e as regiões metropolitanas de Belo Horizonte e Salvador*. Tese (Doutorado em Economia) – Departamento de Economia Rural, Universidade Federal de Viçosa, Minas Gerais, 2008. Disponível em <<http://repositorio.ufv.br/handle/123456789/111>>. Acesso em 20 nov de 2018.

CLEVELAND, William S.; DEVLIN, Susan J. Locally weighted regression: an approach to regression analysis by local fitting. *Journal of the American statistical association*, v. 83, n. 403, p. 596-610, 1988.

COSTA, Joana; RUSSO, Felipe Mendonça; HIRATA, Guilherme; BARBOSA, Ana Luiza Neves de Holanda. Crise econômica e a transição do emprego doméstico no Brasil. *Boletim Mercado de Trabalho - Conjuntura e Análise nº 67*. IPEA, 2019.

CRESPO, Anna Risi Vianna, et al. Decomposição do componente de discriminação na desigualdade de rendimentos entre raças nos efeitos idade, período e coorte. *ENCONTRO DA ANPEC. Natal: ANPEC*, 2004.

CRUZ, A. I. G., AMBROZIO, A. M. H., PUGA, F. P., SOUSA, F.L., & NASCIMENTO, M. M. *A economia brasileira: conquistas dos últimos dez anos e perspectivas para o futuro*. Rio de Janeiro, RJ: BNDS, 2012.

DANIEL, Camila. O trabalho e a questão de gênero: a participação de mulheres na dinâmica do trabalho. *O social em questão*, Rio de Janeiro, v. 14, n. 25/26, p. 323-344, 2011.

DINARDO, John; FORTIN, Nicole M.; LEMIEUX, Thomas. Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973-1992: A Semiparametric Approach. *Econometrica* 64, no. 5, p. 1001-44, 1996.

DUVIVIER, Chloé; NARCY, Mathieu. The Motherhood Wage Penalty and its Determinants: a Public-Private Comparison. *Centre d'études de l'emploi Working Paper No. 172*, 2014.

EASTERLIN, Richard A.; CRIMMINS, Eileen M. The fertility revolution: A supply-demand analysis. *University of Chicago Press*, 1985.

ENGLAND, Paula. The gender revolution: Uneven and stalled. *Gender & society*, v. 24, n. 2, p. 149-166, 2010.

_____ et al. Do highly paid, highly skilled women experience the largest motherhood penalty? *American Sociological Review*, v. 81, n. 6, p. 1161-1189, 2016.

FERNANDES, Reynaldo. Desigualdade salarial: aspectos teóricos. *Estrutura salarial: aspectos conceituais e novos resultados para o Brasil*. Rio de Janeiro: IPEA, p. 1-50, 2002.

FERBER, Marianne A. The study of economics: A feminist critique. *The American Economic Review*, v. 85, n. 2, p. 357-361, 1995.

_____; BIRNBAUM, Bonnie G. The “new home economics:” Retrospects and prospects. *Journal of Consumer Research*, v. 4, n. 1, p. 19-28, 1977.

FIENBERG, Stephen E.; MASON, William M. Specification and implementation of age, period and cohort models. In: *Cohort analysis in social research*. Springer, New York, NY, 1985. p. 45-88.

FOGUEL, Miguel Nathan; RUSSO, Felipe Mendonça. Decomposição e projeção da taxa de participação do Brasil utilizando o modelo idade-período-coorte (1992 a 2030). 2019.

_____ ; GILL, Indermit, MENDONÇA; Rosane, & BARROS, Ricardo Paes de. The public-private wage gap in Brazil. *Revista Brasileira de Economia*, 54(4), 433-472, 2000.

FOLBRE, Nancy. *Who pays for the kids?: Gender and the structures of constraint*. Routledge, 1994.

_____ ; NELSON, Julie. For love or money – or both? *Journal of Economic Perspectives*, v. 14, n. 4, p. 123-140, 2000.

FIRPO, Sergio; FORTIN, Nicole M.; LEMIEUX, Thomas. Unconditional quantile regressions. *Econometrica*, v. 77, n. 3, p. 953-973, 2009.

_____. Decomposing wage distributions using recentered influence function regressions. *Econometrics*, v. 6, n. 2, p. 28, 2018.

FORTIN, Nicole; LEMIEUX, Thomas; FIRPO, Sergio. Decomposition methods in economics. In: *Handbook of labor economics*. Elsevier, 2011. p. 1-102.

FRASER, Nancy. After the family wage: what do women want in social welfare? *Social Justice*, v. 21, n.1, p. 80-84, 1994.

FUJIWARA, Joyce Caroline Alecci Meneghim. *Mulheres sem filhos no Brasil: uma análise de características socioeconômicas e demográficas, razões e repercussões*. Tese de Doutorado – Univerisidade de Campinas, 2018.

GAFNI, Dalit; SINIVER, Erez. Is There a Motherhood Wage Penalty for Highly Skilled Women? *The BE Journal of Economic Analysis & Policy*, v. 15, n. 3, p. 1353-1380, 2015.

GAMBOA, Luis Fernando; ZULUAGA, Blanca. Is there a motherhood penalty? Decomposing the family wage gap in Colombia. *Journal of family and economic issues*, v. 34, n. 4, p. 421-434, 2013.

GANGL, Markus; ZIEFLE, Andrea. Motherhood, labor force behavior, and women's careers: An empirical assessment of the wage penalty for motherhood in Britain, Germany, and the United States. *Demography*, v. 46, n. 2, p. 341-369, 2009.

GIUBERTI, A. C.; MENEZES-FILHO, N.. Discriminação de rendimentos por gênero: uma comparação entre o Brasil e os Estados Unidos. *Economia Aplicada*, v. 9, n. 3, p. 369-384, 2005.

GLAUBER, Rebecca. Marriage and the motherhood wage penalty among African Americans, Hispanics, and Whites. *Journal of Marriage and Family*, v. 69, n. 4, p. 951-961, 2007.

_____. Trends in the motherhood wage penalty and fatherhood wage premium for low, middle, and high earners. *Demography*, v. 55, n. 5, p. 1663-1680, 2018.

GOLDIN, Claudia. The quiet revolution that transformed women's employment, education, and family. *American economic review*, v. 96, n. 2, p. 1-21, 2006.

GOLDSCHIEDER, Frances; BERNHARDT, Eva; LAPPEGÅRD, Trude. The gender revolution: A framework for understanding changing family and demographic behavior. *Population and Development Review*, v. 41, n. 2, p. 207-239, 2015.

GREENE, William H. *Econometric analysis 4th edition*. International edition, New Jersey: Prentice Hall, p. 201-215, 2000.

GROSSBARD-SHECHTMAN, Shoshana. The new home economics at Colombia and Chicago. *Feminist Economics*, v. 7, n. 3, p. 103-130, 2001.

GUIGINSKI, Janaína. *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 – Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2015.

HAKIM, Catherine. *Work-lifestyle choices in the 21st century: Preference theory*. OUP Oxford, 2000.

———. Lifestyle preferences as determinants of women's differentiated labor market careers. *Work and occupations*, 2002, 29.4: 428-459.

HERSCH, J. Home production and wages: evidence from the American Time Use Survey. *Review of Economics of the Household*, v. 7, n. 2, p. 159–178, 2009.

HERSCH, J.; STRATTON, L. S. Housework, Fixed Effects, and Wages of Married Workers. *The Journal of Human Resources*, v. 32, n. 2, p. 285, 1997

HIRATA, Helena. Teorias e práticas do care: Estado sucinto da arte, dados de pesquisa e pontos em debate. In: FARIA, Nalu; MORENO, Renata (Org.). *Cuidado, trabalho e autonomia das mulheres*. São Paulo: SOF, 2010.

HOFFMANN, R.; LEONE, E. T. Participação da mulher no mercado de trabalho e desigualdade da renda domiciliar per capita no Brasil: 1981-2002. *Nova economia*, v. 14, n. 2, 2009.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA DE ESTATÍSTICA (IBGE). *Censo Demográfico 2010. Nupcialidade, Fecundidade e Migração*. Rio de Janeiro: IBGE, p. 1-349, 2010.

———. *Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios*. Disponível em: <https://ww2.ibge.gov.br/home/estatistica/pesquisas/pesquisa_resultados.php?id_pesquisa=40>. Acesso em 14 nov. 2018.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEA). Análise do Mercado de Trabalho. *Boletim Mercado de Trabalho – Conjuntura e Análise nº 45*. Brasília, novembro de 2010.

INSTITUTO NACIONAL DE ESTUDOS E PESQUISAS EDUCACIONAIS ANÍSIO TEIXEIRA (INEP). *Resumo técnico do Censo da Educação Superior 2019*. Brasília: Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira, 120 p., 2021.

JESUS, Jordana Cristina de. *Trabalho doméstico não remunerado no Brasil: uma análise de produção, consumo e transferência*. Tese de Doutorado – Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2018.

JIA, Nan; DONG, Xiao-yuan. Economic transition and the motherhood wage penalty in urban China: investigation using panel data. *Cambridge Journal of Economics*, v. 37, n. 4, p. 819-843, 2012.

KATZ, Elizabeth. The intra-household economics of voice and exit. *Feminist economics*, v. 3, n. 3, p. 25-46, 1997.

KAHN, Joan R.; GARCÍA-MANGLANO, Javier; BIANCHI, Suzanne M. The motherhood penalty at midlife: Long-term effects of children on women's careers. *Journal of Marriage and Family*, v. 76, n. 1, p. 56-72, 2014.

KILLEWALD, Alexandra; BEARAK, Jonathan. Is the motherhood penalty larger for low-wage women? A comment on quantile regression. *American Sociological Review*, v. 79, n. 2, p. 350-357, 2014.

KLEVEN, Henrik; LANDAIS, Camille; SØGAARD, Jakob Egholt. Children and gender inequality: Evidence from Denmark. *National Bureau of Economic Research*, 2018.

KOENKER, Roger; BASSETT JR, Gilbert. Regression quantiles. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, p. 33-50, 1978.

KÜHHIRT, M., & LUDWIG, V. Domestic Work and the Wage Penalty for Motherhood in West Germany. *Journal of Marriage and Family*, 74(1), 186–200, 2012

LANDIVAR, Liana Christin. How the Timing of Children Affects Earnings in 20 Occupations. *SocArXiv Papers*, apr. 2018.

LAVINAS, Lena; AMARAL, Marcelo Rubens do; BARROS Flávio. Evolução do desemprego feminino nas áreas metropolitanas. *Economia e Sociedade*, Campinas, (12): 143-71, jun. 1999.

———. NICOLL, Marcelo. Atividade e vulnerabilidade: quais os arranjos familiares em risco? *Revista de Ciências Sociais*, Rio de Janeiro, v.. 49, n. 1, 2006.

LEAHY, Mary; DOUGHNEY, James. Women, work and preference formation: a critique of Catherine Hakim's preference theory. *Journal of Law and Governance*, 2006, 1.1.

LEOCÁDIO, Victor Antunes. *Childlessness no Brasil: a contribuição das mudanças sociodemográficas para a tendência de zero filho*. Dissertação de Mestrado – Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2018.

LEME, M. C.; WAJNMAN, S. Tendências de coorte nos diferenciais de rendimentos por sexo. In: *Desigualdade e Pobreza no Brasil*, coordenado por Ricardo Henriques. Rio de Janeiro: IPEA, p. 251-270, 2000.

LEMIEUX, Thomas. The changing nature of wage inequality. *Journal of population Economics*, v. 21, n. 1, p. 21-48, 2008.

LESTHAEGHE, Ron. The second demographic transition in Western countries: An interpretation. *Gender and family change in industrialized countries*, p. 17-62, 1995.

LEWIS, Patricia; SIMPSON, Ruth. Hakim revisited: Preference, choice and the postfeminist gender regime. *Gender, Work & Organization*, 2017, 24.2: 115-133.

LIVERMORE, Tanya; RODGERS, Joan; SIMINSKI, Peter. The effect of motherhood on wages and wage growth: evidence for Australia. *Economic Record*, v. 87, p. 80-91, 2011.

LOUREIRO, Paulo RA. Uma resenha teórica e empírica sobre economia da discriminação. *Revista Brasileira de Economia*, v. 57, n. 1, p. 125-157, 2003.

LUO, Liying. Assessing validity and application scope of the intrinsic estimator approach to the age-period-cohort problem. *Demography*, v. 50, n. 6, p. 1945-1967, 2013.

MACHADO, José AF; MATA, José. Counterfactual decomposition of changes in wage distributions using quantile regression. *Journal of applied Econometrics*, v. 20, n. 4, p. 445-465, 2005.

MADALOZZO, Regina; BLOFIELD, Merike. Como famílias de baixa renda em São Paulo conciliam trabalho e família? *Estudos Feministas*, v. 25, n. 1, p. 215-240, 2017.

MANSER, Marilyn; BROWN, Murray. Marriage and household decision-making: A bargaining analysis. *International economic review*, p. 31-44, 1980.

MARCONDES, Mariana Mazzini. O dia deveria ter 48 horas: práticas sociais do cuidado e demandas das mulheres brasileiras por políticas públicas para a sua democratização. Maria Betânia Ávila & Veronica Ferreira (orgs). *Trabalho remunerado e trabalho doméstico no cotidiano das mulheres*, p. 79-104, 2014.

MARTINE, George. Brazil's fertility decline, 1965-95: a fresh look at key factors. *Population and development review*, p. 47-75, 1996.

MASON, Karen Oppenheim et al. Some methodological issues in cohort analysis of archival data. *American sociological review*, p. 242-258, 1973.

MCCARTHY, J. R., & EDWARDS, R. Family life cycle and life course. In *Key concepts in family studies* (pp. 80-83). SAGE Publications Ltd, 2011. Disponível em: <https://www.doi.org/10.4135/9781446250990.n19>. Acesso em 29 jul. 2021.

MCDONALD, Peter. Gender equity in theories of fertility transition. *Population and Development Review*, v. 26, n. 3, p. 427-439, 2000.

———. Gøsta Esping-Andersen: The Incomplete Revolution: Adapting to Women's New Roles. *Eur J Population* 27, 265–267, 2011.

MCELROY, Marjorie B.; HORNEY, Mary Jean. Nash-bargained household decisions: Toward a generalization of the theory of demand. *International economic review*, p. 333-349, 1981.

MCRAE, Susan. Constraints and choices in mothers' employment careers: a consideration of Hakim's preference theory. *The British journal of sociology*, 2003, 54.3: 317-338.

MELLY, B. Estimation of Counterfactual Distributions Using Quantile Regression *University of St.Gallen*, 2006, 68.

MERRICK, T.; BERQUÓ, E. The determinants of Brazil's recent rapid fertility decline. *Report/Committee on Population and Demography*. Washington, DC, 1983.

MINCER, Jacob. Labor force participation of married women: A study of labor supply. In: *Aspects of labor economics*. Princeton University Press, 1962. p. 63-105.

———; POLACHEK, Solomon. Family investments in human capital: Earnings of women. *Journal of political Economy*, 1974, 82.2, Part 2: S76-S108.

MIRANDA-RIBEIRO, Adriana; GARCIA, Ricardo Alexandrino; FARIA, Tereza Cristina de Azevedo Bernardes. Baixa fecundidade e adiamento do primeiro filho no Brasil. *Revista Brasileira de Estudos de População*, v. 36, 2019.

MOLINA, José Alberto; MONTUENGA, Víctor M. The motherhood wage penalty in Spain. *Journal of Family and Economic Issues*, v. 30, n. 3, p. 237-251, 2009.

MUNIZ, Jerônimo Oliveira; VENEROSO, Carmelita Zilah. Diferenciais de participação laboral e rendimento por gênero e classes de renda: Uma investigação sobre o ônus da maternidade no Brasil. *Dados*, v. 62, 2019.

NELSON, Julie A. Feminism and economics. *Journal of Economic Perspectives*, v. 9, n. 2, p. 131-148, 1995.

NEUMEIER, Christian; SØRENSEN, Todd; WEBBER, Douglas. The Implicit Costs of Motherhood over the Lifecycle: Cross-Cohort Evidence from Administrative Longitudinal Data. *Southern Economic Journal*, v. 84, n. 3, p. 716-733, 2018.

OLIVEIRA, A. L. M.; COLOMBI, A. P. F. Avanços e Contradições do Mercado de Trabalho Brasileiro de 2003 a 2012: uma análise em perspectiva de gênero. *Anais do V Seminário de Trabalho e Gênero e III Seminário Internacional do PPGCS: Teorias, pesquisas e práticas sociais*, Uberlândia (MG), 2014.

OLIVEIRA, Ana Maria Hermeto Camilo de; RIOS-NETO, Eduardo Luiz Gonçalves. Modelos idade-período-coorte aplicados à participação na força de trabalho: em busca de uma versão parcimoniosa. *Revista Brasileira de Estudos de População*, v. 21, n. 1, p. 21-47, 2004.

OLIVEIRA, Elzira; RIOS-NETO, Eduardo; OLIVEIRA, Ana Maria Hermeto Camilo de. Transições dos jovens para o mercado de trabalho, primeiro filho e saída da escola: o caso brasileiro. *Revista Brasileira de Estudos Populacionais*, v. 23, n. 1, 2006.

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

PASCHOALINO, Pietro André Telatin; PLASSA, Wander; DOS SANTOS, Moisés Pais. Discriminação de gênero no mercado de trabalho brasileiro: uma análise para o ano 2015. *Revista Econômica Do Nordeste*, v. 48, n. 3, p. 43-54, 2017.

PASSOS, Luana; WAJNMAN, Simone. Diferencial salarial entre as mulheres: a dupla penalidade das negras. *Migração, trabalho e gênero: textos selecionados*. Belo Horizonte: ABEP, p. 192-206, 2021.

PATERSON, Robert Edward. *Modelling the Division of Labour and Assets within Peasant Households*. M.Sc. Thesis, Wadham College, 1985.

PAULO, Maira Andrade. Uma análise do diferencial de salários entre as mulheres que são mães e aquelas que não são mães, e entre aquelas que postergam e não postergam a fecundidade no período entre 1984 a 2009. *Anais do XVIII Encontro Nacional de Estudos Populacionais*, p. 1-19, 2012.

———. *A maternidade, o momento do nascimento do primeiro filho e a situação do mercado de trabalho no Brasil: uma análise do salário e da adequação escolaridade/ocupação por grupos socioeconômicos*. Tese de Doutorado – Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2013.

PAZELLO, Elaine Toldo. A maternidade afeta o engajamento da mulher no mercado de trabalho: um estudo utilizando o nascimento de gêmeos como um experimento natural. *Estudos Econômicos (São Paulo)*, v. 36, n. 3, p. 507-538, 2006.

———; FERNANDES, Reynaldo. A maternidade e a mulher no mercado de trabalho: diferença de comportamento entre mulheres que têm e que não têm filhos. *Anais do 32º Encontro Nacional de Economia (Anpec)*, 2004.

PHELPS, Edmund S. The statistical theory of racism and sexism. *The american economic review*, p. 659-661, 1972.

OLIVEIRA, Maria Coleta de; A segunda transição demográfica: nova teoria ou mais do mesmo? *Segunda transição demográfica no Brasil? Significados e enigmas*, 2012.

RAAD, Rodrigo J.; GUEDES, Gilvan R. Private transfer choices under uncertainty in human capital. *Revista Brasileira de Economia*, v. 69, p. 105-124, 2015.

RAMOS, Lauro. A evolução da informalidade no Brasil metropolitano: 1991-2001. Brasília: IPEA, 2002. (Texto para Discussão, n. 914).

—————; FERREIRA, Valéria. Padrões espacial e setorial da evolução da informalidade no Brasil-1991-2003. Brasília: IPEA, 2005. (Texto para Discussão, n. 1099).

RIBEIRO, Carlos Antonio Costa. Desigualdades de gênero no ensino superior e no mercado de trabalho no Brasil: uma análise de idade, período e coorte. *Sociedade e Estado*, 2016, 31.2: 301-323.

RIOS-AVILA, Fernando. Recentered influence functions (RIFs) in Stata: RIF regression and RIF decomposition. *The Stata Journal*, v. 20, n. 1, p. 51-94, 2020.

RIOS-NETO, Eduardo Luiz Gonçalves; OLIVEIRA, Ana Maria Hermeto Camilo de. Aplicação de um modelo de idade-período-coorte para a atividade econômica no Brasil metropolitano. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 29, n. 2, 1999.

ROSA, T. M.; NOCKO, L. M. Diferencial Salarial entre Setores Público e Privado no Brasil de 2001 a 2015. *Anais do 45º Encontro Nacional de Economia (Anpec)*, 2017.

RUBENSTEIN, Ariel. Perfect Equilibrium in a Bargaining Model. *Econometrica* 50: 97–110, 1982.

SALARDI, Paola. *An analysis of pay and occupational differences by gender and race in Brazil, 1987 to 2006*. Tese de Doutorado. University of Sussex, 2013.

SCHULTZ, Theodore W. Investment in human capital. *The American economic review*, v. 51, n. 1, p. 1-17, 1961.

SCORZAFAVE, Luiz Guilherme; MENEZES-FILHO, Naércio Aquino. Participação feminina no mercado de trabalho brasileiro: evolução e determinantes. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 31, n. 3, p. 441-478, dez. 2001.

SEN, Gita. Alternative Economics from a Gender Perspective. *Development*, vol. 1. 1995.

SILVA, Pedro Luis do Nascimento; PESSOA, Djalma Galvão Carneiro; LILA, Maurício Franca. Análise estatística de dados da PNAD: incorporando a estrutura do plano amostral. *Ciência & Saúde Coletiva*, v. 7, p. 659-670, 2002.

SIMÃO, Andréa Branco; COUTINHO, Raquel Zanatta; GUEDES, Gilvan Ramalho. Desejo por filhos entre mulheres de alta escolaridade: conflitos, mudanças e permanências. *Revista Brasileira de Estudos de População*, v. 37, 2020.

SOARES, S. Discriminação de gênero e de raça no mercado de trabalho. *Mercado de Trabalho: Conjuntura e Análise*: n. 13, jun. 2000.

SORJ, Bila; FONTES, Adriana; MACHADO, Danielle Carusi. Políticas e práticas de conciliação entre família e trabalho no Brasil. *Cadernos de pesquisa*, v. 37, n. 132, p. 573-594, 2007.

SOUZA, Laetícia Rodrigues de; RIOS-NETO, Eduardo Luiz Gonçalves; QUEIROZ, Bernardo Lanza. A relação entre parturição e trabalho feminino no Brasil. *Revista Brasileira de estudos populacionais*. São Paulo, v. 28, n. 1, p. 57-79, June 2011.

SOUZA, Paola Faria Lucas de. Efeitos da Maternidade e do Casamento sobre o Diferencial de Salários entre Gêneros no Brasil para o Ano de 2014. Tese de Doutorado – Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2016.

SPENCE, Michael. *Job market signaling*. In: *Uncertainty in Economics*. 1978. p. 281-306.

ULYSSEA, Gabriel. Informalidade no mercado de trabalho brasileiro: uma resenha da literatura. *Brazilian Journal of Political Economy*, v. 26, n. 4, p. 596-618, 2006.

VAN DE KAA, Dirk J. Europe's second demographic transition. *Population bulletin*, v. 42, n. 1, p. 1-59, 1987.

VILLANUEVA, Aida; LIN, Ken-Hou. Motherhood Wage Penalties and the Informal Sector in Latin America. *Annual Meeting of the Population Association of America*. Disponível em: <https://paa.confex.com/paa/2016/meetingapp.cgi/Paper/7930>. Washington, DC, 2016, Acesso em 12 nov. 2018.

WAJNMAN, Simone. Relações familiares e diferenciais de rendimentos por sexo no Brasil. *População e desenvolvimento em debate: contribuições da Associação Brasileira de Estudos Populacionais*. Belo Horizonte: ABEP, p. 187-192, 2012.

———. “Quantidade” e “qualidade” da participação das mulheres na força de trabalho brasileira. *Até onde caminhou a revolução de gênero no Brasil?* Belo Horizonte: ABEP, p. 45-58, 2016.

———; QUEIROZ, B.; LIBERATO, V. O crescimento da atividade feminina nos anos noventa no Brasil. *Encontro Nacional de Estudos Populacionais*, v. 11, p. 2.429-54, 1998.

WALDFOGEL, Jane. The effect of children on women's wages. *American sociological review*, p. 209-217, 1997.

———. The family gap for young women in the United States and Britain: can maternity leave make a difference?. *Journal of labor economics*, v. 16, n. 3, p. 505-545, 1998.

WOOLLEY, Frances. The feminist challenge to neoclassical economics. *Cambridge Journal of Economics*, v. 17, n. 4, p. 485-500, 1993a.

———. *A Cournot–Nash Model of Family Decision Making*. Carleton University, Department of Economics, 1993b.

YANG, Yang; FU, Wenjiang J.; LAND, Kenneth C. A methodological comparison of age-period-cohort models: the intrinsic estimator and conventional generalized linear models. *Sociological methodology*, v. 34, n. 1, p. 75-110, 2004.

APÊNDICE A – FUNÇÃO DE INFLUÊNCIA (IF) E FUNÇÃO DE INFLUÊNCIA RECENTRADA (RIF)

Apresenta-se a seguir a concepção de Função de Influência (IF), conforme exposição realizada por Rios-Avila (2020)¹⁷. A IF pode ser entendida como uma medida de robustez, ao representar a influência de uma observação individual sobre estatística distribucional de interesse. Considerando-se uma variável regressanda Y – no contexto deste trabalho, o rendimento/hora – e sua Função Distribuição Acumulada, $F_Y(\cdot)$, tem-se que as informações necessárias para a análise da distribuição podem ser resumidas em $F_Y = \{y, F_Y(y)\} | y \in \mathbb{R}$, em que y é uma dada observação de Y . Qualquer estatística distribucional, como por exemplo Q_τ , pode ser obtida a partir dos vetores Y e F_Y .

A fim de mensurar o impacto de uma mudança na distribuição F_Y para uma distribuição contrafactual G_Y sobre a estatística distribucional de interesse, deve-se adicionalmente considerar um funcional $v(\cdot)$, que realiza a estimação dessa estatística a partir das informações contidas em Y e F_Y . Assim, tem-se

$$\Delta v = v(G_Y) - v(F_Y) \quad (A.1)$$

em que Δv representa a mudança na estatística de interesse. Esta, por sua vez, pode ser reescrita como uma taxa padronizada pela mudança ocorrida de F_Y para G_Y , como mostrado em (A.2).

$$\Delta^s v = \frac{\Delta v}{\Delta(G_Y - F_Y)} = \frac{v(G_Y) - v(F_Y)}{\Delta(G_Y - F_Y)} \quad (A.2)$$

A mensuração da taxa padronizada $\Delta^s v$ pode ser extrapolada para mudanças infinitesimais de F_Y para G_Y , que sintetiza o próprio conceito de IF. Considerando-se, por exemplo, a adição de uma observação à amostra cujo valor do rendimento/hora é y_i , sua Função Distribuição Acumulada $H_{y_i}(y)$ terá apenas um elemento. Dessa forma, tem-se que $H_{y_i}(y) = 0 \forall y < y_i$ e $H_{y_i}(y) = 1 \forall y \geq y_i$; ou seja, a distribuição H_{y_i}

¹⁷ Rios-Avila (2020) apresenta um pacote desenvolvido para o software estatístico *STATA* que permite fácil implementação de regressões e decomposições RIF. O autor realiza uma exposição detalhada e intuitiva do conceito de IF, bem como dos modelos de Firpo, Fortin e Lemieux (2009,2018). Por essa razão, optou-se por replicar as demonstrações desenvolvidas em seu trabalho.

coloca massa apenas em y_i . Com isso, a distribuição G_Y pode ser reescrita em termos de H_{y_i} , segundo a equação (A.3).

$$G_Y = (1 - \varepsilon)F_Y + \varepsilon H_{y_i} \quad (A.3)$$

O termo ε possui papel análogo a $[\Delta(G_Y - F_Y)]$, sendo uma medida de mensuração da mudança de F_Y para G_Y . A partir de (14) finalmente é possível obter a IF, conforme (A.4):

$$IF\{y_i, v(F_Y)\} = \lim_{\varepsilon \rightarrow 0} \frac{v\{(1 - \varepsilon)F_Y + \varepsilon H_{y_i}\} - v(F_Y)}{\varepsilon} = \frac{\partial v(F_Y \rightarrow H_{y_i})}{\partial \varepsilon} \quad (A.4)$$

Uma vez definida a IF, Firpo, Fortin e Lemieux (2009) introduzem o conceito de Função de Influência Recentrada (RIF), que consiste na adição de IF à estatística distribucional de interesse:

$$RIF\{y_i, v(F_Y)\} = v(F_Y) + IF\{y_i, v(F_Y)\} \quad (A.5)$$

No contexto dos quantis, a IF e a RIF são definidas, respectivamente, pelas equações A.6 e A.7,

$$IF\{Y, Q_\tau\} = \frac{(\tau - \mathbb{1}\{Y \leq Q_\tau\})}{f_y(Q_\tau)} \quad (A.6)$$

$$RIF\{y_i, v(F_Y)\} = Q_\tau + \frac{(\tau - \mathbb{1}\{y_i \leq Q_\tau\})}{f_y(Q_\tau)} = c_{1,\tau} \cdot \mathbb{1}\{y_i > Q_\tau\} + c_{2,\tau} \quad (A.7)$$

em que $\mathbb{1}\{\cdot\}$ é uma função indicadora da relação entre a observação y_i e o quantil Q_τ ; $f_y(\cdot)$ é a densidade marginal de Y ; e $c_{1,\tau}$ e $c_{2,\tau}$ são constantes, de modo que $c_{1,\tau} = 1/f_y(Q_\tau)$ e $c_{2,\tau} = Q_\tau - c_{1,\tau} \cdot (1 - \tau)$.

APÊNDICE B – TAMANHO DAS AMOSTRAS E ESTIMATIVAS DOS MODELOS IDADE-PERÍODO-COORTE (IPC)

Tabela A. 1. Tamanho da amostra de mães com idade entre 25 e 48 anos, para o rendimento/hora – Brasil, 1992 a 2015

I X P	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
25	549	523	574	624	579	627	629	602	676	749	832	769	899	907	891	854	788	788	728	668	652	654	633	572
26	622	606	643	679	620	602	683	658	764	869	871	847	901	1015	1028	961	935	923	820	717	754	718	710	576
27	695	668	721	773	628	762	711	722	797	871	951	942	960	992	1041	1035	1003	1023	910	796	882	783	755	659
28	758	753	752	750	750	797	753	759	854	949	983	1008	1058	1086	1083	1058	1099	1171	1016	860	911	916	902	834
29	812	793	829	865	796	816	810	817	924	1031	1035	1040	1097	1198	1163	1142	1156	1243	1167	1090	1027	971	984	822
30	872	858	910	962	873	958	910	959	1012	1064	1131	1109	1194	1207	1272	1291	1241	1341	1221	1101	1149	1161	1036	1019
31	781	832	890	947	914	978	894	930	1038	1146	1094	1176	1220	1147	1206	1324	1211	1273	1221	1168	1210	1100	1135	1004
32	922	869	973	1076	989	1013	1009	1028	1104	1179	1235	1115	1332	1270	1331	1320	1300	1399	1308	1217	1299	1257	1324	1182
33	886	933	963	993	1037	1081	1072	1055	1112	1169	1265	1270	1234	1338	1322	1356	1306	1389	1322	1255	1309	1333	1417	1225
34	849	894	910	926	964	1098	1064	1132	1170	1208	1226	1245	1336	1299	1398	1314	1386	1389	1298	1206	1280	1258	1386	1260
35	856	899	976	1052	959	1050	1131	1126	1184	1242	1286	1326	1388	1444	1429	1410	1344	1433	1343	1253	1277	1438	1409	1391
36	858	946	975	1004	999	971	1056	1073	1203	1333	1289	1240	1381	1383	1485	1322	1382	1427	1336	1244	1301	1269	1385	1317
37	824	890	969	1048	992	1119	1045	1137	1199	1261	1343	1274	1308	1442	1453	1346	1390	1433	1297	1161	1267	1294	1247	1365
38	810	959	981	1002	995	1009	1105	999	1146	1292	1418	1326	1463	1438	1498	1389	1411	1401	1312	1222	1299	1346	1359	1262
39	834	841	922	1003	975	1070	1045	1087	1151	1215	1313	1343	1464	1456	1397	1319	1443	1434	1327	1220	1273	1293	1335	1246
40	845	815	896	977	958	1069	1094	1078	1109	1139	1427	1335	1484	1496	1519	1408	1491	1559	1375	1190	1440	1395	1334	1367
41	763	694	789	883	912	915	974	942	1073	1203	1176	1265	1336	1311	1388	1386	1315	1345	1271	1196	1191	1226	1291	1163
42	763	703	777	851	893	982	954	950	1042	1134	1250	1214	1329	1375	1519	1450	1472	1418	1321	1223	1307	1279	1379	1307
43	639	729	787	845	814	859	898	965	1044	1123	1162	1206	1177	1283	1368	1335	1331	1434	1322	1209	1221	1263	1250	1364
44	612	643	698	752	744	825	873	900	969	1038	1110	1113	1210	1215	1268	1351	1365	1318	1225	1132	1206	1200	1191	1131
45	587	575	663	750	774	788	792	903	941	979	1111	1086	1142	1264	1188	1278	1323	1314	1235	1156	1185	1260	1288	1259
46	490	562	596	629	700	651	705	740	810	879	964	949	1160	1151	1249	1184	1232	1264	1219	1173	1169	1113	1155	1193
47	453	479	551	622	613	730	677	730	832	933	946	988	962	1082	1128	1141	1101	1160	1128	1096	1190	1087	1155	1119
48	439	448	515	582	578	614	623	682	749	815	880	964	967	999	1075	1025	1134	1125	1071	1016	1196	1048	1133	1064

Fonte: Microdados da PNAD 1992 a 2015 (IBGE).

Tabela A. 2. Tamanho da amostra de não mães com idade entre 25 a 48 anos, para rendimento/hora – Brasil, 1992 a 2015

I X P	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
25	584	617	653	689	632	694	684	708	758	808	804	819	894	987	1012	1028	1061	1014	986	958	871	925	891	796
26	555	546	543	539	583	550	579	638	664	689	704	752	802	876	951	914	983	895	878	861	899	810	847	758
27	492	497	521	545	505	547	507	563	577	591	676	682	704	764	800	882	856	902	826	750	807	776	816	760
28	479	469	484	499	468	443	499	490	522	554	628	581	625	646	739	718	778	842	795	748	745	733	769	678
29	388	369	397	424	377	437	422	449	455	461	498	507	532	628	595	623	674	728	718	707	688	624	631	650
30	329	345	365	384	410	407	365	391	424	456	470	522	526	528	560	579	599	673	655	636	736	712	628	607
31	274	269	291	312	330	343	359	346	352	357	399	428	459	407	467	478	496	527	560	593	548	529	586	519
32	286	259	289	318	331	338	283	345	346	347	390	377	433	433	443	430	423	457	468	479	507	543	588	526
33	216	226	254	282	276	293	279	288	306	323	315	310	357	378	381	382	363	426	439	452	440	455	494	477
34	224	200	226	251	267	256	237	282	280	277	323	329	323	288	326	399	346	362	384	405	370	388	458	443
35	209	217	232	246	201	226	227	249	255	260	288	278	292	308	318	296	351	351	331	310	370	361	404	452
36	161	169	178	186	216	193	239	243	241	239	234	238	281	290	293	293	306	284	307	329	310	332	365	343
37	156	163	175	186	192	175	168	201	215	228	230	228	221	238	228	264	268	268	276	284	274	285	298	308
38	149	146	173	199	185	180	183	182	207	232	246	221	221	254	239	240	250	222	268	313	240	277	276	285
39	117	144	145	145	165	170	171	213	207	200	200	218	216	216	216	218	228	229	226	223	244	267	218	225
40	128	108	137	165	151	152	156	192	193	194	221	214	230	222	234	242	233	271	257	242	257	249	279	275
41	109	116	118	119	123	151	131	160	155	150	175	187	190	197	204	204	209	206	212	217	215	215	240	234
42	110	97	103	108	108	133	138	157	161	164	173	164	186	175	177	205	201	188	202	215	209	199	221	220
43	97	108	114	119	115	120	121	119	140	161	154	182	153	188	192	201	193	200	201	201	188	220	189	202
44	105	93	96	99	137	110	117	122	122	122	150	155	153	162	184	188	189	211	203	195	177	171	209	183
45	71	92	95	97	88	123	111	103	123	142	137	135	146	161	127	178	166	170	177	184	186	196	203	201
46	71	79	91	102	83	92	114	125	123	121	122	109	137	143	155	138	166	161	174	186	177	162	184	186
47	64	74	76	77	101	100	88	86	95	103	119	131	122	132	139	166	158	157	171	185	178	170	181	184
48	62	62	68	74	79	80	106	91	88	84	113	135	124	115	155	142	149	156	162	168	178	192	184	166

Fonte: Microdados da PNAD 1992 a 2015 (IBGE).

Tabela A. 3. Tamanho da amostra de mães com idade entre 25 a 48 anos, para taxa de participação – Brasil, 1992 a 2015

I X P	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
25	1472	1414	1447	1480	1362	1491	1492	1480	1623	1766	1771	1815	1851	1866	1844	1744	1591	1621	1484	1346	1312	1300	1227	1133
26	1558	1480	1544	1608	1515	1491	1594	1542	1709	1875	1816	1863	1877	1951	1957	1879	1768	1808	1642	1475	1440	1352	1343	1157
27	1613	1589	1652	1715	1485	1704	1504	1672	1789	1906	1968	1917	1934	1932	1961	2005	1862	1901	1719	1537	1604	1475	1437	1316
28	1797	1766	1715	1664	1692	1764	1669	1628	1809	1990	2024	2029	2024	2069	2053	2007	1939	2066	1855	1644	1603	1581	1627	1561
29	1752	1767	1806	1845	1653	1797	1722	1776	1922	2068	2032	2050	2034	2180	2118	2040	2011	2123	1997	1870	1784	1649	1692	1520
30	1865	1922	1926	1930	1883	1933	1865	1879	1979	2079	2149	2107	2196	2204	2252	2241	2090	2258	2095	1932	2011	1957	1712	1754
31	1702	1753	1805	1856	1852	1956	1828	1886	2023	2160	2016	2157	2146	2069	2139	2163	2008	2121	2056	1991	1996	1919	1809	1686
32	1846	1740	1882	2023	1961	2003	1961	1944	2091	2238	2244	2073	2282	2230	2252	2178	2106	2249	2155	2061	2136	2035	2146	1886
33	1788	1844	1846	1847	1978	2087	2019	2002	2086	2169	2254	2248	2163	2251	2173	2206	2166	2201	2104	2006	2067	2148	2156	2007
34	1693	1739	1759	1778	1844	1970	2020	2052	2137	2221	2193	2268	2242	2268	2359	2164	2238	2258	2132	2005	2020	2006	2142	2047
35	1647	1716	1826	1935	1827	1927	2028	2046	2147	2248	2253	2270	2302	2339	2310	2231	2118	2270	2126	1981	2051	2273	2155	2213
36	1661	1792	1807	1822	1828	1865	1911	2017	2157	2296	2248	2134	2279	2239	2436	2200	2189	2203	2087	1971	2012	1986	2131	2029
37	1608	1657	1761	1865	1815	2041	1865	1995	2111	2226	2260	2161	2184	2328	2302	2245	2165	2273	2096	1919	1966	2048	1922	2088
38	1582	1738	1755	1772	1789	1813	1983	1866	2047	2228	2359	2231	2395	2271	2363	2244	2213	2175	2081	1986	1985	2035	2020	2020
39	1569	1618	1703	1788	1812	1907	1787	1913	2004	2095	2224	2295	2343	2348	2322	2161	2235	2264	2099	1933	1983	1991	2015	1983
40	1623	1499	1616	1733	1782	1929	1925	1891	1994	2096	2379	2278	2441	2430	2440	2260	2332	2355	2160	1965	2222	2132	2061	2172
41	1396	1392	1482	1572	1659	1662	1747	1748	1930	2111	2024	2118	2155	2241	2230	2176	2105	2103	2037	1971	1872	1931	2058	1874
42	1448	1380	1440	1500	1633	1782	1721	1754	1870	1986	2193	2044	2176	2236	2435	2310	2284	2214	2115	2016	2043	1980	2083	1985
43	1257	1405	1462	1519	1511	1615	1639	1784	1897	2009	2007	2104	2009	2133	2237	2188	2212	2227	2067	1907	1918	1987	1966	2079
44	1253	1250	1318	1386	1442	1574	1617	1671	1764	1857	1977	1945	2003	2003	2075	2234	2143	2111	2002	1892	1908	1957	1881	1813
45	1254	1232	1323	1413	1481	1495	1560	1639	1713	1786	1921	1934	1989	2188	2021	2160	2125	2176	2045	1914	1903	2005	1976	2038
46	1062	1134	1207	1279	1450	1325	1464	1474	1581	1688	1806	1713	2008	1960	2082	1975	2012	2061	1986	1911	1915	1801	1894	1914
47	1023	1045	1148	1251	1239	1490	1443	1398	1600	1802	1774	1827	1753	1938	1944	2020	1876	1985	1949	1913	1912	1854	1802	1836
48	1001	1076	1144	1211	1293	1289	1356	1428	1524	1619	1730	1779	1815	1844	1901	1844	2033	1911	1860	1809	1951	1783	1877	1800

Fonte: Microdados da PNAD 1992 a 2015 (IBGE).

Tabela A. 4. Tamanho da amostra de não mães com idade entre 25 a 48 anos, para taxa de participação – Brasil, 1992 a 2015

I X P	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
25	839	929	981	1032	948	1047	1011	1078	1127	1176	1211	1263	1337	1470	1542	1488	1538	1429	1420	1411	1294	1337	1282	1244
26	828	808	796	784	859	869	867	921	969	1017	1041	1101	1108	1217	1324	1319	1381	1315	1270	1225	1240	1168	1205	1102
27	721	709	748	787	710	792	734	813	836	858	959	986	1004	1043	1105	1229	1177	1300	1185	1070	1131	1085	1116	1075
28	676	675	693	711	677	644	727	708	763	817	867	839	895	905	1006	983	1057	1131	1084	1037	1001	1041	1027	971
29	550	537	566	595	546	618	601	661	662	663	742	678	713	847	817	852	912	999	988	977	953	846	847	914
30	472	505	529	553	570	570	564	586	612	638	673	714	731	723	753	813	804	919	903	887	991	986	847	859
31	376	404	419	434	461	485	488	493	512	531	552	600	605	585	628	676	672	711	767	823	721	759	790	724
32	420	363	400	436	487	466	417	483	491	498	555	524	577	565	574	614	582	644	664	684	711	744	786	719
33	312	336	363	390	381	404	400	409	435	461	445	456	484	528	520	522	503	569	603	636	627	656	665	660
34	291	291	315	339	369	357	366	404	408	411	465	437	461	410	458	521	512	493	524	555	521	554	615	622
35	300	298	314	329	262	327	333	364	364	364	404	399	404	420	422	429	473	456	457	457	489	525	539	620
36	223	242	263	283	307	289	331	348	347	346	351	369	369	402	415	413	421	408	449	490	433	451	489	481
37	222	224	248	272	277	271	269	298	313	327	333	318	310	347	323	387	348	381	404	426	389	426	418	424
38	209	196	230	263	265	272	258	268	303	337	342	337	325	356	323	360	376	337	398	458	363	397	391	400
39	182	201	205	208	235	238	255	304	294	284	286	326	282	297	325	329	324	325	345	365	338	366	338	334
40	199	160	192	224	218	215	231	267	285	303	315	311	338	310	326	332	357	378	374	370	380	376	400	402
41	163	181	175	169	198	227	193	228	227	225	246	270	287	277	292	308	311	300	323	345	330	313	315	338
42	157	158	158	157	164	193	203	217	232	247	243	251	275	272	273	290	301	295	318	340	324	312	335	316
43	148	160	166	171	163	180	188	183	208	232	227	279	219	271	287	289	296	295	313	331	296	330	286	288
44	144	147	151	155	204	166	182	196	187	178	230	227	226	235	281	266	290	311	308	304	263	275	314	283
45	111	149	154	159	138	176	174	175	194	213	219	215	216	247	198	273	256	276	295	314	274	285	299	297
46	114	123	137	151	153	140	176	195	187	178	192	177	232	226	220	213	255	240	270	300	278	262	272	278
47	110	108	126	143	170	173	136	141	160	178	178	207	203	213	199	233	246	254	274	293	289	267	271	274
48	109	122	123	123	137	140	188	165	168	170	199	201	201	200	243	226	242	223	247	271	281	296	273	260

Fonte: Microdados da PNAD 1992 a 2015 (IBGE).

Tabela A. 5. Estatísticas de teste (t) da diferença de médias entre mães e não mães, por grupos etários, para o rendimento/hora, horas trabalhadas por semana, anos de estudo, taxa de participação, taxa de informalidade e proporção de mulheres com cônjuge no domicílio – Brasil, 1992 a 2015

Idade	Variáveis					
	Rendimento/hora	Horas trabalhadas por semana	Anos de estudo	Taxa de Participação	Taxa de Informalidade	Proporção com cônjuge
25-27	-3,421	-7,842	-5,048	-10,257	6,362	25,797
28-30	-3,043	-9,285	-5,051	-9,306	7,764	23,266
31-33	-2,799	-9,946	-4,958	-8,150	8,787	20,721
34-36	-2,724	-9,576	-4,816	-7,073	9,801	20,888
37-39	-2,666	-8,759	-4,500	-6,100	11,167	22,539
40-42	-2,519	-8,133	-4,001	-5,024	11,283	22,933
43-45	-2,443	-7,462	-3,647	-4,141	10,744	22,582
46-48	-2,435	-5,172	-3,479	-3,385	9,694	22,210

Fonte: Microdados da PNAD 1992 a 2015 (IBGE).

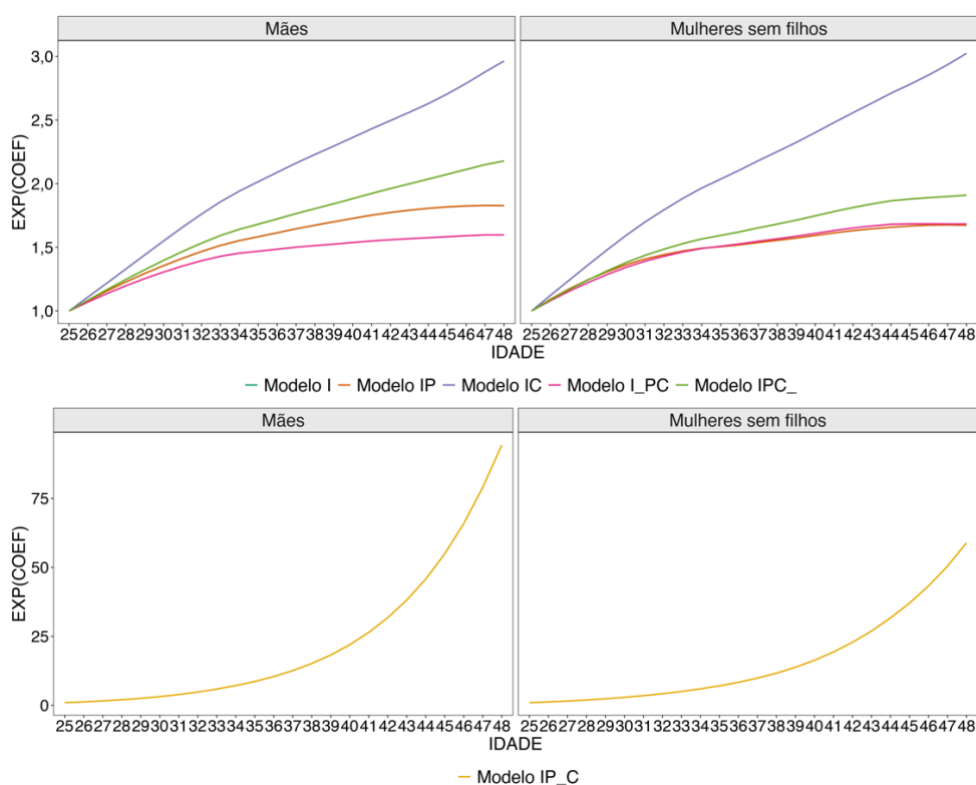
Notas: As estatísticas em itálico são significativas ao nível de 5%, e as demais, ao nível de 1%.

Hipóteses testadas:

H_0 : média para mulheres sem filhos no domicílio = média para mulheres com filho no domicílio

H_a : média para mulheres sem filhos no domicílio \neq média para mulheres com filho no domicílio

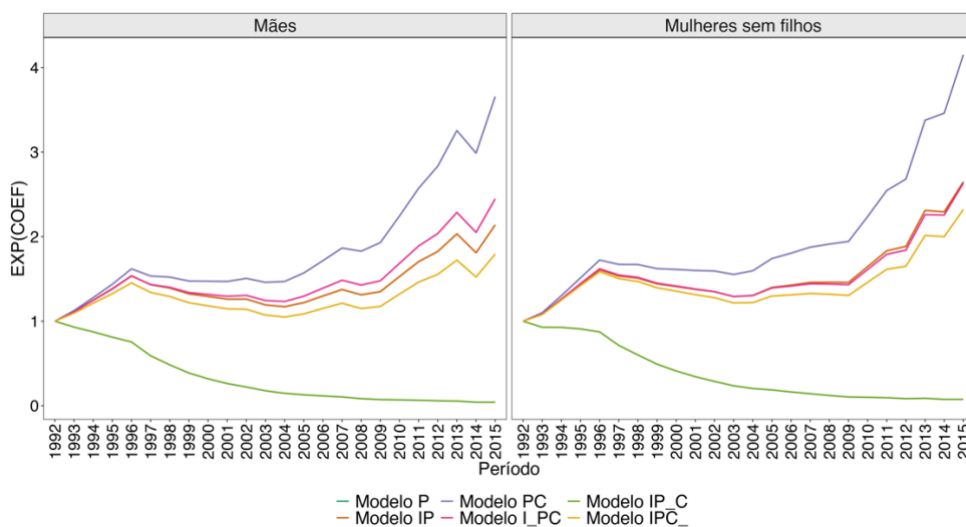
Figura A. 1. Coeficientes do efeito de idade para o rendimento/hora de mães e não mães com idade entre 25 e 48 anos – Brasil, 1992 a 2015



Fonte: Microdados da PNAD 1992 a 2015 (IBGE).

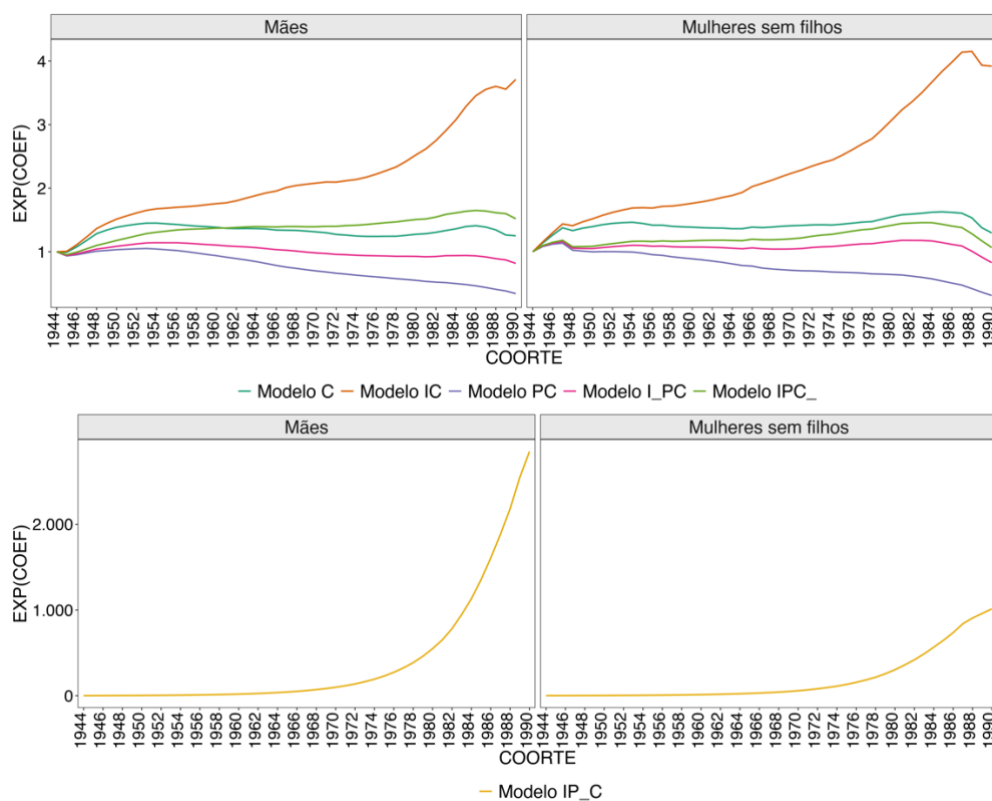
Nota: Modelo I_PC mostrado a parte devido à diferença de escala em relação aos demais.

Figura A. 2. Coeficientes do efeito de período para o rendimento/hora de mães e não mães com idade entre 25 e 48 anos – Brasil, 1992 a 2015



Fonte: Microdados da PNAD 1992 a 2015 (IBGE).

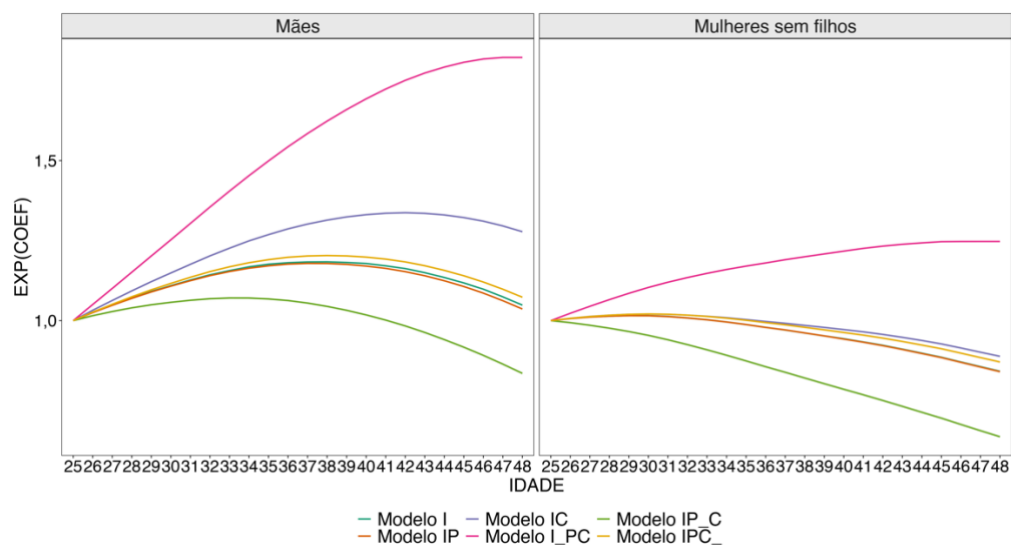
Figura A. 3. Coeficientes do efeito de coorte para o rendimento/hora de mães e não mães com idade entre 25 e 48 anos – Brasil, 1992 a 2015



Fonte: Microdados da PNAD 1992 a 2015 (IBGE).

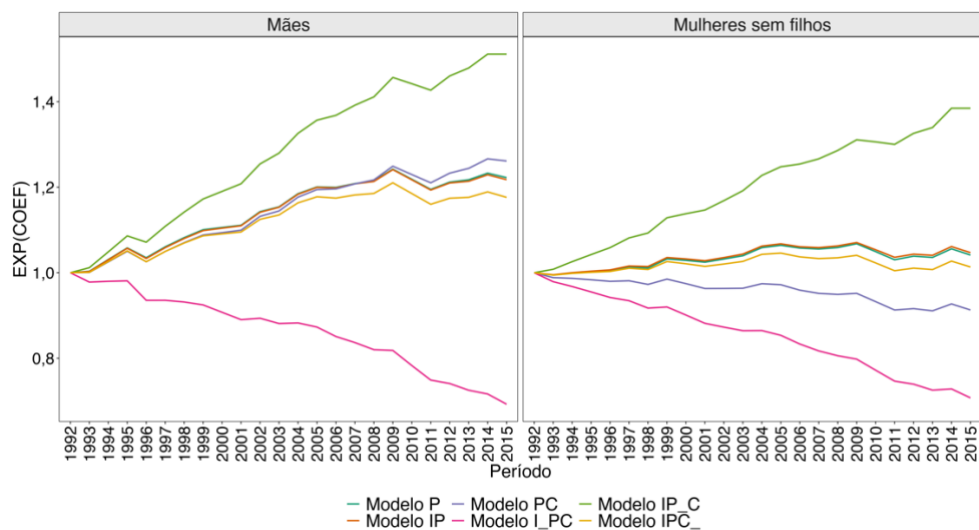
Nota: Modelo I_PC mostrado a parte devido à diferença de escala em relação aos demais.

Figura A.4. Coeficientes do efeito de idade para a taxa de participação de mães e não mães com idade entre 25 e 48 anos – Brasil, 1992 a 2015



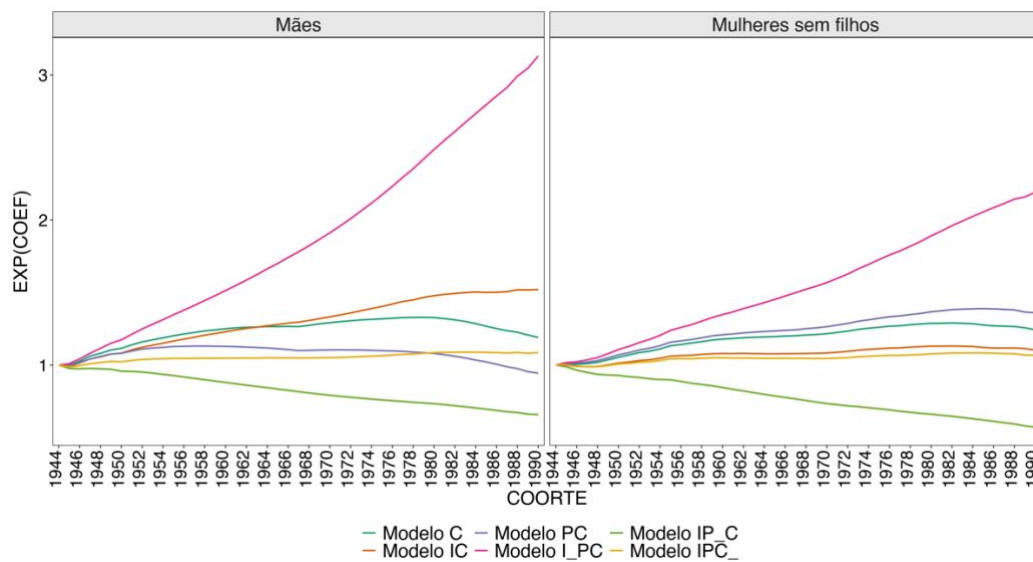
Fonte: Microdados da PNAD 1992 a 2015 (IBGE).

Figura A. 5. Coeficientes do efeito de período para a taxa de mães e não mães com idade entre 25 e 48 anos – Brasil, 1992 a 2015



Fonte: Microdados da PNAD 1992 a 2015 (IBGE).

Figura A. 6. Coeficientes do efeito de coorte para a taxa de participação de mães e não mães com idade entre 25 e 48 anos – Brasil, 1992 a 2015



Fonte: Microdados da PNAD 1992 a 2015 (IBGE).

APÊNDICE C – TAMANHO DAS AMOSTRAS E ESTIMATIVAS DOS MODELOS DE REGRESSÃO E DECOMPOSIÇÃO QUANTÍLICA

Tabela A. 6. Tamanho das amostras de mães e não mães com idade entre 25 e 34 anos e entre 35 e 44 anos para estimação dos modelos de regressão e decomposição – Brasil, 2015

Quantil	25 a 34 anos		35 e 44 anos	
	Mães	Não mães	Mães	Não mães
1º	621	158	706	77
2º	604	211	834	114
3º	607	295	728	113
4º	382	197	1086	167
5º	769	396	386	76
6º	241	139	352	53
7º	650	349	692	125
8º	818	407	957	145
9º	61	22	374	53
10º	455	304	1022	202
11º	533	354	360	75
12º	451	280	570	124
13º	488	408	831	170
14º	344	227	506	132
15º	396	359	561	151
16º	391	377	650	183
17º	374	408	560	161
18º	358	417	669	200
19º	310	453	510	183
20º	300	453	558	223
Total	9.153	6.214	12.912	2.727

Tabela A. 7. Regressões RIF para o logaritmo do rendimento/hora médio de mães e não mães com idade entre 25 e 34 anos e entre 35 e 44 anos, com e sem reponderação – Brasil, 2015

Variáveis	Modelos sem reponderação		Modelos com reponderação	
	25 a 34 anos	35 a 44 anos	25 a 34 anos	35 a 44 anos
Tem filho	-0.0827*** (0.0133)	-0.0623*** (0.0176)	-0.0859*** (0.0175)	-0.0647*** (0.0200)
Idade	0.0176* (0.00960)	0.0193*** (0.00653)	0.0228 (0.0159)	0.0135 (0.0135)
Idade ao quadrado	-0.000547 (0.000788)	-0.00185** (0.000815)	-0.000151 (0.00127)	-0.00155 (0.00171)
Ensino Fundamental	-0.106* (0.0581)	0.0332 (0.0438)	-0.105 (0.0939)	-0.0384 (0.136)
Ensino Médio	0.0877 (0.0567)	0.239*** (0.0440)	0.0344 (0.0889)	0.158 (0.140)
Ensino Superior	0.680*** (0.0576)	0.940*** (0.0458)	0.659*** (0.0907)	0.843*** (0.148)
Cônjuge no domicílio	0.0653*** (0.0118)	0.0326*** (0.0123)	0.0908*** (0.0224)	0.0189 (0.0238)
Negras	-0.0973*** (0.0127)	-0.123*** (0.0127)	-0.126*** (0.0263)	-0.0577** (0.0224)
Horas Afazeres	-0.00305*** (0.000528)	-0.00270*** (0.000568)	-0.00195 (0.00170)	-0.00333*** (0.00105)
Sul	-0.0381** (0.0160)	-0.0318* (0.0173)	-0.0465* (0.0239)	-0.0680* (0.0370)
Nordeste	-0.323*** (0.0152)	-0.359*** (0.0156)	-0.301*** (0.0306)	-0.392*** (0.0304)
Norte	-0.208*** (0.0183)	-0.205*** (0.0191)	-0.130*** (0.0356)	-0.261*** (0.0386)
Centro-Oeste	-0.0200 (0.0211)	-0.000245 (0.0206)	0.0377 (0.0484)	-0.0191 (0.0364)
Empregadas s/ carteira	-0.0982*** (0.0171)	-0.0606*** (0.0203)	-0.0184 (0.0424)	-0.0428 (0.0337)
Militares e estatutárias	0.294*** (0.0231)	0.258*** (0.0199)	0.278*** (0.0283)	0.346*** (0.0461)
Domésticas c/ carteira	-0.0103 (0.0304)	-0.0239 (0.0191)	-0.0245 (0.0353)	-0.0711* (0.0396)
Domésticas s/ carteira	-0.127*** (0.0227)	-0.0476** (0.0194)	-0.199*** (0.0460)	-0.0866** (0.0402)
Autônomas	0.0315 (0.0202)	0.0316 (0.0193)	-0.0415 (0.0371)	0.0130 (0.0389)
Empregadoras	0.486*** (0.0613)	0.509*** (0.0512)	0.452*** (0.0634)	0.407*** (0.0790)
Constante	1.700*** (0.318)	1.416*** (0.246)	1.542*** (0.528)	1.728*** (0.495)
RIF Médio	2.2362	2.2855	2.2215	2.2432

Fonte: Microdados da PNAD 2015 (IBGE).

Nota: Níveis de significância estatística: *** $p \leq 0,01$, ** $p \leq 0,05$, * $p \leq 0,1$. Erros padrão do tipo *bootstrap* foram utilizados em todo o procedimento (1000 replicações) para o cálculo do p-valor.

Tabela A. 8. Regressão RIF da relação entre o logaritmo do rendimento/hora e maternidade, para mulheres de 25 a 34 anos, nos quantis p5 a p35, sem reponderação – Brasil, 2015

Variável	Quantil						
	p5	p10	p15	p20	p25	p30	p35
Tem filho	-0.122*** (0.0359)	-0.0450*** (0.0133)	-0.0159 (0.0132)	0.0155 (0.0175)	0.00799 (0.0145)	-0.0468** (0.0205)	-0.0337** (0.0152)
Idade	0.0225 (0.0239)	0.00525 (0.00901)	-0.00296 (0.00761)	0.00290 (0.00755)	-0.000287 (0.00733)	-0.000215 (0.00770)	0.00131 (0.00792)
Idade ao quadrado	0.000451 (0.00197)	-0.000370 (0.000751)	-0.000658 (0.000638)	-0.000191 (0.000634)	-0.000525 (0.000623)	-0.000812 (0.000655)	-0.000834 (0.000668)
Ensino Fundamental	-0.0444 (0.233)	0.00325 (0.0809)	-0.0170 (0.0605)	-0.0737 (0.0533)	-0.0771 (0.0489)	-0.0376 (0.0493)	-0.0655 (0.0498)
Ensino Médio	0.424* (0.231)	0.212*** (0.0798)	0.118** (0.0596)	0.0745 (0.0517)	0.0631 (0.0482)	0.0951* (0.0489)	0.0881* (0.0491)
Ensino Superior	0.508** (0.232)	0.320*** (0.0799)	0.282*** (0.0602)	0.293*** (0.0525)	0.326*** (0.0488)	0.422*** (0.0506)	0.486*** (0.0498)
Cônjuge no domicílio	0.0552* (0.0307)	0.0379*** (0.0116)	0.0256*** (0.00946)	0.0271*** (0.00914)	0.0335*** (0.00911)	0.0361*** (0.00958)	0.0387*** (0.00986)
Negras	-0.0513 (0.0322)	-0.0139 (0.0115)	-0.0241** (0.0101)	-0.0291*** (0.0103)	-0.0444*** (0.0107)	-0.0588*** (0.0111)	-0.0614*** (0.0111)
Horas Afazeres	-0.00672*** (0.00167)	-0.00217*** (0.000570)	-0.00116*** (0.000429)	-0.000717* (0.000433)	-0.000709* (0.000391)	-0.000726* (0.000426)	-0.000598 (0.000421)
Sul	0.111*** (0.0260)	0.0280** (0.0125)	0.0399*** (0.0110)	0.0608*** (0.0115)	0.0630*** (0.0118)	0.0712*** (0.0132)	0.0843*** (0.0137)
Nordeste	-0.488*** (0.0462)	-0.271*** (0.0184)	-0.255*** (0.0148)	-0.319*** (0.0201)	-0.302*** (0.0141)	-0.334*** (0.0170)	-0.316*** (0.0149)
Norte	-0.0906 (0.0623)	-0.162*** (0.0222)	-0.152*** (0.0185)	-0.182*** (0.0190)	-0.171*** (0.0161)	-0.194*** (0.0167)	-0.189*** (0.0169)
Centro-Oeste	0.0810** (0.0367)	0.0285* (0.0151)	0.00391 (0.0136)	-0.0153 (0.0148)	-0.0133 (0.0148)	-0.0189 (0.0159)	-0.0190 (0.0169)
Empregadas s/ carteira	-0.400*** (0.0485)	-0.270*** (0.0222)	-0.161*** (0.0173)	-0.144*** (0.0212)	-0.0855*** (0.0152)	-0.0821*** (0.0161)	-0.0752*** (0.0167)
Militares e estatutárias	-0.0598*** (0.0144)	-0.0103 (0.00779)	0.0586*** (0.00816)	0.0843*** (0.0170)	0.119*** (0.0114)	0.103*** (0.0170)	0.131*** (0.0156)
Domésticas c/ carteira	0.193*** (0.0495)	0.0418 (0.0301)	-0.0102 (0.0299)	-0.0610 (0.0384)	-0.0223 (0.0298)	-0.124*** (0.0371)	-0.104*** (0.0319)
Domésticas s/ carteira	-1.182*** (0.114)	-0.671*** (0.0466)	-0.375*** (0.0311)	-0.286*** (0.0343)	-0.190*** (0.0218)	-0.117*** (0.0234)	-0.0755*** (0.0212)
Autônomas	-0.808*** (0.0845)	-0.444*** (0.0308)	-0.237*** (0.0194)	-0.157*** (0.0283)	-0.0724*** (0.0154)	-0.00579 (0.0182)	0.0223 (0.0157)
Empregadoras	-0.0687* (0.0381)	-0.0976*** (0.0308)	-0.0385 (0.0285)	0.00462 (0.0344)	0.0515* (0.0298)	0.108*** (0.0330)	0.152*** (0.0336)
Constante	0.794 (0.824)	1.482*** (0.304)	1.804*** (0.257)	1.641*** (0.256)	1.818*** (0.251)	1.851*** (0.263)	1.826*** (0.268)
RIF Médio	1.2956	1.5571	1.6631	1.6989	1.7984	1.8396	1.8995

Fonte: Microdados da PNAD 2015 (IBGE).

Nota: Níveis de significância estatística: *** $p \leq 0,01$, ** $p \leq 0,05$, * $p \leq 0,1$. Erros padrão do tipo *bootstrap* foram utilizados em todo o procedimento (1000 replicações) para o cálculo do p-valor.

Tabela A. 9. Regressão RIF da relação entre o logaritmo do rendimento/hora e maternidade, para mulheres de 25 a 34 anos, nos quantis p40 a p70, sem reponderação – Brasil, 2015

Variável	Quantil						
	p40	p45	p50	p55	p60	p65	p70
Tem filho	-0.0250** (0.0118)	-0.0410** (0.0186)	-0.0752*** (0.0138)	-0.110*** (0.0223)	-0.0564*** (0.0179)	-0.106*** (0.0214)	-0.130*** (0.0215)
Idade	-1.26e-05 (0.00850)	0.00194 (0.00886)	-0.00210 (0.00940)	-0.00674 (0.00996)	-4.04e-06 (0.0109)	-0.00712 (0.0120)	-0.00427 (0.0127)
Idade ao quadrado	-0.00106 (0.000725)	-0.00111 (0.000753)	-0.00171** (0.000796)	-0.00220*** (0.000841)	-0.00155* (0.000923)	-0.00238** (0.00102)	-0.00244** (0.00107)
Ensino Fundamental	-0.106** (0.0493)	-0.0804 (0.0518)	-0.128** (0.0545)	-0.157*** (0.0579)	-0.140** (0.0598)	-0.183*** (0.0643)	-0.255*** (0.0695)
Ensino Médio	0.0673 (0.0483)	0.111** (0.0515)	0.0481 (0.0541)	0.0243 (0.0574)	0.0630 (0.0589)	-0.00148 (0.0629)	-0.0702 (0.0682)
Ensino Superior	0.503*** (0.0500)	0.615*** (0.0542)	0.653*** (0.0564)	0.712*** (0.0610)	0.807*** (0.0621)	0.823*** (0.0671)	0.849*** (0.0720)
Cônjuge no domicílio	0.0421*** (0.0106)	0.0454*** (0.0113)	0.0563*** (0.0122)	0.0558*** (0.0130)	0.0687*** (0.0139)	0.0764*** (0.0147)	0.0828*** (0.0157)
Negras	-0.0712*** (0.0116)	-0.0850*** (0.0128)	-0.0861*** (0.0137)	-0.105*** (0.0152)	-0.120*** (0.0160)	-0.142*** (0.0167)	-0.159*** (0.0185)
Horas Afazeres	-0.000905** (0.000446)	-0.000904* (0.000468)	-0.00135*** (0.000495)	-0.00155*** (0.000547)	-0.00226*** (0.000610)	-0.00215*** (0.000651)	-0.00275*** (0.000702)
Sul	0.0920*** (0.0152)	0.0751*** (0.0170)	0.0737*** (0.0182)	0.0342* (0.0205)	0.0317 (0.0213)	0.0317 (0.0229)	-0.0173 (0.0242)
Nordeste	-0.309*** (0.0156)	-0.301*** (0.0160)	-0.287*** (0.0168)	-0.297*** (0.0178)	-0.286*** (0.0187)	-0.257*** (0.0191)	-0.246*** (0.0200)
Norte	-0.185*** (0.0182)	-0.181*** (0.0189)	-0.171*** (0.0201)	-0.202*** (0.0209)	-0.201*** (0.0217)	-0.188*** (0.0232)	-0.192*** (0.0248)
Centro-Oeste	-0.0197 (0.0179)	-0.0253 (0.0190)	-0.0441** (0.0204)	-0.0632*** (0.0219)	-0.0563** (0.0240)	-0.0364 (0.0261)	-0.0406 (0.0276)
Empregadas s/ carteira	-0.0768*** (0.0175)	-0.0440** (0.0185)	-0.0254 (0.0190)	-0.0132 (0.0208)	0.0300 (0.0228)	0.0653*** (0.0238)	0.0882*** (0.0259)
Militares e estatutárias	0.162*** (0.0180)	0.214*** (0.0190)	0.251*** (0.0208)	0.308*** (0.0244)	0.332*** (0.0266)	0.415*** (0.0301)	0.495*** (0.0353)
Domésticas c/ carteira	-0.107*** (0.0324)	-0.0853*** (0.0323)	-0.0844** (0.0333)	-0.0699** (0.0332)	-0.0605* (0.0345)	-0.0308 (0.0352)	-0.0109 (0.0363)
Domésticas s/ carteira	-0.0323 (0.0219)	0.0437** (0.0217)	0.0732*** (0.0225)	0.135*** (0.0247)	0.193*** (0.0272)	0.216*** (0.0270)	0.206*** (0.0275)
Autônomas	0.0739*** (0.0184)	0.131*** (0.0176)	0.175*** (0.0184)	0.215*** (0.0207)	0.274*** (0.0242)	0.325*** (0.0254)	0.359*** (0.0279)
Empregadoras	0.214*** (0.0372)	0.275*** (0.0406)	0.341*** (0.0442)	0.435*** (0.0503)	0.533*** (0.0567)	0.631*** (0.0634)	0.711*** (0.0748)
Constante	1.928*** (0.286)	1.904*** (0.298)	2.115*** (0.317)	2.403*** (0.334)	2.167*** (0.369)	2.539*** (0.404)	2.645*** (0.425)
RIF Médio	1.9545	2.0567	2.0859	2.1896	2.2758	2.3634	2.4902

Fonte: Microdados da PNAD 2015 (IBGE).

Nota: Níveis de significância estatística: *** $p \leq 0,01$, ** $p \leq 0,05$, * $p \leq 0,1$. Erros padrão do tipo *bootstrap* foram utilizados em todo o procedimento (1000 replicações) para o cálculo do p-valor.

Tabela A. 10. Regressão RIF da relação entre o logaritmo do rendimento/hora e maternidade, para mulheres de 25 a 34 anos, nos quantis p75 a p95, sem reponderação – Brasil, 2015

Variável	Quantil				
	p75	p80	p85	p90	p95
Tem filho	-0.128*** (0.0235)	-0.164*** (0.0248)	-0.179*** (0.0377)	-0.196*** (0.0392)	-0.196*** (0.0485)
Idade	0.00436 (0.0147)	0.0128 (0.0163)	0.0283 (0.0194)	0.0530** (0.0252)	0.0553 (0.0381)
Idade ao quadrado	-0.00224* (0.00123)	-0.00191 (0.00135)	-0.00124 (0.00157)	0.000447 (0.00201)	0.000445 (0.00301)
Ensino Fundamental	-0.210*** (0.0732)	-0.231*** (0.0807)	-0.273*** (0.0909)	-0.106 (0.0928)	-0.0932 (0.136)
Ensino Médio	-0.0516 (0.0716)	-0.0667 (0.0799)	-0.122 (0.0899)	0.0131 (0.0907)	-0.0204 (0.133)
Ensino Superior	0.938*** (0.0772)	0.950*** (0.0857)	0.934*** (0.0969)	0.997*** (0.0992)	0.892*** (0.149)
Cônjuge no domicílio	0.0936*** (0.0184)	0.117*** (0.0205)	0.103*** (0.0238)	0.121*** (0.0296)	0.148*** (0.0441)
Negras	-0.152*** (0.0198)	-0.174*** (0.0224)	-0.180*** (0.0253)	-0.187*** (0.0324)	-0.199*** (0.0441)
Horas Afazeres	-0.00350*** (0.000830)	-0.00363*** (0.000883)	-0.00271*** (0.00101)	-0.00318** (0.00131)	-0.00599*** (0.00179)
Sul	-0.0398 (0.0278)	-0.0858*** (0.0312)	-0.175*** (0.0379)	-0.229*** (0.0474)	-0.361*** (0.0703)
Nordeste	-0.246*** (0.0230)	-0.246*** (0.0239)	-0.271*** (0.0291)	-0.273*** (0.0378)	-0.304*** (0.0536)
Norte	-0.209*** (0.0295)	-0.213*** (0.0307)	-0.213*** (0.0356)	-0.242*** (0.0443)	-0.259*** (0.0614)
Centro-Oeste	-0.0316 (0.0322)	-0.0323 (0.0351)	-0.0172 (0.0421)	-0.0310 (0.0577)	-0.0765 (0.0806)
Empregadas s/ carteira	0.0731** (0.0327)	0.0340 (0.0306)	0.0212 (0.0325)	0.0183 (0.0415)	-0.128** (0.0521)
Militares e estatutárias	0.618*** (0.0432)	0.724*** (0.0552)	0.770*** (0.0663)	0.717*** (0.0870)	0.606*** (0.122)
Domésticas c/ carteira	-0.0305 (0.0370)	-0.00419 (0.0371)	0.0193 (0.0438)	0.0796 (0.0615)	0.122 (0.100)
Domésticas s/ carteira	0.234*** (0.0295)	0.224*** (0.0322)	0.129*** (0.0366)	0.117*** (0.0388)	0.0749 (0.0530)
Autônomas	0.397*** (0.0302)	0.399*** (0.0340)	0.383*** (0.0403)	0.430*** (0.0512)	0.341*** (0.0691)
Empregadoras	0.818*** (0.0917)	0.956*** (0.110)	1.133*** (0.137)	1.364*** (0.185)	1.620*** (0.297)
Constante	2.441*** (0.489)	2.355*** (0.542)	2.113*** (0.644)	1.466* (0.832)	1.973 (1.247)
RIF Médio	2.6060	2.7510	2.9349	3.1860	3.5979

Fonte: Microdados da PNAD 2015 (IBGE).

Nota: Níveis de significância estatística: *** $p \leq 0,01$, ** $p \leq 0,05$, * $p \leq 0,1$. Erros padrão do tipo *bootstrap* foram utilizados em todo o procedimento (1000 replicações) para o cálculo do p-valor.

Tabela A. 11. Regressão RIF da relação entre o logaritmo do rendimento/hora e maternidade, para mulheres de 35 a 44 anos, nos quantis p5 a p35, sem reponderação – Brasil, 2015

Variável	Quantil						
	p5	p10	p15	p20	p25	p30	p35
Tem filho	-0.180*** (0.0359)	-0.0287 (0.0176)	-0.00742 (0.0212)	0.0608*** (0.0175)	-0.0140 (0.0182)	-0.0770*** (0.0269)	-0.0617*** (0.0184)
Idade	0.0133 (0.0161)	-2.42e-05 (0.00598)	0.00230 (0.00551)	0.00411 (0.00561)	0.00616 (0.00561)	0.00883 (0.00595)	0.00671 (0.00606)
Idade ao quadrado	-0.000806 (0.00193)	8.17e-05 (0.000724)	-7.57e-05 (0.000662)	-0.000219 (0.000678)	-0.000461 (0.000672)	-0.000803 (0.000712)	-0.000601 (0.000733)
Ensino Fundamental	0.452*** (0.161)	0.124** (0.0553)	0.0503 (0.0425)	0.0333 (0.0423)	0.0278 (0.0401)	-0.00365 (0.0391)	-0.00628 (0.0402)
Ensino Médio	0.766*** (0.161)	0.288*** (0.0565)	0.226*** (0.0426)	0.222*** (0.0419)	0.235*** (0.0401)	0.215*** (0.0397)	0.224*** (0.0408)
Ensino Superior	0.863*** (0.160)	0.376*** (0.0569)	0.351*** (0.0429)	0.407*** (0.0422)	0.498*** (0.0409)	0.530*** (0.0415)	0.610*** (0.0426)
Cônjuge no domicílio	0.0868*** (0.0279)	0.0359*** (0.0114)	0.0218** (0.0102)	0.0237** (0.0105)	0.0210** (0.0100)	0.0181* (0.0110)	0.0238** (0.0111)
Negras	-0.0658** (0.0288)	-0.0311*** (0.0115)	-0.0436*** (0.0107)	-0.0524*** (0.0109)	-0.0556*** (0.0111)	-0.0706*** (0.0123)	-0.0746*** (0.0123)
Horas Afazeres	-0.00101 (0.00135)	-0.000385 (0.000528)	-0.000254 (0.000440)	-0.000117 (0.000442)	0.000385 (0.000428)	0.000188 (0.000446)	-0.000135 (0.000462)
Sul	0.00751 (0.0278)	0.0202 (0.0129)	0.0357*** (0.0121)	0.0490*** (0.0131)	0.0596*** (0.0130)	0.0499*** (0.0141)	0.0549*** (0.0150)
Nordeste	-0.727*** (0.0578)	-0.302*** (0.0183)	-0.294*** (0.0150)	-0.333*** (0.0163)	-0.399*** (0.0160)	-0.379*** (0.0158)	-0.363*** (0.0158)
Norte	-0.315*** (0.0484)	-0.171*** (0.0199)	-0.175*** (0.0177)	-0.198*** (0.0186)	-0.250*** (0.0185)	-0.236*** (0.0192)	-0.229*** (0.0190)
Centro-Oeste	-0.0133 (0.0331)	0.00520 (0.0150)	-0.00973 (0.0147)	-0.0449*** (0.0158)	-0.0809*** (0.0159)	-0.0737*** (0.0174)	-0.0730*** (0.0175)
Empregadas s/ carteira	-0.382*** (0.0481)	-0.252*** (0.0226)	-0.190*** (0.0202)	-0.101*** (0.0218)	-0.119*** (0.0181)	-0.0891*** (0.0225)	-0.0687*** (0.0202)
Militares e estatutárias	-0.0465*** (0.0154)	0.00201 (0.00887)	0.0574*** (0.00903)	0.132*** (0.0108)	0.123*** (0.0109)	0.159*** (0.0155)	0.184*** (0.0148)
Domésticas c/ carteira	0.200*** (0.0279)	0.0228 (0.0230)	-0.0139 (0.0238)	-0.0786*** (0.0283)	-0.138*** (0.0268)	-0.129*** (0.0275)	-0.112*** (0.0270)
Domésticas s/ carteira	-0.877*** (0.0804)	-0.407*** (0.0291)	-0.317*** (0.0253)	-0.176*** (0.0247)	-0.0758*** (0.0217)	-0.0525** (0.0257)	0.00539 (0.0223)
Autônomas	-0.879*** (0.0732)	-0.374*** (0.0261)	-0.261*** (0.0216)	-0.125*** (0.0204)	-0.0332* (0.0170)	0.00201 (0.0205)	0.0524*** (0.0171)
Empregadoras	-0.0997** (0.0397)	-0.0805*** (0.0268)	-0.0140 (0.0237)	0.0845*** (0.0234)	0.151*** (0.0229)	0.195*** (0.0271)	0.255*** (0.0274)
Constante	0.676 (0.615)	1.546*** (0.228)	1.562*** (0.207)	1.460*** (0.211)	1.436*** (0.213)	1.459*** (0.225)	1.554*** (0.225)
RIF Médio	1.2297	1.5610	1.6636	1.7405	1.7678	1.8361	1.9119

Fonte: Microdados da PNAD 2015 (IBGE).

Nota: Níveis de significância estatística: *** $p \leq 0,01$, ** $p \leq 0,05$, * $p \leq 0,1$. Erros padrão do tipo *bootstrap* foram utilizados em todo o procedimento (1000 replicações) para o cálculo do p-valor.

Tabela A. 12. Regressão RIF da relação entre o logaritmo do rendimento/hora e maternidade, para mulheres de 35 a 44 anos, nos quantis p40 a p70, sem reponderação – Brasil, 2015

Variável	Quantil						
	p40	p45	p50	p55	p60	p65	p70
Tem filho	-0.0482* (0.0266)	-0.0580** (0.0273)	-0.0967*** (0.0279)	-0.0861*** (0.0198)	-0.0719*** (0.0242)	-0.0720*** (0.0236)	-0.0428 (0.0301)
Idade	0.0103 (0.00638)	0.00749 (0.00677)	0.00998 (0.00693)	0.0138* (0.00717)	0.0146* (0.00795)	0.0161* (0.00853)	0.0182* (0.00942)
Idade ao quadrado	-0.00107 (0.000775)	-0.000604 (0.000801)	-0.00101 (0.000831)	-0.00139 (0.000869)	-0.00119 (0.000966)	-0.00131 (0.00104)	-0.00166 (0.00114)
Ensino Fundamental	-0.0218 (0.0403)	-0.0350 (0.0401)	-0.0381 (0.0401)	-0.0421 (0.0414)	-0.0577 (0.0419)	-0.0851* (0.0446)	-0.0543 (0.0436)
Ensino Médio	0.218*** (0.0409)	0.206*** (0.0406)	0.221*** (0.0407)	0.217*** (0.0419)	0.194*** (0.0421)	0.167*** (0.0456)	0.182*** (0.0442)
Ensino Superior	0.681*** (0.0433)	0.771*** (0.0519)	0.880*** (0.0441)	0.959*** (0.0462)	1.047*** (0.0473)	1.125*** (0.0513)	1.226*** (0.0515)
Cônjuge no domicílio	0.0289** (0.0118)	0.0352*** (0.0129)	0.0340*** (0.0127)	0.0335** (0.0134)	0.0372** (0.0150)	0.0398** (0.0160)	0.0349** (0.0174)
Negras	-0.0735*** (0.0132)	-0.0657*** (0.0133)	-0.0827*** (0.0142)	-0.0985*** (0.0147)	-0.115*** (0.0158)	-0.131*** (0.0172)	-0.138*** (0.0188)
Horas Afazeres	-0.000382 (0.000486)	-0.000532 (0.000499)	-0.000556 (0.000522)	-0.000925 (0.000566)	-0.00237*** (0.000646)	-0.00246*** (0.000685)	-0.00323*** (0.000732)
Sul	0.0512*** (0.0171)	0.0587*** (0.0179)	0.0423** (0.0202)	0.0418** (0.0204)	0.0404* (0.0223)	0.0306 (0.0241)	-0.00607 (0.0260)
Nordeste	-0.347*** (0.0161)	-0.318*** (0.0192)	-0.310*** (0.0174)	-0.280*** (0.0187)	-0.264*** (0.0192)	-0.270*** (0.0209)	-0.276*** (0.0225)
Norte	-0.234*** (0.0199)	-0.209*** (0.0224)	-0.211*** (0.0209)	-0.188*** (0.0230)	-0.158*** (0.0241)	-0.164*** (0.0259)	-0.159*** (0.0276)
Centro-Oeste	-0.0679*** (0.0186)	-0.0397* (0.0204)	-0.0590*** (0.0200)	-0.0420** (0.0213)	-0.0147 (0.0227)	-0.00768 (0.0246)	0.00931 (0.0269)
Empregadas s/ carteira	-0.0383* (0.0211)	-0.0320 (0.0212)	0.0139 (0.0244)	0.0371 (0.0235)	0.0366 (0.0251)	0.0707** (0.0282)	0.0385 (0.0316)
Militares e estatutárias	0.232*** (0.0164)	0.248*** (0.0191)	0.293*** (0.0220)	0.344*** (0.0221)	0.360*** (0.0257)	0.436*** (0.0281)	0.457*** (0.0326)
Domésticas c/ carteira	-0.0505* (0.0273)	-0.0515* (0.0270)	-0.000854 (0.0281)	-0.00861 (0.0277)	-0.0387 (0.0275)	-0.0189 (0.0278)	-0.0525* (0.0273)
Domésticas s/ carteira	0.0841*** (0.0242)	0.100*** (0.0235)	0.183*** (0.0278)	0.218*** (0.0247)	0.187*** (0.0277)	0.238*** (0.0264)	0.216*** (0.0305)
Autônomas	0.115*** (0.0187)	0.141*** (0.0196)	0.226*** (0.0239)	0.251*** (0.0205)	0.272*** (0.0227)	0.326*** (0.0250)	0.332*** (0.0272)
Empregadoras	0.321*** (0.0309)	0.354*** (0.0364)	0.484*** (0.0402)	0.570*** (0.0414)	0.595*** (0.0474)	0.649*** (0.0548)	0.743*** (0.0653)
Constante	1.472*** (0.238)	1.580*** (0.259)	1.546*** (0.261)	1.445*** (0.267)	1.512*** (0.298)	1.571*** (0.319)	1.536*** (0.352)
RIF Médio	2.0198	2.0613	2.1469	2.2292	2.3238	2.4628	2.5418

Fonte: Microdados da PNAD 2015 (IBGE).

Nota: Níveis de significância estatística: *** $p \leq 0,01$, ** $p \leq 0,05$, * $p \leq 0,1$. Erros padrão do tipo *bootstrap* foram utilizados em todo o procedimento (1000 replicações) para o cálculo do p-valor.

Tabela A. 13. Regressão RIF da relação entre o logaritmo do rendimento/hora e maternidade, para mulheres de 35 a 44 anos, nos quantis p75 a p95, sem reponderação – Brasil, 2015

Variável	Quantil				
	p75	p80	p85	p90	p95
Tem filho	0.00290 (0.0374)	-0.0393 (0.0376)	-0.0746* (0.0388)	-0.0295 (0.0419)	-0.148** (0.0738)
Idade	0.0260** (0.0106)	0.0222* (0.0122)	0.0206 (0.0144)	0.0332** (0.0165)	0.0459** (0.0231)
Idade ao quadrado	-0.00228* (0.00129)	-0.00135 (0.00146)	-0.00106 (0.00174)	-0.00193 (0.00203)	-0.00414 (0.00289)
Ensino Fundamental	-0.0372 (0.0466)	-0.0741 (0.0475)	-0.0608 (0.0508)	-0.0362 (0.0552)	-0.0215 (0.0815)
Ensino Médio	0.166*** (0.0478)	0.0933* (0.0498)	0.0500 (0.0527)	0.0458 (0.0560)	-0.00583 (0.0827)
Ensino Superior	1.412*** (0.0627)	1.420*** (0.0629)	1.434*** (0.0700)	1.333*** (0.0778)	1.298*** (0.107)
Cônjuge no domicílio	0.0535*** (0.0195)	0.0612*** (0.0218)	0.0384 (0.0248)	-0.0184 (0.0296)	0.00675 (0.0436)
Negras	-0.189*** (0.0212)	-0.204*** (0.0238)	-0.225*** (0.0276)	-0.233*** (0.0333)	-0.277*** (0.0452)
Horas Afazeres	-0.00440*** (0.000867)	-0.00507*** (0.000991)	-0.00600*** (0.00119)	-0.00821*** (0.00135)	-0.0112*** (0.00197)
Sul	-0.0393 (0.0300)	-0.0508 (0.0355)	-0.0838** (0.0406)	-0.152*** (0.0479)	-0.277*** (0.0705)
Nordeste	-0.278*** (0.0255)	-0.248*** (0.0276)	-0.219*** (0.0321)	-0.258*** (0.0376)	-0.278*** (0.0555)
Norte	-0.143*** (0.0311)	-0.112*** (0.0352)	-0.101** (0.0415)	-0.190*** (0.0473)	-0.260*** (0.0656)
Centro-Oeste	0.0205 (0.0317)	0.0112 (0.0359)	0.0538 (0.0440)	0.0587 (0.0523)	0.0945 (0.0809)
Empregadas s/ carteira	0.0566* (0.0339)	0.0160 (0.0375)	0.0255 (0.0412)	0.00177 (0.0475)	0.00976 (0.0698)
Militares e estatutárias	0.562*** (0.0398)	0.517*** (0.0492)	0.540*** (0.0551)	0.422*** (0.0671)	0.257*** (0.0931)
Domésticas c/ carteira	-0.0477* (0.0285)	-0.0493* (0.0299)	-0.0339 (0.0315)	-0.0112 (0.0370)	-0.0620 (0.0499)
Domésticas s/ carteira	0.200*** (0.0287)	0.107*** (0.0284)	0.0623** (0.0283)	0.0544* (0.0307)	-0.00861 (0.0377)
Autônomas	0.382*** (0.0316)	0.349*** (0.0363)	0.355*** (0.0386)	0.285*** (0.0434)	0.248*** (0.0636)
Empregadoras	0.916*** (0.0822)	1.038*** (0.0973)	1.112*** (0.127)	0.989*** (0.154)	1.093*** (0.230)
Constante	1.358*** (0.398)	1.726*** (0.454)	2.067*** (0.533)	1.948*** (0.612)	2.189** (0.862)
RIF Médio	2.7253	2.8568	3.0724	3.3098	3.7428

Fonte: Microdados da PNAD 2015 (IBGE).

Nota: Níveis de significância estatística: *** $p \leq 0,01$, ** $p \leq 0,05$, * $p \leq 0,1$. Erros padrão do tipo *bootstrap* foram utilizados em todo o procedimento (1000 replicações) para o cálculo do p-valor.

Tabela A. 14. Regressão RIF da relação entre o logaritmo do rendimento/hora e maternidade, para mulheres de 25 a 34 anos, nos quantis p5 a p35, com reponderação – Brasil, 2015

Variável	Quantil						
	p5	p10	p15	p20	p25	p30	p35
Tem filho	-0.0650 (0.0606)	-0.0342 (0.0262)	-0.00799 (0.0178)	-0.0255 (0.0190)	-0.0324** (0.0126)	-0.0184 (0.0215)	-0.0463* (0.0255)
Idade	-0.00797 (0.0384)	0.00139 (0.0141)	0.00877 (0.0115)	-0.000519 (0.0120)	-0.00477 (0.0119)	-0.00458 (0.0132)	-0.00406 (0.0152)
Idade ao quadrado	-0.00299 (0.00309)	-0.000585 (0.00114)	3.36e-05 (0.000924)	-0.000583 (0.000964)	-0.00104 (0.000946)	-0.000837 (0.00104)	-0.000985 (0.00115)
Ensino Fundamental	0.681 (0.435)	0.124 (0.130)	0.0542 (0.0996)	-0.0147 (0.0832)	-0.00685 (0.0809)	-0.0378 (0.0871)	-0.0791 (0.0977)
Ensino Médio	0.947** (0.418)	0.200 (0.130)	0.113 (0.0978)	0.0760 (0.0811)	0.0663 (0.0790)	0.000584 (0.0893)	-0.0372 (0.0973)
Ensino Superior	1.104*** (0.418)	0.309** (0.129)	0.255*** (0.0969)	0.249*** (0.0817)	0.276*** (0.0799)	0.256*** (0.0894)	0.271*** (0.101)
Cônjuge no domicílio	-0.0205 (0.0575)	0.00708 (0.0232)	-0.00286 (0.0191)	-0.00343 (0.0165)	0.000123 (0.0169)	0.0555* (0.0295)	0.0670** (0.0281)
Negras	0.0192 (0.0500)	0.00737 (0.0202)	-0.00833 (0.0168)	-0.0159 (0.0174)	-0.0304* (0.0181)	-0.0757*** (0.0242)	-0.0944*** (0.0262)
Horas Afazeres	0.00351 (0.00327)	0.00201 (0.00141)	0.00172 (0.00114)	0.00177* (0.00103)	0.00203** (0.000999)	-0.00288 (0.00222)	-0.00278 (0.00229)
Sul	0.0909** (0.0445)	0.0329* (0.0195)	0.0464*** (0.0165)	0.0683*** (0.0174)	0.0744*** (0.0181)	0.0762*** (0.0213)	0.0869*** (0.0231)
Nordeste	-0.572*** (0.0929)	-0.243*** (0.0275)	-0.246*** (0.0221)	-0.230*** (0.0209)	-0.307*** (0.0238)	-0.257*** (0.0346)	-0.269*** (0.0396)
Norte	-0.0923 (0.0844)	-0.100** (0.0406)	-0.106*** (0.0308)	-0.0959*** (0.0283)	-0.135*** (0.0285)	-0.0973** (0.0382)	-0.112*** (0.0429)
Centro-Oeste	0.163*** (0.0564)	0.0540** (0.0244)	0.0294 (0.0240)	0.0137 (0.0265)	0.00325 (0.0276)	0.0315 (0.0348)	0.0371 (0.0360)
Empregadas s/ carteira	-0.477*** (0.0777)	-0.208*** (0.0269)	-0.137*** (0.0259)	-0.0739*** (0.0255)	-0.0889*** (0.0262)	-0.0391 (0.0328)	-0.00185 (0.0385)
Militares e estatutárias	-0.0499** (0.0223)	0.00475 (0.0107)	0.0613*** (0.0166)	0.110*** (0.0123)	0.0576*** (0.0154)	0.0686*** (0.0219)	0.103*** (0.0253)
Domésticas c/ carteira	0.133** (0.0522)	0.00110 (0.0556)	-0.0278 (0.0475)	-0.00464 (0.0451)	-0.0856* (0.0455)	-0.0891* (0.0461)	-0.0528 (0.0518)
Domésticas s/ carteira	-1.724*** (0.295)	-0.601*** (0.0901)	-0.385*** (0.0658)	-0.259*** (0.0489)	-0.203*** (0.0461)	-0.190*** (0.0438)	-0.137*** (0.0468)
Autônomas	-0.808*** (0.109)	-0.344*** (0.0574)	-0.210*** (0.0554)	-0.0967*** (0.0331)	-0.0558* (0.0307)	-0.163*** (0.0494)	-0.103* (0.0524)
Empregadoras	-0.120** (0.0588)	-0.0723*** (0.0263)	-0.0169 (0.0282)	0.0277 (0.0336)	0.0573* (0.0338)	0.0702* (0.0383)	0.122*** (0.0410)
Constante	1.112 (1.349)	1.487*** (0.480)	1.349*** (0.391)	1.733*** (0.398)	1.918*** (0.396)	2.063*** (0.434)	2.160*** (0.513)
RIF Médio	1.2952	1.5731	1.6532	1.7399	1.7661	1.7788	1.8711

Fonte: Microdados da PNAD 2015 (IBGE).

Nota: Níveis de significância estatística: *** $p \leq 0,01$, ** $p \leq 0,05$, * $p \leq 0,1$. Erros padrão do tipo *bootstrap* foram utilizados em todo o procedimento (1000 replicações) para o cálculo do p-valor

Tabela A. 15. Regressão RIF da relação entre o logaritmo do rendimento/hora e maternidade, para mulheres de 25 a 34 anos, nos quantis p40 a p70, com reponderação – Brasil, 2015

Variável	Quantil						
	p40	p45	p50	p55	p60	p65	p70
Tem filho	-0.0225 (0.0387)	-0.0461** (0.0229)	-0.0559*** (0.0205)	-0.0633** (0.0312)	-0.0581** (0.0271)	-0.115*** (0.0326)	-0.0686** (0.0305)
Idade	0.0159 (0.0161)	0.0213 (0.0166)	0.0102 (0.0184)	0.0165 (0.0204)	0.0192 (0.0226)	0.0210 (0.0253)	0.0266 (0.0273)
Idade ao quadrado	0.000130 (0.00122)	0.000491 (0.00131)	-0.000565 (0.00146)	-0.000307 (0.00159)	-0.000571 (0.00177)	-0.000627 (0.00192)	-0.000200 (0.00208)
Ensino Fundamental	-0.156 (0.107)	-0.155 (0.116)	-0.254* (0.130)	-0.178 (0.119)	-0.268** (0.109)	-0.323** (0.131)	-0.195 (0.138)
Ensino Médio	-0.0503 (0.105)	-0.0521 (0.116)	-0.0927 (0.134)	0.0216 (0.122)	-0.0832 (0.106)	-0.108 (0.122)	-0.0524 (0.121)
Ensino Superior	0.328*** (0.111)	0.351*** (0.124)	0.422*** (0.143)	0.664*** (0.134)	0.697*** (0.108)	0.801*** (0.125)	0.961*** (0.127)
Cônjuge no domicílio	0.112*** (0.0284)	0.119*** (0.0314)	0.124*** (0.0332)	0.135*** (0.0357)	0.139*** (0.0383)	0.149*** (0.0418)	0.156*** (0.0441)
Negras	-0.0798*** (0.0256)	-0.0839*** (0.0298)	-0.114*** (0.0347)	-0.129*** (0.0375)	-0.167*** (0.0455)	-0.201*** (0.0514)	-0.243*** (0.0589)
Horas Afazeres	-0.00409* (0.00234)	-0.00419* (0.00254)	-0.00414* (0.00249)	-0.00422 (0.00277)	-0.00352 (0.00330)	-0.00332 (0.00335)	-0.00271 (0.00370)
Sul	0.102*** (0.0241)	0.0997*** (0.0279)	0.0991*** (0.0354)	0.0615* (0.0321)	0.0340 (0.0356)	-0.0205 (0.0412)	-0.0280 (0.0420)
Nordeste	-0.241*** (0.0380)	-0.247*** (0.0421)	-0.247*** (0.0383)	-0.253*** (0.0405)	-0.226*** (0.0457)	-0.232*** (0.0511)	-0.206*** (0.0562)
Norte	-0.0913** (0.0425)	-0.0931** (0.0434)	-0.0523 (0.0505)	-0.0828 (0.0549)	-0.0507 (0.0599)	-0.0516 (0.0677)	-0.0538 (0.0750)
Centro-Oeste	0.0684* (0.0387)	0.0755* (0.0448)	0.101* (0.0521)	0.0814 (0.0600)	0.0715 (0.0705)	0.0781 (0.0845)	0.0540 (0.100)
Empregadas s/ carteira	-0.0175 (0.0396)	-0.00948 (0.0453)	-0.0424 (0.0520)	0.0444 (0.0596)	0.0851 (0.0716)	0.166** (0.0840)	0.200** (0.0938)
Militares e estatutárias	0.143*** (0.0253)	0.148*** (0.0267)	0.199*** (0.0320)	0.298*** (0.0322)	0.346*** (0.0364)	0.434*** (0.0443)	0.466*** (0.0539)
Domésticas c/ carteira	-0.106** (0.0539)	-0.104** (0.0507)	-0.0782 (0.0574)	-0.00137 (0.0582)	0.00536 (0.0643)	-0.0126 (0.0682)	-0.0919 (0.0674)
Domésticas s/ carteira	-0.0427 (0.0513)	-0.0395 (0.0546)	-0.0299 (0.0574)	0.0915 (0.0568)	0.0912 (0.0606)	0.143** (0.0681)	0.161** (0.0816)
Autônomas	-0.0253 (0.0499)	-0.0164 (0.0498)	0.0249 (0.0612)	0.106* (0.0547)	0.138** (0.0599)	0.195*** (0.0689)	0.254*** (0.0706)
Empregadoras	0.180*** (0.0448)	0.197*** (0.0478)	0.265*** (0.0569)	0.387*** (0.0594)	0.488*** (0.0690)	0.600*** (0.0815)	0.700*** (0.0899)
Constante	1.544*** (0.541)	1.463*** (0.554)	1.901*** (0.605)	1.624** (0.674)	1.673** (0.747)	1.736** (0.847)	1.512* (0.908)
RIF Médio	1.9329	2.0224	2.0648	2.1572	2.2348	2.3474	2.4453

Fonte: Microdados da PNAD 2015 (IBGE).

Nota: Níveis de significância estatística: *** $p \leq 0,01$, ** $p \leq 0,05$, * $p \leq 0,1$. Erros padrão do tipo *bootstrap* foram utilizados em todo o procedimento (1000 replicações) para o cálculo do p-valor.

Tabela A. 16. Regressão RIF da relação entre o logaritmo do rendimento/hora e maternidade, para mulheres de 25 a 34 anos, nos quantis p75 a p95, com reponderação – Brasil, 2015

Variável	Quantil				
	p75	p80	p85	p90	p95
Tem filho	-0.145*** (0.0448)	-0.103** (0.0455)	-0.166*** (0.0485)	-0.198*** (0.0479)	-0.186*** (0.0480)
Idade	0.0221 (0.0305)	0.0258 (0.0326)	0.00892 (0.0367)	0.000355 (0.0376)	0.104*** (0.0402)
Idade ao quadrado	-0.00103 (0.00235)	-0.00109 (0.00247)	-0.00288 (0.00286)	-0.00291 (0.00299)	0.00547 (0.00349)
Ensino Fundamental	-0.248* (0.151)	-0.220 (0.170)	-0.337* (0.174)	-0.401** (0.195)	0.0317 (0.0780)
Ensino Médio	-0.149 (0.137)	-0.123 (0.148)	-0.287* (0.151)	-0.260 (0.194)	0.0814 (0.0730)
Ensino Superior	1.024*** (0.144)	1.146*** (0.156)	1.030*** (0.185)	0.980*** (0.218)	0.884*** (0.145)
Possui cônjuge no domicílio	0.158*** (0.0487)	0.157*** (0.0543)	0.213*** (0.0474)	0.198*** (0.0480)	0.0516 (0.0441)
Negras	-0.310*** (0.0633)	-0.274*** (0.0669)	-0.292*** (0.0684)	-0.273*** (0.0602)	-0.149*** (0.0533)
Horas Afazeres	-0.00139 (0.00401)	-0.000365 (0.00412)	0.000186 (0.00419)	0.00289 (0.00579)	-0.00765*** (0.00181)
Sul	-0.0559 (0.0429)	-0.0846* (0.0485)	-0.235*** (0.0617)	-0.275*** (0.0735)	-0.227*** (0.0820)
Nordeste	-0.203*** (0.0661)	-0.221*** (0.0746)	-0.296*** (0.0597)	-0.316*** (0.0594)	-0.241*** (0.0629)
Norte	-0.00530 (0.0888)	-0.184** (0.0747)	-0.274*** (0.0746)	-0.249*** (0.0664)	-0.212*** (0.0703)
Centro-Oeste	0.107 (0.122)	0.140 (0.135)	0.0854 (0.155)	-0.150* (0.0899)	-0.0488 (0.0763)
Empregadas s/ carteira	0.254** (0.111)	0.251* (0.129)	0.374*** (0.131)	0.267** (0.104)	-0.124** (0.0509)
Militares e estatutárias	0.601*** (0.0643)	0.709*** (0.0789)	0.894*** (0.0916)	0.680*** (0.138)	0.474*** (0.152)
Domésticas c/ carteira	-0.0517 (0.0671)	-0.0162 (0.0663)	0.0211 (0.0695)	0.144** (0.0724)	0.0478 (0.0873)
Domésticas s/ carteira	0.165* (0.0883)	0.217** (0.0957)	0.103 (0.0750)	0.182*** (0.0523)	0.0358 (0.0466)
Autônomas	0.268*** (0.0813)	0.294*** (0.0909)	0.336*** (0.0825)	0.269*** (0.0926)	0.340*** (0.0846)
Empregadoras	0.869*** (0.109)	0.952*** (0.124)	1.247*** (0.155)	1.263*** (0.208)	1.565*** (0.357)
Constante	1.891* (1.019)	1.822* (1.090)	2.754** (1.199)	3.307*** (1.206)	0.224 (1.338)
RIF Médio	2.6063	2.7628	2.9682	3.2414	3.5423

Fonte: Microdados da PNAD 2015 (IBGE).

Nota: Níveis de significância estatística: *** $p \leq 0,01$, ** $p \leq 0,05$, * $p \leq 0,1$. Erros padrão do tipo *bootstrap* foram utilizados em todo o procedimento (1000 replicações) para o cálculo do p-valor.

Tabela A. 17. Regressão RIF da relação entre o logaritmo do rendimento/hora e maternidade, para mulheres de 35 a 44 anos, nos quantis p5 a p35, com reponderação – Brasil, 2015

Variável	Quantil						
	p5	p10	p15	p20	p25	p30	p35
Tem filho	-0.130* (0.0663)	0.0604 (0.0524)	-0.0111 (0.0420)	0.00112 (0.0291)	-0.0147 (0.0402)	-0.0305 (0.0282)	0.0197 (0.0279)
Idade	0.0114 (0.0332)	0.00806 (0.0174)	0.0335** (0.0139)	0.0242* (0.0142)	0.0188 (0.0140)	0.00643 (0.0136)	0.0196 (0.0130)
Idade ao quadrado	-0.00139 (0.00358)	-0.00117 (0.00229)	-0.00302* (0.00177)	-0.00233 (0.00177)	-0.00164 (0.00173)	-0.000840 (0.00167)	-0.00253 (0.00162)
Ensino Fundamental	0.363* (0.194)	0.152 (0.101)	-0.00924 (0.0824)	-0.0616 (0.0760)	-0.0955 (0.0882)	0.00312 (0.0993)	0.0680 (0.0926)
Ensino Médio	0.558*** (0.196)	0.255*** (0.0954)	0.198** (0.0802)	0.160** (0.0735)	0.162** (0.0781)	0.168* (0.0860)	0.218** (0.0868)
Ensino Superior	0.669*** (0.189)	0.326*** (0.0982)	0.241*** (0.0822)	0.233*** (0.0754)	0.293*** (0.0851)	0.367*** (0.0973)	0.507*** (0.0996)
Cônjuge no domicílio	0.0923** (0.0382)	0.0530** (0.0216)	0.0414** (0.0190)	0.0394** (0.0188)	0.0128 (0.0198)	0.0109 (0.0209)	0.0342* (0.0207)
Negras	-0.0663 (0.0499)	-0.0288 (0.0750)	0.0927 (0.0660)	0.0468 (0.0493)	0.0221 (0.0410)	-0.0337 (0.0350)	-0.0437 (0.0290)
Horas Afazeres	0.00820** (0.00354)	0.00506 (0.00516)	-0.00470 (0.00462)	-0.00261 (0.00347)	-0.00165 (0.00274)	-0.00604*** (0.00215)	-0.00555*** (0.00178)
Sul	-0.0193 (0.0836)	-0.0146 (0.0669)	0.0119 (0.0557)	0.0400 (0.0478)	0.0364 (0.0435)	0.0413 (0.0403)	0.0278 (0.0398)
Nordeste	-0.464*** (0.0891)	-0.232*** (0.0703)	-0.273*** (0.0528)	-0.300*** (0.0415)	-0.340*** (0.0441)	-0.334*** (0.0367)	-0.358*** (0.0350)
Norte	-0.295*** (0.108)	-0.205*** (0.0548)	-0.217*** (0.0401)	-0.215*** (0.0353)	-0.238*** (0.0385)	-0.212*** (0.0391)	-0.242*** (0.0446)
Centro-Oeste	-0.00802 (0.0349)	0.0161 (0.0227)	0.0128 (0.0249)	0.0209 (0.0384)	-0.0337 (0.0418)	0.00675 (0.0422)	-0.0276 (0.0436)
Empregadas s/ carteira	-0.267*** (0.0439)	-0.178*** (0.0275)	-0.149*** (0.0308)	-0.0905*** (0.0337)	-0.0614* (0.0363)	-0.0350 (0.0368)	-0.0582 (0.0369)
Militares e estatutárias	-0.0533* (0.0274)	-0.0171 (0.0178)	0.0276 (0.0181)	0.0788*** (0.0262)	0.120*** (0.0271)	0.168*** (0.0243)	0.189*** (0.0257)
Domésticas c/ carteira	0.123*** (0.0357)	0.0315 (0.0291)	0.0218 (0.0360)	-0.0651 (0.0466)	-0.110* (0.0597)	-0.116* (0.0632)	-0.180*** (0.0609)
Domésticas s/ carteira	-0.630*** (0.173)	-0.383*** (0.122)	-0.487*** (0.0932)	-0.365*** (0.0876)	-0.254*** (0.0884)	-0.150* (0.0778)	-0.0998 (0.0645)
Autônomas	-0.666*** (0.128)	-0.357*** (0.0832)	-0.197*** (0.0677)	-0.131** (0.0627)	-0.0280 (0.0599)	-0.0949* (0.0513)	-0.0472 (0.0515)
Empregadoras	-0.104** (0.0428)	-0.0524** (0.0236)	-0.0306 (0.0297)	0.00917 (0.0395)	0.0868** (0.0424)	0.121*** (0.0398)	0.186*** (0.0428)
Constante	0.587 (1.228)	1.045* (0.614)	0.481 (0.505)	0.889* (0.520)	1.093** (0.535)	1.696*** (0.525)	1.142** (0.494)
RIF Médio	1.2893	1.5216	1.6023	1.6957	1.7231	1.7820	1.8292

Fonte: Microdados da PNAD 2015 (IBGE).

Nota: Níveis de significância estatística: *** $p \leq 0,01$, ** $p \leq 0,05$, * $p \leq 0,1$. Erros padrão do tipo *bootstrap* foram utilizados em todo o procedimento (1000 replicações) para o cálculo do p-valor.

Tabela A. 18. Regressão RIF da relação entre o logaritmo do rendimento/hora e maternidade, para mulheres de 35 a 44 anos, nos quantis p40 a p70, com reponderação – Brasil, 2015

Variável	Quantil						
	p40	p45	p50	p55	p60	p65	p70
Tem filho	0.0207 (0.0340)	-0.0588* (0.0316)	-0.0148 (0.0310)	-0.0505* (0.0277)	-0.0399 (0.0293)	-0.0359 (0.0350)	-0.0477 (0.0292)
Idade	0.0222* (0.0134)	0.0102 (0.0137)	0.0230 (0.0147)	0.0199 (0.0152)	0.0147 (0.0161)	0.0158 (0.0167)	0.0304* (0.0175)
Idade ao quadrado	-0.00252 (0.00174)	-0.000672 (0.00173)	-0.00262 (0.00184)	-0.00249 (0.00189)	-0.00173 (0.00202)	-0.00203 (0.00204)	-0.00381* (0.00210)
Ensino Fundamental	0.0481 (0.0834)	0.0110 (0.0852)	0.0360 (0.0912)	-0.0325 (0.102)	-0.0912 (0.108)	-0.0206 (0.100)	-0.0529 (0.0991)
Ensino Médio	0.241*** (0.0826)	0.208** (0.0845)	0.251*** (0.0911)	0.210** (0.101)	0.153 (0.106)	0.216** (0.100)	0.151 (0.0959)
Ensino Superior	0.594*** (0.0886)	0.707*** (0.0877)	0.857*** (0.0933)	0.949*** (0.102)	1.018*** (0.114)	1.241*** (0.111)	1.301*** (0.110)
Cônjuge no domicílio	0.0379* (0.0210)	0.0241 (0.0229)	0.0385 (0.0251)	0.0210 (0.0256)	0.0168 (0.0274)	0.00222 (0.0292)	0.00716 (0.0307)
Negras	-0.0590** (0.0273)	-0.0756*** (0.0276)	-0.0863*** (0.0291)	-0.0799*** (0.0308)	-0.0916*** (0.0317)	-0.119*** (0.0330)	-0.141*** (0.0371)
Horas Afazeres	-0.00589*** (0.00151)	-0.00634*** (0.00159)	-0.00638*** (0.00172)	-0.00637*** (0.00167)	-0.00557*** (0.00165)	-0.00493*** (0.00167)	-0.00462*** (0.00172)
Sul	0.0421 (0.0423)	0.0452 (0.0444)	0.0552 (0.0460)	0.0372 (0.0462)	0.0377 (0.0485)	-0.00193 (0.0515)	-0.0130 (0.0561)
Nordeste	-0.353*** (0.0348)	-0.343*** (0.0384)	-0.308*** (0.0408)	-0.290*** (0.0416)	-0.293*** (0.0411)	-0.327*** (0.0442)	-0.321*** (0.0466)
Norte	-0.303*** (0.0392)	-0.301*** (0.0394)	-0.274*** (0.0411)	-0.259*** (0.0442)	-0.226*** (0.0494)	-0.210*** (0.0489)	-0.206*** (0.0549)
Centro-Oeste	-0.0301 (0.0439)	0.00144 (0.0477)	0.0351 (0.0505)	-0.00728 (0.0527)	0.00505 (0.0529)	-0.0295 (0.0526)	-0.00912 (0.0575)
Empregadas s/ carteira	-0.0307 (0.0393)	-0.00769 (0.0439)	-0.00493 (0.0471)	0.0355 (0.0489)	0.0361 (0.0510)	0.0895* (0.0538)	0.0475 (0.0510)
Militares e estatutárias	0.203*** (0.0283)	0.219*** (0.0337)	0.289*** (0.0386)	0.365*** (0.0403)	0.403*** (0.0440)	0.492*** (0.0487)	0.544*** (0.0519)
Domésticas c/ carteira	-0.159*** (0.0554)	-0.143*** (0.0553)	-0.162*** (0.0572)	-0.0985* (0.0569)	-0.0911* (0.0537)	-0.0526 (0.0538)	-0.0868* (0.0497)
Domésticas s/ carteira	-0.0445 (0.0614)	0.0422 (0.0614)	0.122* (0.0646)	0.231*** (0.0686)	0.199*** (0.0653)	0.289*** (0.0700)	0.281*** (0.0636)
Autônomas	0.0116 (0.0560)	0.0919* (0.0526)	0.108** (0.0515)	0.198*** (0.0535)	0.225*** (0.0535)	0.325*** (0.0591)	0.338*** (0.0527)
Empregadoras	0.242*** (0.0470)	0.334*** (0.0508)	0.418*** (0.0630)	0.522*** (0.0658)	0.547*** (0.0748)	0.686*** (0.0908)	0.785*** (0.104)
Constante	1.110** (0.491)	1.637*** (0.515)	1.139** (0.555)	1.337** (0.565)	1.606*** (0.607)	1.548** (0.638)	1.163* (0.665)
RIF Médio	1.9325	2.0112	2.0937	2.1838	2.2673	2.3809	2.5083

Fonte: Microdados da PNAD 2015 (IBGE).

Nota: Níveis de significância estatística: *** $p \leq 0,01$, ** $p \leq 0,05$, * $p \leq 0,1$. Erros padrão do tipo *bootstrap* foram utilizados em todo o procedimento (1000 replicações) para o cálculo do p-valor.

Tabela A. 19. Regressão RIF da relação entre o logaritmo do rendimento/hora e maternidade, para mulheres de 35 a 44 anos, nos quantis p75 a p95, com reponderação – Brasil, 2015

Variável	Quantil				
	p75	p80	p85	p90	p95
Tem filho	0.0201 (0.0369)	0.0161 (0.0400)	-0.0659 (0.0457)	-0.144*** (0.0538)	-0.170* (0.0920)
Idade	0.0225 (0.0192)	0.0108 (0.0210)	-0.0108 (0.0278)	-0.0284 (0.0348)	-0.0233 (0.0483)
Idade ao quadrado	-0.00275 (0.00230)	-0.00137 (0.00255)	0.00216 (0.00345)	0.00348 (0.00430)	0.00474 (0.00689)
Ensino Fundamental	-0.0121 (0.0837)	-0.0709 (0.0910)	-0.00118 (0.128)	-0.0292 (0.180)	-0.226 (0.375)
Ensino Médio	0.170** (0.0845)	0.0538 (0.0952)	0.0982 (0.134)	0.0301 (0.186)	-0.0554 (0.381)
Ensino Superior	1.458*** (0.107)	1.437*** (0.123)	1.749*** (0.163)	1.547*** (0.222)	1.218*** (0.409)
Possui cônjuge no domicílio	0.00964 (0.0338)	0.0429 (0.0373)	0.0495 (0.0499)	0.0674 (0.0549)	-0.106 (0.0888)
Negras	-0.112*** (0.0392)	-0.170*** (0.0360)	-0.214*** (0.0458)	-0.156*** (0.0584)	-0.112 (0.0821)
Horas Afazeres	-0.00310** (0.00145)	-0.00483*** (0.00138)	-0.00619*** (0.00203)	-0.00512** (0.00228)	-0.000654 (0.00418)
Sul	-0.0371 (0.0575)	-0.103* (0.0569)	-0.208*** (0.0682)	-0.340*** (0.0796)	-0.422*** (0.128)
Nordeste	-0.285*** (0.0491)	-0.234*** (0.0463)	-0.329*** (0.0603)	-0.426*** (0.0751)	-0.617*** (0.162)
Norte	-0.138** (0.0548)	-0.0951* (0.0546)	-0.186*** (0.0658)	-0.282*** (0.0884)	-0.352** (0.162)
Centro-Oeste	0.0514 (0.0629)	0.0176 (0.0682)	-0.0747 (0.0716)	-0.182* (0.0960)	-0.167 (0.139)
Empregadas s/ carteira	0.0437 (0.0529)	0.0297 (0.0591)	-0.0316 (0.0750)	-0.0853 (0.0826)	0.0561 (0.138)
Militares e estatutárias	0.594*** (0.0645)	0.607*** (0.0782)	0.767*** (0.112)	0.747*** (0.137)	0.772*** (0.288)
Domésticas c/ carteira	-0.0810 (0.0521)	-0.0669 (0.0596)	-0.0558 (0.0852)	-0.0720 (0.107)	-0.00626 (0.139)
Domésticas s/ carteira	0.237*** (0.0706)	0.136** (0.0577)	0.0284 (0.0585)	0.0705 (0.0666)	0.0592 (0.0909)
Autônomas	0.339*** (0.0564)	0.297*** (0.0601)	0.304*** (0.0659)	0.344*** (0.0770)	0.132 (0.0976)
Empregadoras	0.783*** (0.119)	0.858*** (0.130)	0.734*** (0.210)	0.562** (0.238)	0.728 (0.443)
Constante	1.432** (0.723)	2.138*** (0.782)	3.186*** (1.033)	4.286*** (1.295)	4.666** (1.814)
RIF Médio	2.6478	2.7812	3.0274	3.3551	3.7317

Fonte: Microdados da PNAD 2015 (IBGE).

Nota: Níveis de significância estatística: *** $p \leq 0,01$, ** $p \leq 0,05$, * $p \leq 0,1$. Erros padrão do tipo *bootstrap* foram utilizados em todo o procedimento (1000 replicações) para o cálculo do p-valor.

Tabela A. 20. Decomposição RIF da diferença do logaritmo do rendimento/hora entre mães e não mães com idade entre 25 e 34 anos para os quantis p5 a p35, sem reponderação – Brasil, 2015

Indicador	Quantil						
	p5	p10	p15	p20	p25	p30	p35
Diferencial do logaritmo do rendimento/hora							
Diferença total	-0.403*** (0.0323)	-0.187*** (0.0163)	-0.137*** (0.0140)	-0.115*** (0.0142)	-0.123*** (0.0155)	-0.185*** (0.0203)	-0.185*** (0.0141)
Efeito composição	-0.182*** (0.0425)	-0.126*** (0.0118)	-0.128*** (0.0106)	-0.153*** (0.0123)	-0.168*** (0.0138)	-0.178*** (0.0147)	-0.194*** (0.0153)
Efeito estrutura	-0.221*** (0.0668)	-0.0606*** (0.0198)	-0.00914 (0.0177)	0.0378** (0.0176)	0.0451*** (0.0159)	-0.00691 (0.0217)	0.00923 (0.0204)
Idade	0.00742 (0.00491)	0.00493* (0.00291)	0.00350 (0.00286)	0.00509* (0.00302)	0.00961*** (0.00337)	0.0181*** (0.00393)	0.0217*** (0.00397)
Efeito composição							
Escolaridade	-0.0639*** (0.0195)	-0.0538*** (0.00859)	-0.0766*** (0.00820)	-0.100*** (0.00962)	-0.125*** (0.0109)	-0.148*** (0.0123)	-0.173*** (0.0125)
Cônjuge	0.00263 (0.00417)	0.00258 (0.00258)	0.00194 (0.00258)	0.00512* (0.00283)	0.00885*** (0.00323)	0.0155*** (0.00367)	0.0174*** (0.00374)
Raça/Cor	-8.65e-07 (0.00210)	0.00163 (0.00138)	-0.00177 (0.00143)	-0.00374** (0.00156)	-0.00722*** (0.00196)	-0.00973*** (0.00214)	-0.00871*** (0.00214)
Horas Afazeres	-0.0249** (0.0126)	-0.0143** (0.00601)	-0.0114** (0.00559)	-0.0139** (0.00630)	-0.0173** (0.00709)	-0.0279*** (0.00797)	-0.0246*** (0.00817)
Região do País	-0.00577** (0.00234)	-0.00552*** (0.00174)	-0.00716*** (0.00192)	-0.0107*** (0.00263)	-0.0113*** (0.00298)	-0.0107*** (0.00293)	-0.0105*** (0.00301)
Posição na Ocupação	-0.0976*** (0.0228)	-0.0617*** (0.00619)	-0.0365*** (0.00491)	-0.0342*** (0.00502)	-0.0253*** (0.00493)	-0.0156*** (0.00515)	-0.0162*** (0.00516)
Efeito estrutura							
Idade	1.017 (1.356)	0.964 (0.620)	0.414 (0.466)	0.574 (0.471)	-0.0970 (0.505)	-0.173 (0.551)	-0.771 (0.595)
Escolaridade	0.110 (0.361)	0.0288 (0.174)	0.115 (0.125)	0.128 (0.120)	0.203 (0.125)	0.240* (0.130)	0.308** (0.137)
Cônjuge	0.0236 (0.0256)	0.0227* (0.0117)	0.0127 (0.00895)	0.00203 (0.00889)	-0.00652 (0.00965)	-0.0286*** (0.0107)	-0.0329*** (0.0109)
Raça/Cor	-0.0503 (0.0316)	-0.0311** (0.0140)	-0.00400 (0.0111)	0.0105 (0.0111)	0.0262** (0.0125)	0.0334** (0.0133)	0.0218 (0.0136)
Horas Afazeres	-0.0900 (0.0601)	-0.0127 (0.0251)	0.0152 (0.0193)	0.0352* (0.0199)	0.0467** (0.0212)	0.0846*** (0.0233)	0.0771*** (0.0243)
Região do País	-0.0665* (0.0355)	-0.0482*** (0.0169)	-0.00457 (0.0127)	0.0180 (0.0146)	0.0316** (0.0141)	0.0113 (0.0156)	0.00791 (0.0161)
Posição na Ocupação	-0.157** (0.0616)	-0.116*** (0.0228)	-0.0429*** (0.0147)	-0.00354 (0.0180)	-0.00166 (0.0125)	-0.0318** (0.0136)	-0.0243* (0.0132)
Constante	-1.006 (1.402)	-0.868 (0.642)	-0.514 (0.477)	-0.727 (0.481)	-0.157 (0.510)	-0.143 (0.558)	0.423 (0.597)

Fonte: Microdados da PNAD 2015 (IBGE).

Nota: Níveis de significância estatística: *** $p \leq 0,01$, ** $p \leq 0,05$, * $p \leq 0,1$. Erros padrão do tipo *bootstrap* foram utilizados em todo o procedimento (1000 replicações) para o cálculo do p-valor.

Tabela A. 21. Decomposição RIF da diferença do logaritmo do rendimento/hora entre mães e não mães com idade entre 25 e 34 anos para os quantis p40 a p70, sem reponderação – Brasil, 2015

Indicador	Quantil						
	p40	p45	p50	p55	p60	p65	p70
Diferencial do logaritmo do rendimento/hora							
Diferença total	-0.187*** (0.00934)	-0.215*** (0.0186)	-0.268*** (0.0142)	-0.325*** (0.0252)	-0.291*** (0.0184)	-0.351*** (0.0204)	-0.400*** (0.0209)
Efeito composição	-0.209*** (0.0162)	-0.234*** (0.0177)	-0.268*** (0.0196)	-0.298*** (0.0212)	-0.301*** (0.0214)	-0.292*** (0.0212)	-0.298*** (0.0221)
Efeito estrutura	0.0216 (0.0177)	0.0191 (0.0225)	-0.000512 (0.0198)	-0.0267 (0.0256)	0.0105 (0.0224)	-0.0593** (0.0262)	-0.102*** (0.0267)
Efeito composição							
Idade	0.0251*** (0.00442)	0.0261*** (0.00485)	0.0337*** (0.00533)	0.0365*** (0.00567)	0.0305*** (0.00618)	0.0370*** (0.00642)	0.0420*** (0.00713)
Escolaridade	-0.192*** (0.0134)	-0.220*** (0.0135)	-0.259*** (0.0156)	-0.289*** (0.0163)	-0.276*** (0.0149)	-0.265*** (0.0152)	-0.272*** (0.0157)
Cônjuge	0.0167*** (0.00410)	0.0160*** (0.00447)	0.0229*** (0.00519)	0.0217*** (0.00517)	0.0241*** (0.00550)	0.0255*** (0.00583)	0.0211*** (0.00601)
Raça/Cor	-0.00989*** (0.00233)	-0.0109*** (0.00253)	-0.0145*** (0.00298)	-0.0182*** (0.00341)	-0.0211*** (0.00357)	-0.0247*** (0.00369)	-0.0247*** (0.00378)
Horas Afazeres	-0.0306*** (0.00871)	-0.0304*** (0.00931)	-0.0422*** (0.0103)	-0.0454*** (0.0111)	-0.0559*** (0.0118)	-0.0602*** (0.0126)	-0.0621*** (0.0135)
Região do País	-0.0106*** (0.00305)	-0.0109*** (0.00303)	-0.0111*** (0.00307)	-0.0125*** (0.00315)	-0.0123*** (0.00319)	-0.0112*** (0.00314)	-0.0108*** (0.00309)
Posição na Ocupação	-0.00704 (0.00601)	-0.00354 (0.00574)	0.00187 (0.00608)	0.00838 (0.00656)	0.00989 (0.00681)	0.00710 (0.00674)	0.00860 (0.00719)
Efeito estrutura							
Idade	-1.401** (0.639)	-1.387** (0.688)	-1.499** (0.736)	-1.737** (0.785)	-0.975 (0.872)	-0.955 (0.896)	-0.212 (0.950)
Escolaridade	0.359*** (0.139)	0.370*** (0.144)	0.520*** (0.157)	0.505*** (0.168)	0.399** (0.158)	0.440*** (0.170)	0.433** (0.182)
Cônjuge	-0.0269** (0.0119)	-0.0210 (0.0129)	-0.0372** (0.0147)	-0.0321** (0.0148)	-0.0323** (0.0162)	-0.0319* (0.0176)	-0.0125 (0.0181)
Raça/Cor	0.0233 (0.0149)	0.0205 (0.0160)	0.0485*** (0.0179)	0.0637*** (0.0198)	0.0747*** (0.0210)	0.0860*** (0.0222)	0.0729*** (0.0234)
Horas Afazeres	0.0911*** (0.0255)	0.0898*** (0.0275)	0.120*** (0.0301)	0.128*** (0.0322)	0.144*** (0.0347)	0.160*** (0.0371)	0.150*** (0.0393)
Região do País	0.0212 (0.0175)	0.0303* (0.0178)	0.0468** (0.0197)	0.0581*** (0.0210)	0.0568*** (0.0219)	0.0519** (0.0249)	0.0528** (0.0251)
Posição na Ocupação	-0.0367** (0.0169)	-0.0222 (0.0144)	-0.0422*** (0.0150)	-0.0549*** (0.0173)	-0.0291 (0.0185)	-0.0148 (0.0187)	-0.0105 (0.0206)
Constante	0.992 (0.647)	0.939 (0.694)	0.843 (0.738)	1.041 (0.792)	0.373 (0.871)	0.205 (0.898)	-0.576 (0.954)

Fonte: Microdados da PNAD 2015 (IBGE).

Nota: Níveis de significância estatística: *** $p \leq 0,01$, ** $p \leq 0,05$, * $p \leq 0,1$. Erros padrão do tipo *bootstrap* foram utilizados em todo o procedimento (1000 replicações) para o cálculo do p-valor.

Tabela A. 22. Decomposição RIF da diferença do logaritmo do rendimento/hora entre mães e não mães com idade entre 25 e 34 anos para os quantis p75 a p95, sem reponderação – Brasil, 2015

Indicador	Quantil				
	p75	p80	p85	p90	p95
Diferencial do logaritmo do rendimento/hora					
Diferença total	-0.413*** (0.0259)	-0.452*** (0.0241)	-0.472*** (0.0359)	-0.456*** (0.0384)	-0.452*** (0.0429)
Efeito composição	-0.323*** (0.0259)	-0.271*** (0.0242)	-0.251*** (0.0282)	-0.198*** (0.0312)	-0.230*** (0.0389)
Efeito estrutura	-0.0896*** (0.0295)	-0.181*** (0.0323)	-0.221*** (0.0389)	-0.258*** (0.0382)	-0.222*** (0.0479)
Efeito composição					
Idade	0.0565*** (0.00852)	0.0596*** (0.00907)	0.0759*** (0.0114)	0.0808*** (0.0134)	0.0961*** (0.0197)
Escolaridade	-0.290*** (0.0175)	-0.236*** (0.0160)	-0.231*** (0.0184)	-0.188*** (0.0194)	-0.175*** (0.0267)
Cônjuge	0.0276*** (0.00740)	0.0346*** (0.00804)	0.0390*** (0.00986)	0.0373*** (0.0109)	0.0461*** (0.0160)
Raça/Cor	-0.0230*** (0.00419)	-0.0231*** (0.00421)	-0.0282*** (0.00500)	-0.0222*** (0.00557)	-0.0208*** (0.00767)
Horas Afazeres	-0.0878*** (0.0163)	-0.0930*** (0.0163)	-0.0926*** (0.0198)	-0.0965*** (0.0235)	-0.144*** (0.0282)
Região do País	-0.0116*** (0.00344)	-0.0123*** (0.00353)	-0.0137*** (0.00456)	-0.0113** (0.00447)	-0.0162*** (0.00593)
Posição na Ocupação	0.00517 (0.00829)	-0.000434 (0.00871)	0.000103 (0.00986)	0.00172 (0.0103)	-0.0167 (0.0155)
Efeito estrutura					
Idade	0.469 (1.142)	1.031 (1.202)	0.824 (1.466)	1.684 (1.719)	-1.596 (2.689)
Escolaridade	0.349* (0.202)	0.510** (0.221)	0.426* (0.231)	0.0579 (0.165)	0.0221 (0.179)
Cônjuge	-0.0280 (0.0209)	-0.0408* (0.0236)	-0.0697** (0.0291)	-0.0549* (0.0332)	-0.0620 (0.0502)
Raça/Cor	0.0607** (0.0268)	0.0455 (0.0284)	0.0765** (0.0321)	0.0262 (0.0379)	0.00550 (0.0544)
Horas Afazeres	0.214*** (0.0480)	0.230*** (0.0480)	0.242*** (0.0582)	0.242*** (0.0730)	0.331*** (0.0907)
Região do País	0.0589** (0.0300)	0.0745** (0.0325)	0.0853** (0.0402)	0.00461 (0.0472)	0.100 (0.0711)
Posição na Ocupação	-0.0158 (0.0245)	0.00248 (0.0250)	0.0338 (0.0297)	0.0795** (0.0349)	0.0926* (0.0500)
Constante	-1.198 (1.156)	-2.034* (1.215)	-1.839 (1.481)	-2.298 (1.724)	0.885 (2.683)

Fonte: Microdados da PNAD 2015 (IBGE).

Nota: Níveis de significância estatística: *** $p \leq 0,01$, ** $p \leq 0,05$, * $p \leq 0,1$. Erros padrão do tipo *bootstrap* foram utilizados em todo o procedimento (1000 replicações) para o cálculo do p-valor.

Tabela A. 23. Decomposição RIF da diferença do logaritmo do rendimento/hora entre mães e não mães com idade entre 35 e 44 anos para os quantis p5 a p35, sem reponderação – Brasil, 2015

Indicador	Quantil						
	p5	p10	p15	p20	p25	p30	p35
Diferencial do logaritmo do rendimento/hora							
Diferença total	-0.328*** (0.0400)	-0.111*** (0.0186)	-0.0980*** (0.0208)	-0.0381** (0.0172)	-0.127*** (0.0186)	-0.204*** (0.0291)	-0.202*** (0.0200)
Efeito composição	-0.0976*** (0.0276)	-0.0816*** (0.0131)	-0.101*** (0.0130)	-0.124*** (0.0148)	-0.159*** (0.0173)	-0.178*** (0.0195)	-0.202*** (0.0208)
Efeito estrutura	-0.230*** (0.0570)	-0.0295 (0.0224)	0.00321 (0.0245)	0.0860*** (0.0213)	0.0326 (0.0204)	-0.0255 (0.0290)	0.000638 (0.0236)
Efeito composição							
Idade	0.00113 (0.00401)	0.00167 (0.00241)	0.000404 (0.00246)	4.14e-05 (0.00272)	0.00197 (0.00304)	0.00382 (0.00327)	0.00189 (0.00333)
Escolaridade	-0.0558*** (0.0174)	-0.0571*** (0.0105)	-0.0763*** (0.0103)	-0.0966*** (0.0118)	-0.138*** (0.0145)	-0.148*** (0.0158)	-0.173*** (0.0176)
Cônjuge	0.00449 (0.00786)	0.00705 (0.00477)	0.00175 (0.00474)	0.00921* (0.00522)	0.0106* (0.00599)	0.00624 (0.00688)	0.0109 (0.00717)
Raça/Cor	-0.000990 (0.00306)	-0.00278* (0.00161)	-0.00348** (0.00171)	-0.00467** (0.00187)	-0.00449** (0.00201)	-0.00632*** (0.00232)	-0.00532** (0.00231)
Horas Afazeres	0.00535 (0.0131)	0.00634 (0.00715)	0.00371 (0.00683)	0.00102 (0.00706)	-0.00419 (0.00755)	-0.00857 (0.00814)	-0.0132 (0.00873)
Região do País	-0.00512 (0.00419)	-0.00382 (0.00254)	-0.00332 (0.00249)	-0.00474 (0.00297)	-0.00512 (0.00331)	-0.00596* (0.00354)	-0.00675* (0.00356)
Posição na Ocupação	-0.0466*** (0.0131)	-0.0330*** (0.00581)	-0.0240*** (0.00510)	-0.0284*** (0.00551)	-0.0199*** (0.00542)	-0.0189*** (0.00559)	-0.0165*** (0.00592)
Efeito estrutura							
Idade	0.453 (1.116)	-0.0971 (0.515)	-0.213 (0.497)	-0.524 (0.517)	-0.551 (0.603)	-0.311 (0.649)	-0.344 (0.676)
Escolaridade	0.521 (0.363)	0.128 (0.164)	-0.107 (0.147)	-0.306** (0.147)	-0.245* (0.142)	-0.205 (0.151)	-0.273* (0.148)
Cônjuge	0.0479* (0.0267)	0.00318 (0.0136)	0.00880 (0.0128)	-0.0117 (0.0139)	-0.0163 (0.0159)	-0.00512 (0.0181)	-0.0140 (0.0191)
Raça/Cor	-0.0387 (0.0351)	0.00974 (0.0157)	0.0118 (0.0156)	0.0200 (0.0167)	0.0153 (0.0185)	0.0242 (0.0210)	0.0105 (0.0214)
Horas Afazeres	-0.0484 (0.0608)	-0.0351 (0.0301)	-0.0193 (0.0276)	-0.00569 (0.0284)	0.0261 (0.0301)	0.0403 (0.0323)	0.0529 (0.0345)
Região do País	-0.168*** (0.0389)	-0.0340* (0.0177)	-0.0282 (0.0172)	-0.00939 (0.0188)	-0.0217 (0.0204)	-0.0111 (0.0222)	-0.00274 (0.0234)
Posição na Ocupação	-0.202*** (0.0513)	-0.0423* (0.0225)	-0.0432** (0.0193)	0.0321 (0.0213)	0.00969 (0.0213)	0.0122 (0.0229)	0.0249 (0.0237)
Constante	-0.795 (1.141)	0.0378 (0.529)	0.394 (0.515)	0.890* (0.531)	0.815 (0.624)	0.430 (0.669)	0.546 (0.689)

Fonte: Microdados da PNAD 2015 (IBGE).

Nota: Níveis de significância estatística: *** $p \leq 0,01$, ** $p \leq 0,05$, * $p \leq 0,1$. Erros padrão do tipo *bootstrap* foram utilizados em todo o procedimento (1000 replicações) para o cálculo do p-valor.

Tabela A. 24. Decomposição RIF da diferença do logaritmo do rendimento/hora entre mães e não mães com idade entre 35 e 44 anos para os quantis p40 a p70, sem reponderação – Brasil, 2015

Indicador	Quantil						
	p40	p45	p50	p55	p60	p65	p70
Diferencial do logaritmo do rendimento/hora							
Diferença total	-0.199*** (0.0283)	-0.228*** (0.0312)	-0.285*** (0.0321)	-0.292*** (0.0228)	-0.308*** (0.0279)	-0.324*** (0.0248)	-0.323*** (0.0340)
Efeito composição	-0.208*** (0.0211)	-0.233*** (0.0235)	-0.243*** (0.0261)	-0.253*** (0.0264)	-0.266*** (0.0252)	-0.273*** (0.0251)	-0.299*** (0.0290)
Efeito estrutura	0.00850 (0.0294)	0.00429 (0.0331)	-0.0416 (0.0303)	-0.0391 (0.0266)	-0.0415 (0.0291)	-0.0515* (0.0296)	-0.0244 (0.0319)
Efeito composição							
Idade	0.00191 (0.00340)	0.000649 (0.00358)	0.00290 (0.00377)	0.000631 (0.00396)	0.000375 (0.00408)	0.000107 (0.00426)	0.00536 (0.00505)
Escolaridade	-0.193*** (0.0181)	-0.222*** (0.0199)	-0.241*** (0.0222)	-0.241*** (0.0212)	-0.256*** (0.0202)	-0.252*** (0.0195)	-0.267*** (0.0231)
Cônjuge	0.00819 (0.00709)	0.0177** (0.00748)	0.0173** (0.00787)	0.0160* (0.00828)	0.0157* (0.00876)	0.0192** (0.00922)	0.0316*** (0.0112)
Raça/Cor	-0.00532** (0.00242)	-0.00496** (0.00252)	-0.00705** (0.00284)	-0.00887*** (0.00321)	-0.00732** (0.00325)	-0.00757** (0.00326)	-0.00846** (0.00362)
Horas Afazeres	-0.00781 (0.00875)	-0.0134 (0.00892)	-0.0112 (0.00920)	-0.0141 (0.0100)	-0.0149 (0.0111)	-0.0221* (0.0120)	-0.0471*** (0.0140)
Região do País	-0.00637* (0.00339)	-0.00598* (0.00345)	-0.00609* (0.00357)	-0.00636* (0.00357)	-0.00488 (0.00349)	-0.00618* (0.00350)	-0.00643 (0.00399)
Posição na Ocupação	-0.00524 (0.00613)	-0.00519 (0.00640)	0.00156 (0.00667)	0.000647 (0.00735)	0.000424 (0.00727)	-0.00467 (0.00775)	-0.00706 (0.00802)
Efeito estrutura							
Idade	-0.358 (0.657)	0.235 (0.705)	-0.166 (0.734)	0.0470 (0.769)	0.501 (0.831)	0.770 (0.876)	0.190 (0.994)
Escolaridade	-0.179 (0.145)	-0.142 (0.148)	-0.180 (0.131)	-0.0766 (0.138)	-0.0278 (0.136)	0.0139 (0.144)	-0.0595 (0.152)
Cônjuge	-0.00264 (0.0192)	-0.0256 (0.0202)	-0.0249 (0.0211)	-0.0219 (0.0223)	-0.0199 (0.0234)	-0.0291 (0.0246)	-0.0679** (0.0295)
Raça/Cor	0.0104 (0.0223)	0.0114 (0.0234)	0.0215 (0.0251)	0.0294 (0.0266)	0.00289 (0.0280)	-0.00288 (0.0288)	-0.000311 (0.0325)
Horas Afazeres	0.0261 (0.0346)	0.0457 (0.0355)	0.0361 (0.0367)	0.0387 (0.0400)	0.00595 (0.0445)	0.0345 (0.0475)	0.117** (0.0554)
Região do País	0.00199 (0.0244)	0.0108 (0.0256)	0.0246 (0.0266)	0.0281 (0.0286)	0.0120 (0.0301)	0.0232 (0.0312)	0.0337 (0.0372)
Posição na Ocupação	-0.00824 (0.0250)	-0.0246 (0.0251)	-0.0351 (0.0308)	-0.0139 (0.0271)	0.00950 (0.0284)	0.0330 (0.0295)	0.0415 (0.0347)
Constante	0.518 (0.675)	-0.106 (0.723)	0.283 (0.753)	-0.0699 (0.783)	-0.525 (0.848)	-0.894 (0.901)	-0.279 (1.009)

Fonte: Microdados da PNAD 2015 (IBGE).

Nota: Níveis de significância estatística: *** $p \leq 0,01$, ** $p \leq 0,05$, * $p \leq 0,1$. Erros padrão do tipo *bootstrap* foram utilizados em todo o procedimento (1000 replicações) para o cálculo do p-valor.

Tabela A. 25. Decomposição RIF da diferença do logaritmo do rendimento/hora entre mães e não mães com idade entre 35 e 44 anos para os quantis p75 a p95, sem reponderação – Brasil, 2015

Indicador	Quantil				
	p75	p80	p85	p90	p95
Diferencial do logaritmo do rendimento/hora					
Diferença total	-0.319*** (0.0381)	-0.373*** (0.0390)	-0.420*** (0.0382)	-0.373*** (0.0369)	-0.501*** (0.0688)
Efeito composição	-0.297*** (0.0280)	-0.273*** (0.0309)	-0.244*** (0.0309)	-0.256*** (0.0392)	-0.291*** (0.0576)
Efeito estrutura	-0.0217 (0.0401)	-0.100** (0.0407)	-0.176*** (0.0429)	-0.118*** (0.0448)	-0.210** (0.0937)
Efeito composição					
Idade	0.00836 (0.00565)	0.00547 (0.00646)	0.00300 (0.00680)	0.00843 (0.00933)	-0.00264 (0.0143)
Escolaridade	-0.251*** (0.0199)	-0.249*** (0.0212)	-0.214*** (0.0211)	-0.177*** (0.0221)	-0.176*** (0.0339)
Cônjuge	0.0421*** (0.0127)	0.0517*** (0.0137)	0.0502*** (0.0152)	0.00609 (0.0188)	-0.0277 (0.0282)
Raça/Cor	-0.00975** (0.00405)	-0.00789* (0.00438)	-0.00640 (0.00452)	-0.00636 (0.00575)	-0.0102 (0.00844)
Horas Afazeres	-0.0659*** (0.0163)	-0.0586*** (0.0174)	-0.0643*** (0.0186)	-0.0715*** (0.0223)	-0.0416 (0.0373)
Região do País	-0.00669 (0.00425)	-0.00860* (0.00475)	-0.00960* (0.00519)	-0.0126** (0.00597)	-0.0162* (0.00944)
Posição na Ocupação	-0.0144 (0.00907)	-0.00642 (0.00963)	-0.00288 (0.0103)	-0.00316 (0.0121)	-0.0166 (0.0175)
Efeito estrutura					
Idade	0.841 (1.112)	1.295 (1.236)	1.720 (1.379)	1.453 (1.573)	6.711*** (2.592)
Escolaridade	-0.00363 (0.156)	0.0146 (0.183)	0.0473 (0.211)	0.188 (0.279)	0.376 (0.586)
Cônjuge	-0.0885*** (0.0339)	-0.113*** (0.0369)	-0.125*** (0.0410)	-0.0335 (0.0506)	0.0775 (0.0732)
Raça/Cor	-0.0185 (0.0364)	-0.0509 (0.0401)	-0.0752* (0.0436)	-0.0823 (0.0557)	-0.0691 (0.0781)
Horas Afazeres	0.166** (0.0644)	0.116* (0.0697)	0.121 (0.0742)	0.0967 (0.0872)	-0.0990 (0.146)
Região do País	0.0424 (0.0397)	0.0952** (0.0453)	0.105** (0.0508)	0.111* (0.0633)	0.108 (0.100)
Posição na Ocupação	0.0612* (0.0368)	0.0389 (0.0425)	0.0244 (0.0461)	-0.000953 (0.0524)	0.0406 (0.0837)
Constante	-1.022 (1.118)	-1.496 (1.241)	-1.994 (1.378)	-1.850 (1.580)	-7.354*** (2.633)

Fonte: Microdados da PNAD 2015 (IBGE).

Nota: Níveis de significância estatística: *** $p \leq 0,01$, ** $p \leq 0,05$, * $p \leq 0,1$. Erros padrão do tipo *bootstrap* foram utilizados em todo o procedimento (1000 replicações) para o cálculo do p-valor.

Tabela A. 26. Decomposição RIF da diferença do logaritmo do rendimento/hora entre mães e não mães com idade entre 25 e 34 anos para os quantis p5 a p35, com reponderação – Brasil, 2015

Indicador	Quantil						
	p5	p10	p15	p20	p25	p30	p35
Diferencial do logaritmo do rendimento/hora							
Diferença total	-0.403*** (0.0323)	-0.187*** (0.0163)	-0.137*** (0.0140)	-0.115*** (0.0142)	-0.123*** (0.0155)	-0.185*** (0.0203)	-0.185*** (0.0141)
Efeito composição agregado	-0.328*** (0.0754)	-0.127*** (0.0387)	-0.0843*** (0.0225)	-0.0420 (0.0321)	-0.116*** (0.0181)	-0.151*** (0.0242)	-0.239*** (0.0382)
Efeito estrutura agregado	-0.0749 (0.0796)	-0.0596 (0.0409)	-0.0528** (0.0248)	-0.0728** (0.0338)	-0.00710 (0.0152)	-0.0345 (0.0221)	0.0536 (0.0388)
Efeito composição agregado							
Parte explicada	-0.254*** (0.0655)	-0.170*** (0.0207)	-0.162*** (0.0175)	-0.192*** (0.0196)	-0.210*** (0.0230)	-0.232*** (0.0264)	-0.246*** (0.0271)
Erro de Especificação	-0.0734 (0.0978)	0.0429 (0.0388)	0.0773*** (0.0249)	0.150*** (0.0339)	0.0942*** (0.0253)	0.0817** (0.0321)	0.00730 (0.0432)
Parte explicada							
Idade	0.00921 (0.00587)	0.00632* (0.00349)	0.00449 (0.00344)	0.00633* (0.00363)	0.0115*** (0.00410)	0.0218*** (0.00487)	0.0257*** (0.00504)
Escolaridade	-0.0730*** (0.0230)	-0.0608*** (0.0102)	-0.0865*** (0.00999)	-0.113*** (0.0117)	-0.141*** (0.0134)	-0.166*** (0.0151)	-0.195*** (0.0158)
Cônjuge	0.00263 (0.00443)	0.00258 (0.00283)	0.00194 (0.00284)	0.00512 (0.00321)	0.00886** (0.00376)	0.0155*** (0.00446)	0.0174*** (0.00461)
Raça/Cor	-1.18e-06 (0.00295)	0.00223 (0.00195)	-0.00241 (0.00209)	-0.00510** (0.00239)	-0.00986*** (0.00310)	-0.0133*** (0.00373)	-0.0119*** (0.00399)
Horas Afazeres	-0.0610** (0.0297)	-0.0350** (0.0138)	-0.0278** (0.0129)	-0.0339** (0.0153)	-0.0424** (0.0193)	-0.0682*** (0.0239)	-0.0603** (0.0247)
Região do País	-0.000593 (0.00490)	-0.00127 (0.00380)	-0.00217 (0.00437)	-0.00331 (0.00640)	-0.00319 (0.00717)	-0.00307 (0.00700)	-0.00359 (0.00717)
Posição na Ocupação	-0.132*** (0.0334)	-0.0841*** (0.0106)	-0.0491*** (0.00686)	-0.0475*** (0.00715)	-0.0338*** (0.00705)	-0.0188** (0.00825)	-0.0185** (0.00861)
Erro de Especificação							
Idade	-2.698 (3.332)	0.878 (1.333)	0.551 (0.734)	0.352 (0.807)	-0.432 (0.765)	-0.601 (0.833)	-0.578 (0.935)
Escolaridade	0.233 (0.768)	0.147 (0.299)	0.138 (0.130)	0.108 (0.110)	0.130 (0.111)	0.120 (0.108)	0.0980 (0.132)
Cônjuge	-0.0262 (0.0629)	-0.0246 (0.0319)	-0.00592 (0.0177)	-0.0287* (0.0158)	-0.0341** (0.0164)	-0.0514*** (0.0174)	-0.0232 (0.0239)
Raça/Cor	0.117* (0.0708)	0.0318 (0.0390)	0.0371* (0.0200)	0.0217 (0.0196)	0.0369* (0.0202)	0.0511** (0.0227)	-0.00139 (0.0293)
Horas Afazeres	0.231 (0.147)	0.149** (0.0686)	0.122** (0.0480)	0.120*** (0.0450)	0.142*** (0.0506)	0.186*** (0.0500)	0.0241 (0.0856)
Região do País	-0.0397 (0.0676)	-0.0162 (0.0385)	0.00972 (0.0191)	0.0538** (0.0218)	0.0415* (0.0228)	0.0364* (0.0220)	0.0441 (0.0302)
Posição na Ocupação	-0.263** (0.109)	-0.0469 (0.0581)	-0.0431 (0.0299)	0.0403 (0.0303)	0.00661 (0.0217)	-0.0320 (0.0218)	-0.0539* (0.0294)
Constante	2.372 (3.463)	-1.075 (1.361)	-0.732 (0.743)	-0.518 (0.804)	0.203 (0.767)	0.372 (0.835)	0.498 (0.916)

(continua)

(conclusão)

Indicador	Quantil						
	p5	p10	p15	p20	p25	p30	p35
Efeito estrutura agregado							
Parte não explicada	-0.0731 (0.0649)	-0.0531 (0.0334)	-0.0432** (0.0205)	-0.0610** (0.0264)	0.0106 (0.0167)	-0.0168 (0.0167)	0.0100 (0.0263)
Erro de Reponderação	-0.00182 (0.0364)	-0.00644 (0.0182)	-0.00953 (0.0134)	-0.0119 (0.0126)	-0.0177 (0.0148)	-0.0177 (0.0135)	0.0436* (0.0263)
Parte não explicada							
Idade	3.730 (3.680)	0.0890 (1.542)	-0.135 (0.860)	0.223 (0.890)	0.335 (0.827)	0.427 (0.876)	-0.197 (0.996)
Escolaridade	-0.122 (0.887)	-0.116 (0.356)	-0.0161 (0.176)	0.0288 (0.140)	0.0848 (0.126)	0.134 (0.125)	0.226 (0.140)
Cônjuge	0.0498 (0.0685)	0.0473 (0.0341)	0.0186 (0.0192)	0.0307* (0.0172)	0.0276 (0.0172)	0.0228 (0.0179)	-0.00966 (0.0246)
Raça/Cor	-0.160** (0.0736)	-0.0609 (0.0392)	-0.0387* (0.0212)	-0.00982 (0.0206)	-0.00836 (0.0200)	-0.0144 (0.0217)	0.0231 (0.0283)
Horas Afazeres	-0.241** (0.111)	-0.110** (0.0466)	-0.0649** (0.0323)	-0.0436 (0.0301)	-0.0462 (0.0305)	-0.0372 (0.0298)	0.0614 (0.0576)
Região do País	-0.0207 (0.0828)	-0.0286 (0.0449)	-0.0146 (0.0227)	-0.0416 (0.0260)	-0.0146 (0.0245)	-0.0294 (0.0242)	-0.0400 (0.0332)
Posição na Ocupação	0.0688 (0.0884)	-0.0811 (0.0562)	-0.00978 (0.0326)	-0.0394 (0.0332)	-0.00723 (0.0204)	-0.00407 (0.0203)	0.0209 (0.0250)
Constante	-3.378 (3.827)	0.207 (1.573)	0.217 (0.872)	-0.209 (0.892)	-0.361 (0.825)	-0.516 (0.877)	-0.0753 (0.979)
Erro de Reponderação							
Idade	-0.0172* (0.00930)	-0.00376 (0.00310)	-0.00250 (0.00167)	-0.00191 (0.00159)	-0.00235 (0.00158)	-0.00235 (0.00166)	-0.000307 (0.00219)
Escolaridade	0.00737 (0.00742)	0.00438 (0.00443)	0.00268 (0.00277)	0.00438 (0.00287)	0.00446 (0.00299)	0.00446 (0.00309)	0.00536 (0.00358)
Cônjuge	7.88e-06 (0.00479)	7.26e-06 (0.00238)	3.68e-07 (0.00138)	6.27e-06 (0.00122)	4.57e-06 (0.00127)	4.57e-06 (0.00143)	-8.84e-06 (0.00186)
Raça/Cor	-0.00755 (0.00621)	-0.00265 (0.00307)	-0.00174 (0.00142)	-3.32e-05 (0.00134)	0.000256 (0.00134)	0.000256 (0.00141)	0.00327* (0.00187)
Horas Afazeres	-0.0440 (0.0458)	-0.0309 (0.0223)	-0.0259* (0.0147)	-0.0216* (0.0129)	-0.0241* (0.0137)	-0.0241* (0.0124)	0.0273 (0.0225)
Região do País	-0.0113 (0.0136)	-0.00760 (0.00841)	-0.00467 (0.00505)	-0.00163 (0.00400)	-0.00348 (0.00466)	-0.00348 (0.00507)	-0.00301 (0.00542)
Posição na Ocupação	0.0708** (0.0287)	0.0341* (0.0176)	0.0226*** (0.00784)	0.00892* (0.00496)	0.00751* (0.00415)	0.00751* (0.00410)	0.0111** (0.00533)

Fonte: Microdados da PNAD 2015 (IBGE).

Nota: Níveis de significância estatística: *** $p \leq 0,01$, ** $p \leq 0,05$, * $p \leq 0,1$. Erros padrão do tipo *bootstrap* foram utilizados em todo o procedimento (1000 replicações) para o cálculo do p-valor.

Tabela A. 27. Decomposição RIF da diferença do logaritmo do rendimento/hora entre mães e não mães com idade entre 25 e 34 anos para os quantis p40 a p70, com reponderação – Brasil, 2015

Indicador	Quantil						
	p40	p45	p50	p55	p60	p65	p70
Diferencial do logaritmo do rendimento/hora							
Diferença total	-0.187*** (0.00934)	-0.215*** (0.0186)	-0.268*** (0.0142)	-0.325*** (0.0252)	-0.291*** (0.0184)	-0.351*** (0.0204)	-0.400*** (0.0209)
Efeito composição agregado	-0.190*** (0.0512)	-0.273*** (0.0631)	-0.232*** (0.0494)	-0.335*** (0.0487)	-0.302*** (0.0607)	-0.342*** (0.0703)	-0.358*** (0.0764)
Efeito estrutura agregado	0.00330 (0.0516)	0.0583 (0.0649)	-0.0363 (0.0500)	0.0103 (0.0470)	0.0112 (0.0611)	-0.00888 (0.0710)	-0.0422 (0.0773)
Efeito composição agregado							
Parte explicada	-0.270*** (0.0305)	-0.296*** (0.0321)	-0.345*** (0.0357)	-0.379*** (0.0374)	-0.395*** (0.0394)	-0.390*** (0.0441)	-0.396*** (0.0462)
Erro de Especificação	0.0799* (0.0461)	0.0232 (0.0537)	0.113*** (0.0412)	0.0444 (0.0402)	0.0930** (0.0466)	0.0480 (0.0531)	0.0383 (0.0587)
Parte explicada							
Idade	0.0296*** (0.00574)	0.0309*** (0.00631)	0.0400*** (0.00700)	0.0434*** (0.00754)	0.0364*** (0.00799)	0.0444*** (0.00836)	0.0507*** (0.00942)
Escolaridade	-0.216*** (0.0172)	-0.248*** (0.0181)	-0.290*** (0.0206)	-0.324*** (0.0217)	-0.310*** (0.0206)	-0.297*** (0.0213)	-0.305*** (0.0217)
Cônjuge	0.0167*** (0.00514)	0.0160*** (0.00544)	0.0230*** (0.00636)	0.0217*** (0.00654)	0.0242*** (0.00699)	0.0255*** (0.00771)	0.0212*** (0.00779)
Raça/Cor	-0.0135*** (0.00445)	-0.0148*** (0.00497)	-0.0198*** (0.00589)	-0.0248*** (0.00710)	-0.0288*** (0.00766)	-0.0337*** (0.00846)	-0.0336*** (0.00837)
Horas Afazeres	-0.0749*** (0.0283)	-0.0744** (0.0304)	-0.103*** (0.0334)	-0.111*** (0.0352)	-0.137*** (0.0389)	-0.147*** (0.0428)	-0.152*** (0.0469)
Região do País	-0.00318 (0.00745)	-0.00272 (0.00770)	-0.00193 (0.00768)	-0.000809 (0.00864)	-0.000907 (0.00878)	-0.00114 (0.00870)	0.000866 (0.00849)
Posição na Ocupação	-0.00863 (0.0102)	-0.00318 (0.0116)	0.00688 (0.0139)	0.0163 (0.0157)	0.0212 (0.0171)	0.0190 (0.0166)	0.0219 (0.0185)
Erro de Especificação							
Idade	-0.762 (1.121)	0.773 (1.204)	1.175 (1.261)	0.0974 (1.419)	0.666 (1.629)	1.868 (1.898)	2.196 (2.098)
Escolaridade	0.111 (0.157)	0.00135 (0.194)	0.163 (0.216)	0.159 (0.244)	0.234 (0.233)	0.225 (0.204)	0.271 (0.223)
Cônjuge	-0.0121 (0.0254)	0.0380 (0.0274)	0.0276 (0.0298)	0.0300 (0.0315)	0.0378 (0.0360)	0.0393 (0.0417)	0.0600 (0.0453)
Raça/Cor	-0.0121 (0.0320)	0.0201 (0.0335)	0.0394 (0.0398)	0.0135 (0.0481)	0.0103 (0.0547)	-0.0200 (0.0694)	-0.0490 (0.0774)
Horas Afazeres	0.0402 (0.0796)	-0.00545 (0.0788)	0.0401 (0.0820)	0.0615 (0.0867)	0.0965 (0.104)	0.145 (0.127)	0.170 (0.134)
Região do País	0.0359 (0.0321)	0.0620* (0.0350)	0.0679* (0.0391)	0.0992** (0.0446)	0.0803 (0.0503)	0.0745 (0.0618)	0.0770 (0.0692)
Posição na Ocupação	-0.0674* (0.0372)	-0.0736* (0.0396)	-0.105** (0.0446)	-0.126** (0.0621)	-0.0715 (0.0630)	-0.0730 (0.0657)	-0.0279 (0.0724)
Constante	0.747 (1.127)	-0.792 (1.203)	-1.295 (1.246)	-0.289 (1.393)	-0.961 (1.637)	-2.211 (1.907)	-2.659 (2.129)

(continua)

(conclusão)

Indicador	Quantil						
	p40	p45	p50	p55	p60	p65	p70
Efeito estrutura agregado							
Parte não explicada	-0.0437 (0.0357)	-0.00882 (0.0404)	-0.105*** (0.0287)	-0.0652*** (0.0251)	-0.0652** (0.0299)	-0.0792** (0.0313)	-0.101*** (0.0337)
Erro de Reponderação	0.0469 (0.0312)	0.0671* (0.0352)	0.0685* (0.0395)	0.0755* (0.0432)	0.0764 (0.0501)	0.0703 (0.0596)	0.0593 (0.0664)
Parte não explicada							
Idade	-0.642 (1.162)	-2.162* (1.242)	-2.677** (1.334)	-1.838 (1.470)	-1.642 (1.686)	-2.822 (1.959)	-2.406 (2.173)
Escolaridade	0.265* (0.159)	0.382** (0.181)	0.372* (0.205)	0.361 (0.238)	0.169 (0.240)	0.211 (0.219)	0.151 (0.252)
Cônjuge	-0.0148 (0.0259)	-0.0590** (0.0279)	-0.0648** (0.0302)	-0.0620* (0.0322)	-0.0700* (0.0363)	-0.0712* (0.0418)	-0.0725 (0.0459)
Raça/Cor	0.0347 (0.0317)	0.00167 (0.0329)	0.0116 (0.0381)	0.0511 (0.0460)	0.0651 (0.0533)	0.105 (0.0669)	0.119 (0.0754)
Horas Afazeres	0.0648 (0.0580)	0.0934 (0.0636)	0.0938 (0.0677)	0.0882 (0.0719)	0.0810 (0.0883)	0.0651 (0.109)	0.0388 (0.115)
Região do País	-0.0179 (0.0350)	-0.0375 (0.0392)	-0.0274 (0.0426)	-0.0494 (0.0501)	-0.0293 (0.0566)	-0.0263 (0.0674)	-0.0270 (0.0759)
Posição na Ocupação	0.0219 (0.0276)	0.0414 (0.0296)	0.0484 (0.0333)	0.0534 (0.0466)	0.0277 (0.0480)	0.0442 (0.0525)	0.0127 (0.0577)
Constante	0.245 (1.169)	1.732 (1.246)	2.138 (1.322)	1.331 (1.456)	1.333 (1.699)	2.416 (1.976)	2.083 (2.208)
Erro de Reponderação							
Idade	-0.00120 (0.00294)	-0.00314 (0.00344)	-0.00334 (0.00373)	-0.00294 (0.00396)	-0.00534 (0.00487)	-0.00854 (0.00631)	-0.00996 (0.00743)
Escolaridade	0.00728* (0.00429)	0.0145*** (0.00499)	0.0155*** (0.00597)	0.0219*** (0.00742)	0.0294*** (0.00939)	0.0359*** (0.0121)	0.0439*** (0.0161)
Cônjuge	-1.26e-05 (0.00269)	-3.22e-05 (0.00334)	-3.53e-05 (0.00397)	-3.50e-05 (0.00446)	-4.07e-05 (0.00485)	-4.27e-05 (0.00518)	-4.65e-05 (0.00563)
Raça/Cor	0.00439* (0.00250)	0.00267 (0.00294)	0.00276 (0.00360)	0.00576 (0.00451)	0.00702 (0.00632)	0.0103 (0.00842)	0.0121 (0.0113)
Horas Afazeres	0.0304 (0.0233)	0.0458* (0.0256)	0.0471 (0.0294)	0.0443 (0.0319)	0.0475 (0.0363)	0.0369 (0.0437)	0.0308 (0.0444)
Região do País	-0.00423 (0.00579)	-0.00232 (0.00646)	-0.00279 (0.00756)	-0.00335 (0.00894)	-0.00550 (0.00946)	-0.00630 (0.0103)	-0.00890 (0.0115)
Posição na Ocupação	0.0103 (0.00675)	0.00954 (0.00765)	0.00924 (0.00823)	0.00991 (0.00950)	0.00340 (0.0106)	0.00215 (0.0129)	-0.00867 (0.0158)

Fonte: Microdados da PNAD 2015 (IBGE).

Nota: Níveis de significância estatística: *** $p \leq 0,01$, ** $p \leq 0,05$, * $p \leq 0,1$. Erros padrão do tipo *bootstrap* foram utilizados em todo o procedimento (1000 replicações) para o cálculo do p-valor.

Tabela A. 28. Decomposição RIF da diferença do logaritmo do rendimento/hora entre mães e não mães com idade entre 25 e 34 anos para os quantis p75 a p95, com reponderação – Brasil, 2015

Indicador	Quantil				
	p75	p80	p85	p90	p95
Diferencial do logaritmo do rendimento/hora					
Diferença total	-0.413*** (0.0259)	-0.452*** (0.0241)	-0.472*** (0.0359)	-0.456*** (0.0384)	-0.452*** (0.0429)
Efeito composição agregado	-0.386*** (0.0904)	-0.333*** (0.103)	-0.368*** (0.104)	-0.300*** (0.106)	-0.306*** (0.0944)
Efeito estrutura agregado	-0.0267 (0.0900)	-0.119 (0.103)	-0.104 (0.104)	-0.156 (0.105)	-0.147 (0.0910)
Efeito composição agregado					
Parte explicada	-0.459*** (0.0616)	-0.409*** (0.0657)	-0.385*** (0.0745)	-0.334*** (0.0786)	-0.443*** (0.0906)
Erro de Especificação	0.0730 (0.0735)	0.0760 (0.0883)	0.0170 (0.0945)	0.0342 (0.0956)	0.138 (0.105)
Parte explicada					
Idade	0.0683*** (0.0118)	0.0721*** (0.0124)	0.0914*** (0.0155)	0.0972*** (0.0182)	0.114*** (0.0256)
Escolaridade	-0.324*** (0.0243)	-0.263*** (0.0215)	-0.258*** (0.0237)	-0.210*** (0.0246)	-0.196*** (0.0318)
Cônjuge	0.0277*** (0.00931)	0.0346*** (0.0104)	0.0390*** (0.0126)	0.0374*** (0.0131)	0.0461*** (0.0177)
Raça/Cor	-0.0314*** (0.00851)	-0.0315*** (0.00823)	-0.0384*** (0.00981)	-0.0302*** (0.00945)	-0.0283** (0.0122)
Horas Afazeres	-0.215*** (0.0609)	-0.227*** (0.0666)	-0.227*** (0.0767)	-0.236*** (0.0810)	-0.352*** (0.0944)
Região do País	0.00155 (0.00910)	0.00384 (0.00940)	0.00826 (0.0114)	0.00689 (0.0114)	0.0119 (0.0151)
Posição na Ocupação	0.0135 (0.0182)	0.00307 (0.0178)	1.21e-05 (0.0199)	0.000602 (0.0205)	-0.0393 (0.0243)
Erro de Especificação					
Idade	2.426 (2.466)	1.636 (2.634)	0.919 (2.674)	-1.581 (2.853)	-3.167 (3.284)
Escolaridade	0.325 (0.245)	0.392 (0.267)	0.346 (0.245)	-0.246 (0.376)	0.101 (0.387)
Cônjuge	0.0439 (0.0512)	0.0260 (0.0593)	0.0561 (0.0633)	0.135** (0.0659)	0.0133 (0.0578)
Raça/Cor	-0.110 (0.0940)	-0.168 (0.103)	-0.0621 (0.0952)	-0.0785 (0.0936)	-0.0261 (0.0847)
Horas Afazeres	0.316** (0.160)	0.408** (0.175)	0.390** (0.162)	0.553*** (0.208)	0.858*** (0.323)
Região do País	0.0848 (0.0922)	0.145 (0.0948)	0.0809 (0.0926)	-0.101 (0.129)	0.0885 (0.0693)
Posição na Ocupação	-0.0376 (0.0804)	0.0307 (0.0981)	0.139 (0.107)	0.176** (0.0864)	0.0439 (0.0764)
Constante	-2.975 (2.489)	-2.394 (2.672)	-1.853 (2.713)	1.177 (2.858)	2.226 (3.191)

(continua)

(conclusão)

Efeito estrutura agregado					
Parte não explicada	-0.0757** (0.0379)	-0.148*** (0.0483)	-0.123** (0.0517)	-0.144*** (0.0491)	-0.0919** (0.0457)
Erro de Reponderação	0.0490 (0.0754)	0.0289 (0.0774)	0.0185 (0.0725)	-0.0120 (0.0815)	-0.0547 (0.107)
Parte não explicada					
Idade	-1.959 (2.525)	-0.606 (2.695)	-0.101 (2.690)	3.256 (2.932)	1.554 (3.073)
Escolaridade	0.00994 (0.264)	0.0895 (0.296)	0.0409 (0.297)	0.238 (0.372)	-0.106 (0.405)
Cônjuge	-0.0718 (0.0510)	-0.0669 (0.0577)	-0.126** (0.0622)	-0.190*** (0.0658)	-0.0752 (0.0552)
Raça/Cor	0.163* (0.0903)	0.203** (0.0957)	0.135 (0.0889)	0.0997 (0.0879)	0.0299 (0.0783)
Horas Afazeres	0.00795 (0.136)	-0.0366 (0.139)	-0.0132 (0.119)	-0.119 (0.165)	-0.230 (0.232)
Região do País	-0.0301 (0.0971)	-0.0805 (0.103)	-0.00149 (0.0996)	0.113 (0.132)	-0.00378 (0.0781)
Posição na Ocupação	0.0265 (0.0656)	-0.0105 (0.0812)	-0.0709 (0.0899)	-0.0668 (0.0831)	0.0806 (0.0722)
Constante	1.778 (2.562)	0.360 (2.754)	0.0139 (2.726)	-3.475 (2.944)	-1.341 (2.995)
Erro de Reponderação					
Idade	-0.00966 (0.00842)	-0.0116 (0.00900)	-0.0103 (0.00807)	-0.00720 (0.00651)	-0.000720 (0.00694)
Escolaridade	0.0475** (0.0194)	0.0550** (0.0237)	0.0662** (0.0259)	0.0880*** (0.0259)	0.0472 (0.0334)
Cônjuge	-4.68e-05 (0.00611)	-4.69e-05 (0.00661)	-6.37e-05 (0.00713)	-9.41e-05 (0.00884)	-5.37e-05 (0.00652)
Raça/Cor	0.0154 (0.0137)	0.0193 (0.0161)	0.0143 (0.0136)	0.0131 (0.0114)	0.00925 (0.00860)
Horas Afazeres	0.0177 (0.0500)	-0.00682 (0.0522)	-0.000944 (0.0465)	-0.0518 (0.0624)	-0.0888 (0.0938)
Região do País	-0.00886 (0.0136)	-0.00586 (0.0157)	-0.0160 (0.0145)	-0.0252** (0.0126)	-0.0124 (0.0141)
Posição na Ocupação	-0.0131 (0.0192)	-0.0212 (0.0220)	-0.0347 (0.0238)	-0.0288 (0.0202)	-0.00924 (0.0199)

Fonte: Microdados da PNAD 2015 (IBGE).

Nota: Níveis de significância estatística: *** $p \leq 0,01$, ** $p \leq 0,05$, * $p \leq 0,1$. Erros padrão do tipo *bootstrap* foram utilizados em todo o procedimento (1000 replicações) para o cálculo do p-valor.

Tabela A. 29. Decomposição RIF da diferença do logaritmo do rendimento/hora entre mães e não mães com idade entre 35 e 44 anos para os quantis p5 a p35, com reponderação – Brasil, 2015

Indicador	Quantil						
	p5	p10	p15	p20	p25	p30	p35
Diferencial do logaritmo do rendimento/hora							
Diferença total	-0.328*** (0.0400)	-0.111*** (0.0186)	-0.0980*** (0.0208)	-0.0381** (0.0172)	-0.127*** (0.0186)	-0.204*** (0.0291)	-0.202*** (0.0200)
Efeito composição agregado	-0.173** (0.0756)	-0.200*** (0.0634)	-0.250*** (0.0853)	-0.140** (0.0673)	-0.197*** (0.0553)	-0.299*** (0.0495)	-0.340*** (0.0417)
Efeito estrutura agregado	-0.155* (0.0839)	0.0885 (0.0645)	0.152* (0.0846)	0.102 (0.0673)	0.0703 (0.0533)	0.0951** (0.0421)	0.139*** (0.0395)
Efeito composição agregado							
Parte explicada	-0.197** (0.0799)	-0.147*** (0.0397)	-0.166*** (0.0357)	-0.192*** (0.0340)	-0.244*** (0.0389)	-0.275*** (0.0430)	-0.302*** (0.0445)
Erro de Especificação	0.0238 (0.105)	-0.0531 (0.0519)	-0.0840 (0.0715)	0.0513 (0.0541)	0.0475 (0.0379)	-0.0237 (0.0372)	-0.0379 (0.0339)
Parte explicada							
Idade	0.00163 (0.00451)	0.00159 (0.00278)	0.00108 (0.00291)	0.00167 (0.00338)	0.00351 (0.00374)	0.00469 (0.00385)	0.00309 (0.00397)
Escolaridade	-0.0734*** (0.0245)	-0.0776*** (0.0162)	-0.101*** (0.0159)	-0.125*** (0.0181)	-0.181*** (0.0217)	-0.193*** (0.0233)	-0.224*** (0.0258)
Cônjuge	0.00687 (0.0116)	0.0108 (0.00704)	0.00268 (0.00699)	0.0141* (0.00771)	0.0163* (0.00884)	0.00956 (0.0101)	0.0168 (0.0106)
Raça/Cor	-0.000833 (0.00294)	-0.00233 (0.00238)	-0.00293 (0.00274)	-0.00393 (0.00327)	-0.00377 (0.00312)	-0.00532 (0.00397)	-0.00448 (0.00364)
Horas Afazeres	0.0160 (0.0361)	0.0190 (0.0188)	0.0111 (0.0184)	0.00307 (0.0187)	-0.0126 (0.0206)	-0.0257 (0.0231)	-0.0395 (0.0255)
Região do País	-0.0260** (0.0117)	-0.0208*** (0.00743)	-0.0201*** (0.00771)	-0.0262*** (0.00890)	-0.0304*** (0.0103)	-0.0318*** (0.0111)	-0.0315*** (0.0109)
Posição na Ocupação	-0.121*** (0.0408)	-0.0772*** (0.0201)	-0.0568*** (0.0154)	-0.0550*** (0.0126)	-0.0370*** (0.0118)	-0.0335*** (0.0112)	-0.0226** (0.0106)
Erro de Especificação							
Idade	0.0649 (2.796)	0.239 (1.260)	2.261** (1.054)	0.843 (1.005)	-0.0331 (0.958)	-0.592 (0.927)	0.165 (0.893)
Escolaridade	-0.162 (0.378)	0.00216 (0.158)	-0.0905 (0.135)	-0.385*** (0.137)	-0.360** (0.147)	-0.324** (0.160)	-0.171 (0.155)
Cônjuge	0.0136 (0.0431)	0.00588 (0.0238)	0.0403* (0.0218)	0.00315 (0.0211)	-0.0253 (0.0229)	-0.0235 (0.0246)	-0.0299 (0.0248)
Raça/Cor	0.00163 (0.0535)	0.0167 (0.0616)	0.157** (0.0618)	0.0898** (0.0438)	0.0619* (0.0368)	0.0339 (0.0333)	0.0340 (0.0295)
Horas Afazeres	0.117 (0.134)	0.111 (0.158)	-0.260 (0.168)	-0.0888 (0.137)	-0.0395 (0.112)	-0.146 (0.0898)	-0.131* (0.0740)
Região do País	0.0231 (0.0826)	-0.00343 (0.0416)	-0.0362 (0.0366)	0.0116 (0.0323)	0.0183 (0.0325)	0.00551 (0.0335)	0.00366 (0.0356)
Posição na Ocupação	0.139 (0.125)	0.0380 (0.0523)	-0.0950** (0.0409)	-0.0403 (0.0482)	-0.0393 (0.0532)	-0.0413 (0.0451)	-0.0456 (0.0425)
Constante	-0.173 (2.753)	-0.463 (1.212)	-2.061** (1.043)	-0.382 (1.007)	0.465 (0.977)	1.062 (0.973)	0.137 (0.921)

(continua)

(conclusão)

Indicador	Quantil						
	p5	p10	p15	p20	p25	p30	p35
Efeito estrutura agregado							
Parte não explicada	-0.144** (0.0685)	0.0998 (0.0614)	-0.0240 (0.0590)	0.00583 (0.0452)	-0.0208 (0.0323)	-0.0340 (0.0291)	0.0129 (0.0300)
Erro de Reponderação	-0.0113 (0.0266)	-0.0113 (0.0428)	0.176*** (0.0653)	0.0964 (0.0648)	0.0910 (0.0593)	0.129** (0.0504)	0.126** (0.0493)
Parte não explicada							
Idade	0.388 (3.026)	-0.335 (1.348)	-2.470** (1.076)	-1.366 (1.025)	-0.518 (0.923)	0.280 (0.879)	-0.507 (0.848)
Escolaridade	0.696 (0.429)	0.142 (0.189)	-0.0154 (0.152)	0.0885 (0.136)	0.134 (0.133)	0.149 (0.150)	-0.0676 (0.164)
Cônjuge	0.0368 (0.0443)	-0.00167 (0.0219)	-0.0243 (0.0188)	-0.0143 (0.0176)	0.00454 (0.0185)	0.0142 (0.0192)	0.0106 (0.0204)
Raça/Cor	-0.0403 (0.0537)	-0.00730 (0.0626)	-0.148** (0.0645)	-0.0715 (0.0475)	-0.0477 (0.0386)	-0.0103 (0.0338)	-0.0241 (0.0297)
Horas Afazeres	-0.124 (0.0985)	-0.107 (0.115)	0.149 (0.118)	0.0518 (0.0938)	0.0517 (0.0744)	0.134** (0.0577)	0.138*** (0.0458)
Região do País	-0.181** (0.0817)	-0.0251 (0.0408)	0.00346 (0.0338)	-0.0173 (0.0302)	-0.0320 (0.0301)	-0.0125 (0.0306)	-0.00601 (0.0329)
Posição na Ocupação	-0.297*** (0.0916)	-0.0664 (0.0417)	0.0276 (0.0331)	0.0620 (0.0400)	0.0366 (0.0437)	0.0436 (0.0365)	0.0598* (0.0338)
Constante	-0.622 (2.974)	0.500 (1.304)	2.454** (1.064)	1.272 (1.020)	0.350 (0.932)	-0.632 (0.909)	0.409 (0.882)
Erro de Reponderação							
Idade	-0.000949 (0.00601)	-0.000949 (0.00275)	-0.00446* (0.00238)	-0.00296 (0.00227)	-0.000856 (0.00212)	4.82e-05 (0.00211)	-0.00299 (0.00213)
Escolaridade	0.00464 (0.0131)	0.00464 (0.00560)	0.0240*** (0.00635)	0.0197*** (0.00650)	0.0236*** (0.00779)	0.0140 (0.0100)	0.0156 (0.00952)
Cônjuge	-0.00479 (0.00665)	-0.00479 (0.00386)	-0.00807** (0.00339)	-0.00546* (0.00331)	-0.00118 (0.00359)	0.000845 (0.00369)	-0.000521 (0.00371)
Raça/Cor	-0.000127 (0.00250)	-0.000127 (0.00241)	0.00240 (0.00340)	0.000945 (0.00326)	0.000450 (0.00278)	-0.000368 (0.00242)	-0.000207 (0.00223)
Horas Afazeres	-0.0518* (0.0270)	-0.0518 (0.0399)	0.0841* (0.0486)	0.0293 (0.0436)	0.0223 (0.0374)	0.0684** (0.0308)	0.0725** (0.0297)
Região do País	0.0115 (0.00867)	0.0115* (0.00595)	0.0213*** (0.00665)	0.0178** (0.00696)	0.0173** (0.00762)	0.0216** (0.00842)	0.0244*** (0.00914)
Posição na Ocupação	0.0303* (0.0163)	0.0303** (0.0119)	0.0570*** (0.0147)	0.0371** (0.0169)	0.0294* (0.0175)	0.0245 (0.0153)	0.0168 (0.0134)

Fonte: Microdados da PNAD 2015 (IBGE).

Nota: Níveis de significância estatística: *** $p \leq 0,01$, ** $p \leq 0,05$, * $p \leq 0,1$. Erros padrão do tipo *bootstrap* foram utilizados em todo o procedimento (1000 replicações) para o cálculo do p-valor.

Tabela A. 30. Decomposição RIF da diferença do logaritmo do rendimento/hora entre mães e não mães com idade entre 35 e 44 anos para os quantis p40 a p70, com reponderação – Brasil, 2015

Indicador	Quantil						
	p40	p45	p50	p55	p60	p65	p70
Diferencial do logaritmo do rendimento/hora							
Diferença total	-0.199*** (0.0283)	-0.228*** (0.0312)	-0.285*** (0.0321)	-0.292*** (0.0228)	-0.308*** (0.0279)	-0.324*** (0.0248)	-0.323*** (0.0340)
Efeito composição agregado	-0.363*** (0.0582)	-0.330*** (0.0703)	-0.362*** (0.0585)	-0.406*** (0.0583)	-0.388*** (0.0522)	-0.460*** (0.0612)	-0.393*** (0.0620)
Efeito estrutura agregado	0.163*** (0.0587)	0.102 (0.0717)	0.0769 (0.0535)	0.114** (0.0574)	0.0801* (0.0473)	0.136** (0.0586)	0.0700 (0.0557)
Efeito composição agregado							
Parte explicada	-0.294*** (0.0424)	-0.338*** (0.0472)	-0.346*** (0.0507)	-0.360*** (0.0511)	-0.375*** (0.0522)	-0.393*** (0.0548)	-0.468*** (0.0677)
Erro de Especificação	-0.0688* (0.0402)	0.00774 (0.0456)	-0.0164 (0.0386)	-0.0467 (0.0383)	-0.0124 (0.0371)	-0.0668 (0.0432)	0.0746* (0.0447)
Parte explicada							
Idade	0.00349 (0.00408)	0.000935 (0.00425)	0.00385 (0.00446)	0.00197 (0.00466)	0.000858 (0.00480)	0.000176 (0.00505)	0.00581 (0.00590)
Escolaridade	-0.250*** (0.0267)	-0.287*** (0.0292)	-0.310*** (0.0319)	-0.311*** (0.0316)	-0.330*** (0.0306)	-0.324*** (0.0297)	-0.341*** (0.0327)
Cônjuge	0.0125 (0.0105)	0.0272** (0.0112)	0.0265** (0.0118)	0.0245** (0.0124)	0.0240* (0.0131)	0.0293** (0.0138)	0.0485*** (0.0168)
Raça/Cor	-0.00447 (0.00406)	-0.00417 (0.00394)	-0.00593 (0.00514)	-0.00746 (0.00652)	-0.00616 (0.00655)	-0.00637 (0.00640)	-0.00712 (0.00659)
Horas Afazeres	-0.0234 (0.0255)	-0.0400 (0.0267)	-0.0337 (0.0275)	-0.0423 (0.0295)	-0.0447 (0.0330)	-0.0662* (0.0367)	-0.141*** (0.0488)
Região do País	-0.0304*** (0.0103)	-0.0311*** (0.0110)	-0.0319*** (0.0116)	-0.0297*** (0.0109)	-0.0252** (0.0107)	-0.0262** (0.0103)	-0.0295*** (0.0111)
Posição na Ocupação	-0.00142 (0.0106)	-0.00406 (0.0108)	0.00573 (0.0113)	0.00452 (0.0117)	0.00618 (0.0118)	0.000433 (0.0128)	-0.00298 (0.0129)
Erro de Especificação							
Idade	0.988 (0.887)	0.911 (0.972)	0.0282 (1.019)	0.954 (1.076)	0.848 (1.194)	0.829 (1.232)	0.375 (1.382)
Escolaridade	-0.0450 (0.130)	-0.0490 (0.123)	-0.127 (0.149)	-0.0255 (0.164)	-0.00473 (0.200)	0.149 (0.189)	-0.0645 (0.190)
Cônjuge	-0.00660 (0.0249)	-0.0325 (0.0268)	-0.0496 (0.0302)	-0.0499 (0.0306)	-0.0522 (0.0331)	-0.0668* (0.0356)	-0.123*** (0.0434)
Raça/Cor	0.0315 (0.0290)	0.00505 (0.0312)	0.00555 (0.0328)	0.0442 (0.0349)	0.0340 (0.0372)	0.0174 (0.0381)	0.0283 (0.0450)
Horas Afazeres	-0.184*** (0.0652)	-0.171*** (0.0664)	-0.196*** (0.0733)	-0.169** (0.0773)	-0.164** (0.0797)	-0.0711 (0.0849)	0.0961 (0.0896)
Região do País	-0.0202 (0.0373)	-0.0307 (0.0418)	-0.00137 (0.0474)	0.0220 (0.0472)	-0.00310 (0.0491)	-0.00957 (0.0554)	-0.00885 (0.0608)
Posição na Ocupação	-0.107** (0.0453)	-0.0921* (0.0501)	-0.112** (0.0459)	-0.0598 (0.0520)	-0.00624 (0.0496)	0.00218 (0.0610)	0.115** (0.0520)
Constante	-0.725 (0.900)	-0.533 (0.981)	0.435 (1.038)	-0.763 (1.071)	-0.664 (1.203)	-0.917 (1.277)	-0.344 (1.434)

(continua)

(conclusão)

Indicador	Quantil						
	p40	p45	p50	p55	p60	p65	p70
Efeito estrutura agregado							
Parte não explicada	0.0261 (0.0367)	-0.0490 (0.0440)	-0.0799*** (0.0298)	-0.0317 (0.0320)	-0.0703** (0.0285)	-0.0217 (0.0334)	-0.0854*** (0.0297)
Erro de Reponderação	0.137*** (0.0465)	0.151*** (0.0456)	0.157*** (0.0520)	0.146*** (0.0526)	0.150*** (0.0503)	0.157*** (0.0491)	0.155*** (0.0524)
Parte não explicada							
Idade	-1.343 (0.916)	-0.674 (0.985)	-0.195 (1.043)	-0.904 (1.105)	-0.344 (1.191)	-0.0567 (1.256)	-0.182 (1.347)
Escolaridade	-0.102 (0.161)	-0.0608 (0.161)	-0.0209 (0.168)	-0.0303 (0.186)	-0.00750 (0.203)	-0.137 (0.202)	-0.00464 (0.209)
Cônjuge	0.00279 (0.0219)	0.00111 (0.0236)	0.0159 (0.0273)	0.0192 (0.0274)	0.0231 (0.0283)	0.0259 (0.0308)	0.0331 (0.0340)
Raça/Cor	-0.0216 (0.0291)	0.00628 (0.0320)	0.0158 (0.0342)	-0.0156 (0.0358)	-0.0317 (0.0388)	-0.0206 (0.0404)	-0.0291 (0.0458)
Horas Afazeres	0.145*** (0.0393)	0.156*** (0.0419)	0.163*** (0.0477)	0.148*** (0.0482)	0.112** (0.0510)	0.0805 (0.0532)	0.0546 (0.0585)
Região do País	0.0201 (0.0353)	0.0392 (0.0391)	0.0261 (0.0442)	0.00983 (0.0436)	0.0151 (0.0447)	0.0260 (0.0500)	0.0354 (0.0543)
Posição na Ocupação	0.0818** (0.0393)	0.0568 (0.0447)	0.0678 (0.0432)	0.0482 (0.0469)	0.0241 (0.0442)	0.0368 (0.0564)	-0.0576 (0.0464)
Constante	1.243 (0.929)	0.426 (1.001)	-0.153 (1.066)	0.693 (1.122)	0.138 (1.205)	0.0231 (1.303)	0.0651 (1.400)
Erro de Reponderação							
Idade	-0.00419** (0.00213)	-0.00184 (0.00232)	-0.000807 (0.00234)	-0.00439* (0.00260)	-0.00330 (0.00279)	-0.00294 (0.00267)	-0.00326 (0.00299)
Escolaridade	0.0247*** (0.00889)	0.0330*** (0.00974)	0.0372*** (0.0115)	0.0491*** (0.0127)	0.0592*** (0.0153)	0.0747*** (0.0178)	0.0841*** (0.0222)
Cônjuge	-0.00319 (0.00398)	-0.00369 (0.00434)	-0.000425 (0.00500)	0.000348 (0.00519)	0.000915 (0.00532)	0.00165 (0.00577)	0.00492 (0.00636)
Raça/Cor	-0.000253 (0.00249)	-0.000693 (0.00306)	-0.00102 (0.00357)	-0.000578 (0.00373)	-0.000524 (0.00367)	-0.000876 (0.00421)	-0.000813 (0.00493)
Horas Afazeres	0.0806*** (0.0296)	0.0870*** (0.0305)	0.0914** (0.0360)	0.0876** (0.0383)	0.0878** (0.0389)	0.0691* (0.0363)	0.0603* (0.0324)
Região do País	0.0261*** (0.00995)	0.0275** (0.0110)	0.0258** (0.0117)	0.0197* (0.0114)	0.0204* (0.0104)	0.0268** (0.0108)	0.0302** (0.0135)
Posição na Ocupação	0.0133 (0.0108)	0.00953 (0.00933)	0.00472 (0.00872)	-0.00611 (0.00893)	-0.0141 (0.00998)	-0.0111 (0.0107)	-0.0201* (0.0118)

Fonte: Microdados da PNAD 2015 (IBGE).

Nota: Níveis de significância estatística: *** $p \leq 0,01$, ** $p \leq 0,05$, * $p \leq 0,1$. Erros padrão do tipo *bootstrap* foram utilizados em todo o procedimento (1000 replicações) para o cálculo do p-valor.

Tabela A. 31. Decomposição RIF da diferença do logaritmo do rendimento/hora entre mães e não mães com idade entre 35 e 44 anos para os quantis p75 a p95, com reponderação – Brasil, 2015

Indicador	Quantil				
	p75	p80	p85	p90	p95
Diferencial do logaritmo do rendimento/hora					
Diferença total	-0.319*** (0.0381)	-0.373*** (0.0390)	-0.420*** (0.0382)	-0.373*** (0.0369)	-0.501*** (0.0688)
Efeito composição agregado	-0.467*** (0.0633)	-0.465*** (0.0473)	-0.535*** (0.0660)	-0.401*** (0.0718)	-0.524*** (0.0785)
Efeito estrutura agregado	0.148** (0.0630)	0.0916** (0.0398)	0.116* (0.0674)	0.0277 (0.0753)	0.0237 (0.0766)
Efeito composição agregado					
Parte explicada	-0.500*** (0.0727)	-0.455*** (0.0759)	-0.424*** (0.0818)	-0.480*** (0.0995)	-0.510*** (0.136)
Erro de Especificação	0.0332 (0.0519)	-0.0101 (0.0627)	-0.111** (0.0529)	0.0792 (0.0728)	-0.0146 (0.119)
Parte explicada					
Idade	0.00746 (0.00670)	0.00382 (0.00779)	0.000617 (0.00805)	0.00683 (0.0108)	-0.0127 (0.0165)
Escolaridade	-0.319*** (0.0288)	-0.316*** (0.0296)	-0.271*** (0.0294)	-0.228*** (0.0295)	-0.225*** (0.0429)
Cônjuge	0.0645*** (0.0192)	0.0792*** (0.0210)	0.0770*** (0.0233)	0.00932 (0.0277)	-0.0424 (0.0413)
Raça/Cor	-0.00820 (0.00708)	-0.00664 (0.00753)	-0.00538 (0.00699)	-0.00535 (0.00731)	-0.00861 (0.0132)
Horas Afazeres	-0.197*** (0.0566)	-0.176*** (0.0610)	-0.193*** (0.0683)	-0.214*** (0.0783)	-0.125 (0.113)
Região do País	-0.0316*** (0.0118)	-0.0409*** (0.0124)	-0.0404*** (0.0139)	-0.0477*** (0.0158)	-0.0651*** (0.0242)
Posição na Ocupação	-0.0159 (0.0143)	0.00162 (0.0149)	0.00743 (0.0166)	-0.00135 (0.0177)	-0.0311 (0.0257)
Erro de Especificação					
Idade	0.713 (1.375)	-0.157 (1.451)	-0.883 (1.859)	-4.225* (2.458)	0.672 (3.110)
Escolaridade	0.0380 (0.132)	0.0405 (0.133)	0.255* (0.133)	0.335* (0.190)	0.103 (0.361)
Cônjuge	-0.178*** (0.0457)	-0.198*** (0.0503)	-0.119** (0.0577)	0.0948 (0.0665)	-0.0187 (0.102)
Raça/Cor	0.0538 (0.0519)	0.0196 (0.0493)	-0.0110 (0.0507)	0.0601 (0.0739)	0.135 (0.0825)
Horas Afazeres	0.281*** (0.0938)	0.205** (0.102)	0.215* (0.118)	0.280** (0.132)	0.398** (0.185)
Região do País	0.0288 (0.0639)	0.0780 (0.0542)	-0.0520 (0.0684)	-0.0863 (0.0922)	-0.128 (0.173)
Posição na Ocupação	0.0500 (0.0496)	0.0410 (0.0538)	-0.00767 (0.0585)	0.0379 (0.0703)	0.0990 (0.0933)
Constante	-0.954 (1.399)	-0.0403 (1.467)	0.492 (1.863)	3.583 (2.466)	-1.275 (3.128)

(continua)

(conclusão)

Indicador	Quantil				
	p75	p80	p85	p90	p95
Efeito estrutura agregado					
Parte não explicada	0.00792 (0.0382)	-0.0615 (0.0382)	-0.113** (0.0561)	-0.173*** (0.0561)	-0.124 (0.0797)
Erro de Reponderação	0.140*** (0.0535)	0.153*** (0.0452)	0.229*** (0.0460)	0.201*** (0.0629)	0.147*** (0.0491)
Parte não explicada					
Idade	0.132 (1.374)	1.454 (1.448)	2.603 (2.036)	5.672** (2.755)	6.040* (3.490)
Escolaridade	-0.0599 (0.165)	-0.0471 (0.179)	-0.280 (0.251)	-0.215 (0.389)	0.234 (0.692)
Cônjuge	0.0575 (0.0357)	0.0500 (0.0411)	-0.0275 (0.0512)	-0.112* (0.0599)	0.0929 (0.0922)
Raça/Cor	-0.0733 (0.0518)	-0.0708 (0.0464)	-0.0640 (0.0525)	-0.144* (0.0780)	-0.207** (0.0874)
Horas Afazeres	-0.0162 (0.0542)	-0.0168 (0.0523)	-0.0177 (0.0728)	-0.0844 (0.0887)	-0.356** (0.160)
Região do País	0.0127 (0.0582)	0.0246 (0.0514)	0.152** (0.0678)	0.186** (0.0929)	0.219 (0.177)
Posição na Ocupação	0.0230 (0.0413)	0.000567 (0.0467)	0.00678 (0.0588)	-0.0444 (0.0724)	-0.0666 (0.103)
Constante	-0.0680 (1.399)	-1.456 (1.474)	-2.486 (2.050)	-5.433* (2.776)	-6.079* (3.494)
Erro de Reponderação					
Idade	-0.00283 (0.00308)	-0.000825 (0.00323)	0.00234 (0.00437)	0.00791 (0.00624)	0.00866 (0.00958)
Escolaridade	0.0865*** (0.0262)	0.0886*** (0.0273)	0.130*** (0.0282)	0.119*** (0.0373)	0.0884*** (0.0296)
Cônjuge	0.00906 (0.00666)	0.00751 (0.00756)	-0.00564 (0.00893)	-0.0200 (0.0122)	0.0180 (0.0166)
Raça/Cor	-0.000536 (0.00454)	-0.000885 (0.00425)	-0.00122 (0.00506)	0.000119 (0.00642)	0.000913 (0.00515)
Horas Afazeres	0.0325 (0.0285)	0.0447** (0.0224)	0.0528** (0.0234)	0.0443 (0.0303)	-0.0572 (0.0490)
Região do País	0.0259* (0.0148)	0.0248* (0.0135)	0.0360*** (0.0120)	0.0461** (0.0181)	0.0658*** (0.0243)
Posição na Ocupação	-0.0103 (0.0118)	-0.0107 (0.0129)	0.0150 (0.0138)	0.00381 (0.0176)	0.0227 (0.0226)

Fonte: Microdados da PNAD 2015 (IBGE).

Nota: Níveis de significância estatística: *** $p \leq 0,01$, ** $p \leq 0,05$, * $p \leq 0,1$. Erros padrão do tipo *bootstrap* foram utilizados em todo o procedimento (1000 replicações) para o cálculo do p-valor.