

Janaína Teodoro Guiginski

O prêmio salarial masculino do casamento no Brasil

Belo Horizonte, MG
UFMG/Cedeplar
2019

Janaína Teodoro Guiginski

O prêmio salarial masculino do casamento no Brasil

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. Simone Wajnman

Co-orientadora: Prof^a. Flávia Lúcia Chein Feres

Belo Horizonte, MG
Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional
Faculdade de Ciências Econômicas - UFMG
2019

Ficha catalográfica

Guiginski, Janaína Teodoro.
G951p O prêmio salarial masculino do casamento no Brasil [manuscrito] /
2019 Janaína Teodoro Guiginski. – 2019.
192 f.: il., gráfs. e tabs.

Orientadora: Simone Wajnman.
Coorientadora: Flávia Lúcia Chein Feres.
Tese (doutorado) – Universidade Federal de Minas Gerais, Centro
de Desenvolvimento e Planejamento Regional.
Inclui bibliografia (f. 167-174).

1. Mercado de trabalho – Brasil – Teses. 2. Demografia – Teses.
3. Salários – Brasil – Teses. I. Wajnman, Simone. II. Feres, Flávia
Lúcia Chein. III. Universidade Federal de Minas Gerais. Centro de
Desenvolvimento e Planejamento Regional. IV. Título.

CDD: 331.120981

Elaborada pela Biblioteca da FACE/UFMG. –RSS104/2019



Cedeplar

Curso de Pós-Graduação em Demografia da Faculdade de Ciências Econômicas

ATA DE DEFESA DE TESE DE JANAÍNA TEODORO GUIGINSKI Nº. REGISTRO 2015667118. Às quatorze horas do dia trinta e um do mês de maio de dois mil e dezanove, reuniu-se na *Faculdade de Ciências Econômicas* da Universidade Federal de Minas Gerais a Comissão Examinadora de TESE, indicada “*ad referendum*” pelo Colegiado do Curso em 09/05/2019, para julgar, em exame final, o trabalho final intitulado “**O prêmio salarial masculino do casamento no Brasil**”, 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, Flávia Lúcia Chein Feres, Gilvan Ramalho Guedes, Eduardo Luiz Gonçalves Rios Neto, Maria Carolina Tomás e Regina Carla Madalozzo (Participação por videoconferência) 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, 31 de maio de 2019.

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

Profa. Flávia Lúcia Chein Feres
(Coorientadora) (UFJF)

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

Prof. Eduardo Luiz Gonçalves Rios Neto
(CEDEPLAR/FACE/UFMG)

Profa. Maria Carolina Tomás
(PUC Minas)

Profa. Regina Carla Madalozzo
(INSPER/SP)
(Participação por videoconferência)

assinatura em ata anexa

—Prof. Laura Lidia Rodriguez Wong
 Coordenadora do Curso de Pós-Graduação
 em Demografia



Cedeplar

Curso de Pós-Graduação em Demografia da Faculdade de Ciências Econômicas

ATA DE DEFESA DE TESE DE JANAÍNA TEODORO GUIGINSKI N.º REGISTRO 2015667118. Às quatorze horas do dia trinta e um do mês de maio de dois mil e dezanove, reuniu-se na *Faculdade de Ciências Econômicas* da Universidade Federal de Minas Gerais a Comissão Examinadora de TESE, indicada "ad referendum" pelo Colegiado do Curso em 09/05/2019, para julgar, em exame final, o trabalho final intitulado "O prêmio salarial masculino do casamento no Brasil", 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, Flávia Lúcia Chein Feres, Gilvan Ramalho Guedes, Eduardo Luiz Gonçalves Rios Neto, Maria Carolina Tomás e Regina Carla Madalozzo (Participação por videoconferência) se reuniu, sem a presença da candidata e do público, para julgamento e expedição do resultado final. A Comissão APROVA 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, 31 de maio de 2019.

Profa. Regina Carla Madalozzo
(INSPER/SP)
(Participação por videoconferência)





Prof.ª Laura Lídia Rodríguez Wong
Coordenadora do Curso de Pós-Graduação
em Demografia

*“Um dia
Vivi a ilusão de que ser homem bastaria
Que o mundo masculino tudo me daria
Do que eu quisesse ter*

*(...)
Quem sabe
O Super-homem venha nos restituir a glória
Mudando como um deus o curso da história
Por causa da mulher.”*

[Superhomem, a canção – Gilberto Gil]

AGRADECIMENTOS

Sobre os ombros de gigantes – não foi fácil, mas possível. Sou imensamente grata às pessoas que me cercaram nos últimos anos. Tento, nestas linhas, reproduzir alguns agradecimentos, outros deixo guardados, pois jamais terei palavras... Aos mais próximos, agradeço ao Cedeplar, verdadeiro gigante; ao CNPq, os meios para o fim, cuja taxa de bancada possibilitou muito trabalho e muita pesquisa. Aos professores que tive na UFMG e, antes, na UFSJ. O que aprendi não cabe no diploma. No percurso, nem todos os planos deram certo. Mesmo assim, deixo um agradecimento aos alunos da UFSJ e da UFLA que participaram de nossos grupos focais e forneceram muitos dos insights para as análises desta tese. Agradeço especialmente à minha orientadora, Professora Simone Wajnman, pela liberdade e confiança que depositou em meu trabalho e pela generosidade em compartilhar seus conhecimentos comigo. Aprendi muito sobre a pesquisa e sobre a vida. Aos que estiveram desde antes, meus pais, Angel e Blá, meu Porto Seguro (literal e metafórico) e fonte de inspiração. Sou grata e, acima de tudo, uma baita sortuda por ter vocês ao meu lado, haja o que houver. Meu irmão Igor, que resolveu conhecer terras estrangeiras e me convidou para ir junto. Eu fui. Em troca, convidei-o para universos paralelos, e ele foi. Minhas avós, tão geminianas e tão diferentes, Adair e Gizelda. Pacientemente dividem parte de suas sabedorias comigo. Ouço sempre, aprendo sempre. Aos meus tios, Jussara e Pedro. Obrigada pelo carinho e apoio. Ando por aí, mais esperta e mais elegante. Marcelo, meu revisor oficial e conselheiro informal, ou o contrário. Aprendeu tanto ou mais do que eu sobre o prêmio do casamento, colocando em prática os conceitos do capital humano compartilhado. Aos que se juntaram ao durante, Laz e Najara: primeiramente, “Morte ao Punk!”. Agradeço especialmente pela gentileza com que trataram as esquisitices que, em algum momento, assolam um pós-graduando. Por fim, sou grata por passar ilesa pelos últimos anos, sem o ônus do psiquiatra, entre outros danos colaterais do pertencimento à classe “você só estuda?”. Gilberto, Caetano, Lauryn e Nina, Chico (Sciente e Buarque) e muitos outros, sem contar minha amiga Camila, que me acompanharam durante o percurso e tornaram meus dias mais coloridos.

Encerro meus agradecimentos, mas não a caminhada. Ao leitor, partindo do pressuposto de que, se você leu até aqui, pretende ler a tese: não se impressione com o número de páginas – a maior parte delas são tabelas e gráficos. E o tema é ótimo! Boa leitura.

SUMÁRIO

| | |
|--|----|
| 1 INTRODUÇÃO | 24 |
| 2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA..... | 31 |
| 2.1 Principais Hipóteses para o Prêmio Salarial Masculino do Casamento | 33 |
| 2.2 O prêmio salarial masculino do casamento ao longo da distribuição de rendimentos..... | 41 |
| 2.3 Prêmios e Penalidades para Características da Esposa/Parceira – A Escolaridade e a Oferta de Trabalho da Mulher..... | 44 |
| 2.4 O Contexto Nacional – Casamento e Coabitação no Brasil | 52 |
| 2.5 Diferenças entre os prêmios para o casamento e para a coabitação..... | 55 |
| 2.6. Estudos sobre o prêmio salarial masculino do casamento no Brasil..... | 60 |
| 3 BASE DE DADOS, AMOSTRA E VARIÁVEIS | 63 |
| 3.1 Variáveis..... | 64 |
| 4 MÉTODOS | 67 |
| 4.1 Modelo de Regressão Linear | 67 |
| 4.2 Regressão Quantílica | 69 |
| 4.3 Método Oaxaca-Blinder para decomposição dos diferenciais de rendimentos por estado conjugal | 70 |
| 4.4 Correção do viés de seleção no estado conjugal – método de correção baseado no modelo logístico multinomial..... | 72 |
| 4.4.1 Decomposição dos diferenciais de rendimentos após correção do viés de seleção..... | 76 |
| 5 RESULTADOS | 78 |
| 5.1 DESCRIÇÃO DA AMOSTRA | 78 |
| 5.1.1 Estatísticas Descritivas Básicas | 78 |
| 5.1.2 Composição da amostra segundo estado conjugal..... | 81 |
| 5.1.3 Rendimento/hora médio segundo estado conjugal | 90 |

| | |
|--|-----|
| 5.2 REGRESSÃO LINEAR – PRÊMIOS DO CASAMENTO E DA COABITAÇÃO | 95 |
| 5.3 REGRESSÃO QUANTÍLICA E POR NÍVEL DE RIQUEZA DOMICILIAR | 101 |
| 5.4 DECOMPOSIÇÃO DOS DIFERENCIAIS DE RENDIMENTOS POR ESTADO CONJUGAL | 106 |
| 5.4.1 Decomposição do diferencial de rendimentos entre homens casados e solteiros | 108 |
| 5.4.2 Decomposição do diferencial de rendimentos entre homens unidos e solteiros | 111 |
| 5.4.3 Decomposição do diferencial de rendimentos entre homens casados e unidos | 114 |
| 5.5 A SELETIVIDADE NO ESTADO CONJUGAL - CORREÇÃO DO VIÉS DE SELEÇÃO PARA DADOS TRANSVERSAIS | 118 |
| 5.6 ANÁLISES POR POSIÇÃO NA OCUPAÇÃO | 130 |
| 5.7 PRÊMIOS E PENALIDADES PARA CARACTERÍSTICAS DA ESPOSA/PARCEIRA – ESCOLARIDADE E TRABALHO DA MULHER..... | 140 |
| 6 CONSIDERAÇÕES FINAIS | 157 |
| REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS | 169 |
| APÊNDICE A..... | 177 |
| ANEXOS | 181 |

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

| | |
|---|----|
| TABELA 3.1 – PASSO A PASSO PARA RECORTE DA AMOSTRA DOS HOMENS BRASILEIROS ADULTOS E OCUPADOS EM 2010. | 64 |
| TABELA 3.2 – DESCRIÇÃO DO AGRUPAMENTO DAS OCUPAÇÕES EM NÍVEIS SÓCIO OCUPACIONAIS. | 66 |
| FIGURA 5.1.1 – ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DA AMOSTRA. DISTRIBUIÇÃO, HORAS DE TRABALHO E RENDIMENTOS MÉDIOS, SEGUNDO ESTADO CONJUGAL. HOMENS ADULTOS OCUPADOS – BRASIL URBANO, 2010. | 79 |
| TABELA 5.1.1 - ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DE CASADOS, SOLTEIROS E UNIDOS. HOMENS ADULTOS OCUPADOS - BRASIL URBANO, 2010. | 80 |
| FIGURA 5.1.2 – ESTIMATIVAS DE DENSIDADE KERNEL PARA O LOGARITMO NATURAL DO RENDIMENTO/HORA, SEGUNDO ESTADO CONJUGAL. HOMENS ADULTOS OCUPADOS – BRASIL URBANO, 2010. | 81 |
| TABELA 5.1.2 – COMPOSIÇÃO DE CASADOS, SOLTEIROS E UNIDOS, POR CARACTERÍSTICAS INDIVIDUAIS, LOCALIZAÇÃO GEOGRÁFICA E CARACTERÍSTICAS DA INSERÇÃO NO MERCADO DE TRABALHO. HOMENS ADULTOS OCUPADOS – BRASIL URBANO, 2010. | 82 |
| TABELA 5.1.3 – EFEITOS MARGINAIS DO MODELO MULTINOMIAL PARA ESTADO CONJUGAL. HOMENS ADULTOS OCUPADOS – BRASIL URBANO, 2010. | 84 |
| FIGURA 5.1.3 – COMPOSIÇÃO POR IDADE E NÍVEL DE ESCOLARIDADE DE CASADOS, SOLTEIROS E UNIDOS. HOMENS ADULTOS OCUPADOS – BRASIL URBANO, 2010. | 86 |
| FIGURA 5.1.4 – COMPOSIÇÃO POR IDADE E NÍVEL SÓCIO OCUPACIONAL DE CASADOS, SOLTEIROS E UNIDOS. HOMENS ADULTOS OCUPADOS – BRASIL URBANO, 2010. | 88 |

| | |
|--|-----|
| FIGURA 5.1.5 – COMPOSIÇÃO POR IDADE E POSIÇÃO NA OCUPAÇÃO DE CASADOS, SOLTEIROS E UNIDOS. HOMENS ADULTOS OCUPADOS – BRASIL URBANO, 2010..... | 89 |
| FIGURA 5.1.6 – MÉDIA DO RENDIMENTO/HORA POR FAIXA ETÁRIA PARA CASADOS, SOLTEIROS E UNIDOS. HOMENS ADULTOS OCUPADOS – BRASIL URBANO, 2010..... | 90 |
| TABELA 5.1.4 – RENDIMENTO/HORA MÉDIO DE CASADOS, SOLTEIROS E UNIDOS, POR CARACTERÍSTICAS INDIVIDUAIS, LOCALIZAÇÃO GEOGRÁFICA E CARACTERÍSTICAS DA INSERÇÃO NO MERCADO DE TRABALHO. TESTE DE MÉDIAS PARA DIFERENÇAS ENTRE MÉDIAS DO RENDIMENTO/HORA DE CASADOS E UNIDOS, EM RELAÇÃO AOS SOLTEIROS. HOMENS ADULTOS OCUPADOS – BRASIL URBANO, 2010..... | 92 |
| FIGURA 5.1.7 – MÉDIA DO RENDIMENTO MENSAL, POR JORNADA DE TRABALHO, PARA CASADOS, SOLTEIROS E UNIDOS. HOMENS ADULTOS OCUPADOS – BRASIL URBANO, 2010..... | 94 |
| TABELA 5.2.1 - COMPARAÇÃO ENTRE MODELOS DE REGRESSÃO LINEAR PARA O LOGARITMO NATURAL DO RENDIMENTO/HORA DE HOMENS ADULTOS OCUPADOS – BRASIL URBANO, 2010..... | 96 |
| TABELA 5.2.2 – MODELO DE REGRESSÃO LINEAR PARA O LOGARITMO NATURAL DO RENDIMENTO/HORA. HOMENS ADULTOS OCUPADOS - BRASIL URBANO, 2010. | 99 |
| FIGURA 5.3.1 – COMPARAÇÃO ENTRE COEFICIENTES PARA O CASAMENTO E PARA A COABITAÇÃO. REGRESSÃO QUANTÍLICA E REGRESSÃO LINEAR PARA O LOGARITMO NATURAL DO RENDIMENTO/HORA. HOMENS ADULTOS OCUPADOS – BRASIL URBANO, 2010..... | 102 |
| FIGURA 5.3.2 – COEFICIENTES PARA O CASAMENTO E PARA A COABITAÇÃO. REGRESSÃO QUANTÍLICA PARA O LOGARITMO NATURAL DO RENDIMENTO/HORA. HOMENS ADULTOS OCUPADOS – BRASIL URBANO, 2010..... | 103 |

| | |
|--|-----|
| FIGURA 5.3.3 – COMPARAÇÃO ENTRE COEFICIENTES PARA O CASAMENTO E PARA A COABITAÇÃO. REGRESSÕES QUANTÍLICAS PARA O LOGARITMO NATURAL DO RENDIMENTO MENSAL E PARA O RENDIMENTO/HORA. HOMENS ADULTOS OCUPADOS – BRASIL URBANO, 2010..... | 104 |
| FIGURA 5.3.4 – COEFICIENTES PARA O CASAMENTO E PARA A COABITAÇÃO. REGRESSÕES LINEARES PARA O LOGARITMO NATURAL DO RENDIMENTO/HORA. ESTIMATIVAS SEPARADAS POR NÍVEL DE RIQUEZA DOMICILIAR. HOMENS ADULTOS OCUPADOS – BRASIL URBANO, 2010..... | 105 |
| TABELA 5.4.1 – DECOMPOSIÇÃO PARA O DIFERENCIAL DE RENDIMENTOS ENTRE CASADOS E SOLTEIROS. HOMENS ADULTOS OCUPADOS - BRASIL URBANO, 2010. | 109 |
| FIGURA 5.4.1 – DECOMPOSIÇÃO DO DIFERENCIAL DE RENDIMENTOS ENTRE CASADOS E SOLTEIROS. HOMENS ADULTOS OCUPADOS - BRASIL URBANO, 2010..... | 110 |
| FIGURA 5.4.2. DECOMPOSIÇÃO DETALHADA DO DIFERENCIAL DE RENDIMENTOS ENTRE CASADOS E SOLTEIROS. HOMENS ADULTOS OCUPADOS - BRASIL URBANO, 2010. | 111 |
| TABELA 5.4.2 – DECOMPOSIÇÃO PARA O DIFERENCIAL DE RENDIMENTOS ENTRE UNIDOS E SOLTEIROS. HOMENS ADULTOS OCUPADOS - BRASIL URBANO, 2010. | 112 |
| FIGURA 5.4.3 – DECOMPOSIÇÃO DO DIFERENCIAL DE RENDIMENTOS ENTRE UNIDOS E SOLTEIROS. HOMENS ADULTOS OCUPADOS - BRASIL URBANO, 2010..... | 113 |
| FIGURA 5.4.4 – DECOMPOSIÇÃO DETALHADA DO DIFERENCIAL DE RENDIMENTOS ENTRE UNIDOS E SOLTEIROS. HOMENS ADULTOS OCUPADOS - BRASIL URBANO, 2010. | 114 |
| TABELA 5.4.3 – DECOMPOSIÇÃO PARA O DIFERENCIAL DE RENDIMENTOS ENTRE CASADOS E UNIDOS. HOMENS ADULTOS OCUPADOS - BRASIL URBANO, 2010. | 115 |

| | |
|--|-----|
| FIGURA 5.4.5 – DECOMPOSIÇÃO DO DIFERENCIAL DE RENDIMENTOS ENTRE CASADOS E UNIDOS. HOMENS ADULTOS OCUPADOS - BRASIL URBANO, 2010..... | 116 |
| FIGURA 5.4.6 – DECOMPOSIÇÃO DETALHADA DO DIFERENCIAL DE RENDIMENTOS ENTRE CASADOS E UNIDOS. HOMENS ADULTOS OCUPADOS - BRASIL URBANO, 2010. | 116 |
| TABELA 5.5.1 – FREQUÊNCIA E PROPORÇÃO DE CASADOS, SOLTEIROS E UNIDOS, POR RELIGIÃO. HOMENS ADULTOS OCUPADOS - BRASIL URBANO, 2010. | 120 |
| TABELA 5.5.2 – RENDIMENTO/HORA MÉDIO DE CASADOS, SOLTEIROS E UNIDOS, SEGUNDO RELIGIÃO (EM R\$). HOMENS ADULTOS OCUPADOS - BRASIL URBANO, 2010. | 121 |
| TABELA 5.5.3 – EQUAÇÃO DE SELEÇÃO. COEFICIENTES ESTIMADOS PELO MODELO LOGÍSTICO MULTINOMIAL PARA O ESTADO CONJUGAL. HOMENS ADULTOS OCUPADOS – BRASIL URBANO, 2010..... | 122 |
| TABELA 5.5.4 – EFEITOS MARGINAIS PARA A RELIGIÃO, SEGUNDO MODELO MULTINOMIAL PARA ESTADO CONJUGAL. HOMENS ADULTOS OCUPADOS – BRASIL URBANO, 2010..... | 123 |
| TABELA 5.5.5 – EQUAÇÕES DE RENDIMENTO. MODELOS DE REGRESSÃO LINEAR PARA O LOGARITMO NATURAL DO RENDIMENTO/HORA – SEM CORREÇÃO E COM CORREÇÃO DO VIÉS DE SELEÇÃO NO ESTADO CONJUGAL. HOMENS ADULTOS OCUPADOS – BRASIL URBANO, 2010..... | 124 |
| TABELA 5.5.6 – MÉDIAS PREDITAS PARA O LOGARITMO NATURAL DO RENDIMENTO/HORA E DIFERENCIAIS ENTRE SOLTEIROS, UNIDOS E CASADOS. ESTIMATIVAS SEPARADAS POR ESTADO CONJUGAL, SEM E COM CORREÇÃO PARA O VIÉS DE SELEÇÃO NO ESTADO CONJUGAL. HOMENS ADULTOS OCUPADOS – BRASIL URBANO, 2010..... | 129 |

| | |
|--|-----|
| TABELA 5.6.1 – FREQUÊNCIA E PROPORÇÃO DE CASADOS, SOLTEIROS E UNIDOS, POR POSIÇÃO NA OCUPAÇÃO. HOMENS ADULTOS OCUPADOS – BRASIL URBANO, 2010..... | 131 |
| FIGURA 5.6.1 – ESTIMATIVAS DE DENSIDADE KERNEL PARA O LOGARITMO NATURAL DO RENDIMENTO/HORA, POR POSIÇÃO NA OCUPAÇÃO. HOMENS ADULTOS OCUPADOS – BRASIL URBANO, 2010..... | 132 |
| TABELA 5.6.2 – RENDIMENTO/HORA MÉDIO DE CASADOS, SOLTEIROS E UNIDOS, SEGUNDO POSIÇÃO NA OCUPAÇÃO. HOMENS ADULTOS OCUPADOS – BRASIL URBANO, 2010..... | 133 |
| TABELA 5.6.3 – MODELOS DE REGRESSÃO LINEAR PARA O LOGARITMO NATURAL DO RENDIMENTO/HORA. ESTIMATIVAS SEPARADAS POR POSIÇÃO NA OCUPAÇÃO. HOMENS ADULTOS OCUPADOS – BRASIL URBANO, 2010..... | 135 |
| FIGURA 5.6.2 – COEFICIENTES O PARA O CASAMENTO E PARA A COABITAÇÃO. REGRESSÕES LINEARES PARA O LOGARITMO NATURAL DO RENDIMENTO/HORA. ESTIMATIVAS SEPARADAS POR POSIÇÃO NA OCUPAÇÃO. HOMENS ADULTOS OCUPADOS – BRASIL URBANO, 2010..... | 136 |
| FIGURA 5.6.3 – COEFICIENTES PARA O CASAMENTO. REGRESSÕES QUANTÍLICAS PARA O LOGARITMO NATURAL DO RENDIMENTO/HORA. ESTIMATIVAS SEPARADAS POR POSIÇÃO NA OCUPAÇÃO. HOMENS ADULTOS OCUPADOS – BRASIL URBANO, 2010..... | 137 |
| FIGURA 5.6.4 – COEFICIENTES PARA A COABITAÇÃO. REGRESSÕES QUANTÍLICAS PARA O LOGARITMO NATURAL DO RENDIMENTO/HORA. ESTIMATIVAS SEPARADAS POR POSIÇÃO NA OCUPAÇÃO. HOMENS ADULTOS OCUPADOS – BRASIL URBANO, 2010..... | 138 |
| TABELA 5.7.1 – COMPOSIÇÃO DE CASADOS E UNIDOS, SEGUNDO CARACTERÍSTICAS PRODUTIVAS DA ESPOSA/PARCEIRA. HOMENS ADULTOS OCUPADOS COM CÔNJUGE – BRASIL URBANO, 2010..... | 141 |

| | |
|---|-----|
| TABELA 5.7.2 – DISTRIBUIÇÃO CONDICIONAL DA ESCOLARIDADE DA ESPOSA/PARCEIRA, SEGUNDO ESCOLARIDADE DO HOMEM. HOMENS ADULTOS OCUPADOS COM CÔNJUGE – BRASIL URBANO, 2010..... | 142 |
| TABELA 5.7.3 – DISTRIBUIÇÃO CONDICIONAL DA JORNADA DE TRABALHO DA ESPOSA/PARCEIRA, SEGUNDO JORNADA DE TRABALHO DO HOMEM. HOMENS ADULTOS OCUPADOS COM CÔNJUGE – BRASIL URBANO, 2010..... | 143 |
| TABELA 5.7.4 – DISTRIBUIÇÃO CONDICIONAL DA POSIÇÃO NA OCUPAÇÃO DA ESPOSA/PARCEIRA, SEGUNDO POSIÇÃO NA OCUPAÇÃO DO HOMEM. HOMENS ADULTOS OCUPADOS COM CÔNJUGE – BRASIL URBANO, 2010..... | 143 |
| TABELA 5.7.5 – COEFICIENTES ESTIMADOS PARA ESTADO CONJUGAL E CARACTERÍSTICAS PRODUTIVAS DA ESPOSA/PARCEIRA. MODELOS DE REGRESSÃO LINEAR PARA O LOGARITMO NATURAL DO RENDIMENTO/HORA. HOMENS ADULTOS OCUPADOS – BRASIL URBANO, 2010..... | 145 |
| FIGURA 5.7.1 – COEFICIENTES PARA A ESCOLARIDADE DA ESPOSA/PARCEIRA. REGRESSÕES LINEARES PARA O LOGARITMO NATURAL DO RENDIMENTO/HORA. ESTIMATIVAS SEPARADAS PARA CASADOS E PARA UNIDOS. HOMENS ADULTOS OCUPADOS – BRASIL URBANO, 2010..... | 147 |
| FIGURA 5.7.2 – COEFICIENTES PARA A JORNADA DE TRABALHO DA ESPOSA/PARCEIRA. REGRESSÕES LINEARES PARA O LOGARITMO NATURAL DO RENDIMENTO/HORA. ESTIMATIVAS PARA TRÊS AMOSTRAS DIFERENTES. HOMENS ADULTOS OCUPADOS – BRASIL URBANO, 2010..... | 148 |
| TABELA 5.7.6 – COEFICIENTES ESTIMADOS PARA CARACTERÍSTICAS PRODUTIVAS DA ESPOSA/PARCEIRA. MODELOS DE REGRESSÃO LINEAR PARA O LOGARITMO NATURAL DO RENDIMENTO/HORA. ESTIMATIVAS SEPARADAS POR POSIÇÃO NA OCUPAÇÃO. | |

| | |
|---|-----|
| HOMENS ADULTOS OCUPADOS, CASADOS OU UNIDOS – BRASIL URBANO, 2010..... | 150 |
| FIGURA 5.7.3 – COEFICIENTES PARA ESPOSA/PARCEIRA QUE TRABALHA NA MESMA ÁREA. REGRESSÕES LINEARES PARA O LOGARITMO NATURAL DO RENDIMENTO/HORA. ESTIMATIVAS SEPARADAS POR POSIÇÃO NA OCUPAÇÃO. HOMENS ADULTOS OCUPADOS, CASADOS OU UNIDOS – BRASIL URBANO, 2010..... | 151 |
| TABELA 5.7.7 – COEFICIENTES ESTIMADOS PARA CARACTERÍSTICAS PRODUTIVAS DA ESPOSA/PARCEIRA. MODELOS DE REGRESSÃO LINEAR PARA O LOGARITMO NATURAL DO RENDIMENTO/HORA. ESTIMATIVAS SEPARADAS POR NÍVEL DE RIQUEZA DOMICILIAR. HOMENS ADULTOS OCUPADOS, CASADOS OU UNIDOS – BRASIL URBANO, 2010..... | 154 |
| FIGURA 5.7.4 – COEFICIENTES PARA A JORNADA DE TRABALHO DA ESPOSA/PARCEIRA. REGRESSÕES LINEARES PARA O LOGARITMO NATURAL DO RENDIMENTO/HORA. ESTIMATIVAS SEPARADAS POR NÍVEL DE RIQUEZA DOMICILIAR. HOMENS ADULTOS OCUPADOS, CASADOS OU UNIDOS – BRASIL URBANO, 2010. | 155 |
| FIGURA 5.7.5 – COEFICIENTES PARA O NÍVEL DE ESCOLARIDADE DA ESPOSA/PARCEIRA. REGRESSÕES LINEARES PARA O LOGARITMO NATURAL DO RENDIMENTO/HORA. ESTIMATIVAS SEPARADAS POR NÍVEL DE RIQUEZA DOMICILIAR. HOMENS ADULTOS OCUPADOS, CASADOS OU UNIDOS – BRASIL URBANO, 2010. | 156 |
| TABELA 1 – MÉDIA, DESVIO PADRÃO E CARGAS DA ANÁLISE DE COMPONENTES PRINCIPAIS. DOMICÍLIOS – BRASIL URBANO, 2010... | 178 |
| FIGURA 1 – PROPORÇÃO E RENDA DOMICILIAR MÉDIA, POR NÍVEL DE RIQUEZA DOMICILIAR. DOMICÍLIOS – BRASIL URBANO, 2010. | 179 |
| FIGURA 2 – PROPORÇÃO E RENDA DOMICILIAR MÉDIA, POR NÍVEL DE RIQUEZA DOMICILIAR. HOMENS ADULTOS OCUPADOS – BRASIL URBANO, 2010..... | 180 |

| | |
|---|-----|
| TABELA A1 – COEFICIENTES ESTIMADOS PELO MODELO LOGÍSTICO MULTINOMIAL PARA O ESTADO CONJUGAL. HOMENS ADULTOS OCUPADOS – BRASIL URBANO, 2010..... | 181 |
| TABELA A2 – REGRESSÃO QUANTÍLICA PARA O LOGARITMO NATURAL DO RENDIMENTO/HORA. HOMENS ADULTOS OCUPADOS – BRASIL URBANO, 2010. | 182 |
| TABELA A3 – MODELOS DE REGRESSÃO LINEAR PARA O LOGARITMO NATURAL DO RENDIMENTO/HORA. ESTIMATIVAS SEPARADAS POR NÍVEL DE RIQUEZA DOMICILIAR. HOMENS ADULTOS OCUPADOS – BRASIL URBANO, 2010..... | 184 |
| TABELA A4 – EFEITOS MARGINAIS PARA PROBABILIDADES DE SER CASADO. MODELO MULTINOMIAL PARA ESTADO CONJUGAL. ESTIMATIVAS SEPARADAS POR POSIÇÃO NA OCUPAÇÃO. HOMENS ADULTOS OCUPADOS – BRASIL URBANO, 2010..... | 186 |
| TABELA A5 – EFEITOS MARGINAIS PARA PROBABILIDADES DE SER SOLTEIRO. MODELO MULTINOMIAL PARA ESTADO CONJUGAL. ESTIMATIVAS SEPARADAS POR POSIÇÃO NA OCUPAÇÃO. HOMENS ADULTOS OCUPADOS – BRASIL URBANO, 2010..... | 187 |
| TABELA A6 – EFEITOS MARGINAIS PARA PROBABILIDADES DE SER UNIDO. MODELO MULTINOMIAL PARA ESTADO CONJUGAL. ESTIMATIVAS SEPARADAS POR POSIÇÃO NA OCUPAÇÃO. HOMENS ADULTOS OCUPADOS – BRASIL URBANO, 2010..... | 188 |
| TABELA A7 – MODELOS DE REGRESSÃO LINEAR PARA O LOGARITMO NATURAL DO RENDIMENTO/HORA, COM CONTROLES PARA CARACTERÍSTICAS PRODUTIVAS DA ESPOSA/PARCEIRA. HOMENS ADULTOS OCUPADOS – BRASIL URBANO, 2010..... | 189 |
| TABELA A8 – MODELOS DE REGRESSÃO LINEAR PARA O LOGARITMO NATURAL DO RENDIMENTO/HORA, COM CONTROLES PARA CARACTERÍSTICAS PRODUTIVAS DA ESPOSA/PARCEIRA. ESTIMATIVAS SEPARADAS POR POSIÇÃO NA OCUPAÇÃO. HOMENS ADULTOS OCUPADOS, CASADOS OU UNIDOS – BRASIL URBANO, 2010..... | 191 |

| | |
|---|-----|
| TABELA A9 – MODELOS DE REGRESSÃO LINEAR PARA O LOGARITMO NATURAL DO RENDIMENTO/HORA, COM CONTROLES PARA CARACTERÍSTICAS PRODUTIVAS DA ESPOSA/PARCEIRA. ESTIMATIVAS SEPARADAS POR NÍVEL DE RIQUEZA DOMICILIAR. HOMENS ADULTOS OCUPADOS, CASADOS OU UNIDOS – BRASIL URBANO, 2010..... | 193 |
|---|-----|

RESUMO

O objetivo principal da tese é analisar a associação entre o casamento e a coabitação e o rendimento do trabalho masculino no Brasil. O fenômeno conhecido como “prêmio salarial masculino do casamento”, fartamente documentado na literatura internacional, deve-se ao fato de homens casados receberem salários maiores do que solteiros. Os objetivos específicos da tese são: (1) verificar a existência de prêmios do casamento e da coabitação para homens brasileiros; (2) analisar prêmios e penalidades associadas às características produtivas das esposas/parceiras; e, (3) identificar explicações potenciais que fazem sentido para o contexto brasileiro. As motivações do estudo relacionam-se à revolução de gênero incompleta e à persistência das desigualdades por sexo no mercado de trabalho, em que mulheres são penalizadas e homens são premiados por terem filhos e cônjuges. Defende-se que a inclusão da perspectiva masculina nas discussões sobre família e trabalho enriquece o debate sobre igualdade de gênero.

As análises consideram informações do Censo Demográfico de 2010 para homens adultos, urbanos e ocupados. Os resultados confirmam que existe um prêmio do casamento para os homens brasileiros e, em menor magnitude, da coabitação. Ambos os prêmios são maiores para homens com rendimentos e níveis de riqueza mais elevados; além disso, a diferença entre casamento e coabitação tende a aumentar com o nível socioeconômico. Decomposições dos diferenciais de rendimentos mostram que os prêmios devem-se à estrutura salarial e não a efeitos de composição. Autônomos e profissionais liberais exibem prêmios maiores do que os empregados, o que refuta a ideia da discriminação do empregador como mecanismo principal para os maiores rendimentos de casados e unidos. O papel da seletividade, que postula que homens com maior potencial produtivo têm maiores chances de casar, é relativamente pequeno para o prêmio do casamento e não explica o prêmio da coabitação. Para os mais pobres, associação positiva entre trabalho da esposa/parceira e rendimentos masculinos é compatível com a ideia de homogamia por produtividade. Para os mais ricos, a associação é negativa, possivelmente devido ao efeito renda. A associação sempre positiva entre a escolaridade da mulher e os rendimentos masculinos favorece o argumento do capital humano compartilhado.

Conhecer os possíveis mecanismos por trás dos prêmios do casamento e da coabitação pode ajudar a reconhecer tendências futuras quanto à produtividade e desigualdades por sexo no mercado de trabalho. Se o menor prêmio da coabitação deve-se à menor especialização no domicílio, pode-se esperar que aumentos nos níveis de união consensual resultem em redução das desigualdades de gênero, tanto nas famílias quanto no mercado de trabalho. Se os prêmios derivam da maior produtividade/especialização, a igualdade de gênero e o aumento da participação feminina no mercado de trabalho podem ter o efeito secundário de diminuir a produtividade dos homens casados. Por outro lado, a perspectiva é mais otimista se considerarmos que os prêmios do casamento e da coabitação são conduzidos pelo capital humano compartilhado dos cônjuges. Neste caso, aumentos na escolaridade feminina e a busca por carreiras profissionais podem beneficiar tanto as mulheres quanto os homens que estas escolherem para formar uma família.

Palavras-chave: Prêmio salarial masculino do casamento. Prêmio da coabitação. Mercado de trabalho. Homens.

ABSTRACT

The main objective of the thesis is to analyze the association between marital status and men's earnings in Brazil. The phenomenon of the "male marriage wage premium" is well documented in the international literature and is due to the fact that married men receive higher earnings than their single counterparts. The specific objectives of the thesis are: (1) to verify if there is a marriage and a cohabitation premium for Brazilian men; (2) to examine premiums and penalties associated with the characteristics of wives/partners; and, (3) to identify potential explanations applicable for the Brazilian context. The motivations of this study are related to the incomplete gender revolution and the persistence of gender inequalities in the labor market, with women being penalized and men being rewarded for having children and spouses. It is argued that the debate on gender equality is enhanced by the inclusion of a masculine perspective in discussions about family and work.

The analyses consider information on adult, urban and occupied men from the 2010 Brazilian Census. Results confirm the existence of a marriage premium and, to a lesser extent, a cohabitation premium for Brazilian men. Both premiums rise with earnings and socioeconomic level, with increasing differences between marriage and cohabitation. Decomposition of earnings differentials show that marriage and cohabitation premiums are due to the wage structure, not to the composition effects. Self-employed workers exhibit higher premiums than employees, which refutes the argument of employer discrimination as the primary explanation for the higher earnings of married and cohabitating men. Selectivity has a small effect on the marriage premium and does not explain the cohabitation premium. There is a positive association between male earnings and a working wife/partner amongst the poorest which is compatible with the idea of positive assortative mating by productivity. Among the richest, this association is negative, possibly due to the income effect. The association between wife/partner's educational attainment and male earnings is always positive, consistent with the joint human capital hypothesis.

Understanding the possible mechanisms behind marriage and cohabitation premiums can help to recognize trends in productivity and gender inequalities in

the labor market. If the lower cohabitation premium is due to lower household specialization, it can be expected that an increase in cohabitation rates will reduce gender inequalities, both in families and in the labor market. If the marriage premium arises from the productivity/specialization hypothesis, gender equality and increasing female labor market participation may have the secondary effect of decreasing the productivity of married men. On the other hand, the prospect is more optimistic if we consider that the marriage and cohabitation premiums are led by the joint human capital of the spouses. In this case, the pursuit of professional careers and increasing female education level can benefit both women and men.

Keywords: Male marriage wage premium. Cohabitation premium. Labor market. Men.

1 INTRODUÇÃO

O tema desta tese é a relação entre o estado conjugal masculino e os resultados alcançados no mercado de trabalho. Mais especificamente, a tese centra-se no fenômeno conhecido como “prêmio salarial masculino do casamento”, que se refere ao fato de que, em geral, observam-se salários mais elevados para os homens casados do que para os homens solteiros. Uma vez que, no Brasil, a coabitação é uma forma de união bastante comum, além do prêmio do casamento, o prêmio para a coabitação também é investigado. Portanto, o objetivo principal é analisar de que forma o casamento e a coabitação estão associados ao trabalho remunerado masculino no Brasil. O segundo objetivo é explorar o efeito das características da esposa ou companheira sobre os rendimentos masculinos.

A hipótese central da investigação é que homens recebem um prêmio no mercado de trabalho, em termos de remuneração, quando estão casados. Esta hipótese é consensual na literatura: quando são comparados homens com características individuais e profissionais semelhantes e que diferem apenas em seu status marital, aqueles que estão casados auferem remuneração pelo trabalho maior do que os solteiros (Adler e Oner, 2013; Ahituv e Lerman, 2007; Antonovics e Town, 2004; Chun e Lee, 2001; Hersch e Stratton, 2000; Killewald e Gough, 2013). Evidências também apontam para um prêmio da coabitação, embora menor do que o prêmio do casamento (Bardasi e Taylor, 2008; Barg e Beblo, 2009; Cohen, 2002; Mamun, 2012; Stratton, 2002). Além dos prêmios do casamento e da coabitação, pesquisadores também têm se dedicado aos possíveis prêmios e penalidades para os homens casados associados às características produtivas de suas esposas (Birch e Miller, 2006; Blackaby et al., 2007; Groothuis e Gabriel, 2010; Jacobsen e Rayack, 1996; Mamun, 2012; Song, 2007; Verbakel e de Graaf, 2008).

Embora o prêmio recebido no mercado de trabalho pelos homens casados seja fato bem estabelecido na literatura, o mesmo não ocorre com as explicações para

o fenômeno. Diversas teorias e hipóteses, com base em diferentes argumentos e métodos de análise, têm sido testadas. Mas não há concordância sobre quais são os determinantes do prêmio do casamento, o que indica que estes determinantes podem ser múltiplos e inter-relacionados. Três hipóteses são comumente levantadas para explicar por que os homens casados ganham mais: produtividade, discriminação e seletividade. As duas primeiras implicam uma relação causal entre o casamento e o nível de rendimentos observado. De acordo com a principal hipótese associada à produtividade, a especialização propiciada pelo casamento permite que os homens invistam mais em capital humano, o que aumenta a produtividade no trabalho e, conseqüentemente, os salários (Becker, 1991). A hipótese da discriminação, por sua vez, prevê que os empregadores favorecem os homens casados porque percebem o casamento como sinal de maior estabilidade, responsabilidade ou maturidade. As teorias fundamentadas na ideia da seletividade propõem que casamento e rendimentos são associados, mas não possuem relação causal. Segundo a hipótese da seletividade, homens mais produtivos e com maior potencial de ganhos salariais têm maiores probabilidades de casamento. Outras hipóteses para explicar o prêmio do casamento são fundamentadas nas mudanças de comportamento após o casamento e também no papel da esposa.

Esta incerteza quanto às hipóteses explicativas para o fenômeno do prêmio masculino do casamento deu origem às perguntas norteadoras da tese. Considerando que a teoria desenvolvida, as hipóteses e as investigações relevantes têm origem na literatura internacional, a primeira pergunta que se coloca é: existe um prêmio do casamento para os homens brasileiros, e ainda, existe um prêmio para a coabitação? Nesta mesma direção, a segunda pergunta é: de que modo os prêmios e penalidades observados para os homens casados e em coabitação no Brasil estão associados às características das esposas e parceiras? E, por fim, quais são os possíveis mecanismos por trás das teorias que fazem sentido para o contexto brasileiro?

A motivação da tese e seu ponto de partida encontram-se na dissertação de Guiginski (2015), orientada pela Professora Simone Wajnman, que mostrou penalidades pela maternidade e desvantagens associadas à presença de cônjuge

em diversos aspectos da inserção das mulheres no mercado de trabalho. Os resultados encontrados confirmam evidências amplamente difundidas na literatura internacional e nacional, que relacionam responsabilidades familiares a penalidades para as mulheres no âmbito do trabalho. Embora não fosse o objetivo central da dissertação, foram também investigadas as condições de inserção no mercado de trabalho dos homens em relação às suas circunstâncias familiares, como contraponto aos resultados para as mulheres. Para os homens, os resultados, no que diz respeito à paternidade, foram muito menos coerentes do que os resultados para as mulheres. Por outro lado, no que concerne à presença de cônjuge, os resultados foram sempre positivos do ponto de vista do trabalho remunerado – ter uma esposa/companheira mostrou-se associado a aumento na probabilidade de participação no mercado de trabalho e redução nas probabilidades de estar em um trabalho precário, de cumprir jornada de trabalho parcial e de ser um trabalhador autônomo (Guiginski, 2015).

A literatura mostra que o prêmio masculino do casamento é uma constante, mas, para as mulheres, a relação entre casamento e rendimentos do trabalho não se mantém uniforme. Enquanto alguns estudos encontraram associações positivas entre casamento e rendimentos do trabalho (Killewald e Gough, 2013; Madalozzo e Gomes, 2012; Muniz e Rios-Neto, 2002), outros não observaram ganhos para as mulheres casadas (Adler e Oner, 2013; Madalozzo, 2008). Quando positivo, o efeito do casamento sobre os rendimentos femininos não é tão claro (Muniz e Rios-Neto, 2002) e, frequentemente, apresenta magnitude reduzida e insignificância estatística (Adler e Oner, 2013). Em todo caso, quando o casamento é associado à maternidade, as penalidades salariais associadas à existência de filhos, em geral, têm efeito dominante e excedem os ganhos advindos do casamento (Killewald e Gough, 2013).

A conexão dos prêmios masculinos com as penalidades femininas pode ser bem compreendida através da teoria da revolução de gênero incompleta¹, que procura explicar a persistência das tensões nas relações entre trabalho e família. A revolução de gênero tem sido assimétrica, atingindo mais alguns grupos e

¹ Uma referência mais específica sobre a revolução de gênero pode ser encontrada em Goldscheider et al., 2015.

dimensões da vida do que outros, e mostra-se estagnada nos anos mais recentes (England, 2010). Ao mesmo tempo em que é observada maior equidade de gênero no acesso ao trabalho e à educação, persiste uma forte crença no essencialismo de gênero, afetando mais diretamente a esfera privada e as relações dentro do domicílio. Esta crença é fundamentada na noção de que homens e mulheres possuem diferenças inatas em seus interesses, preferências e habilidades, o que ajudaria a explicar a persistência de padrões de gênero tradicionais nos relacionamentos românticos, sexuais e maritais (England, 2010). A estagnação no progresso de atitudes de gênero mais equitativas parece resultar da combinação de ideias de equidade de gênero e de crenças essencialistas, da qual emerge uma nova ideologia dual, denominada “equidade essencialista” (Pepin e Cotter, 2018). Essa forma de equidade relativa, que afeta mais diretamente a esfera pública e poupa a esfera privada, gera tensões entre as atividades produtivas e as atividades domésticas. Os diferenciais entre homens e mulheres no mercado de trabalho espelham estas tensões (Goldscheider et al., 2015).

Também no Brasil são observadas limitações ao avanço nas relações de gênero, indicando a existência de uma revolução incompleta. Mesmo com a redução das desigualdades de gênero nas últimas décadas, o ritmo de mudança tem sido lento ou estagnado. As mulheres brasileiras avançaram significativamente em algumas áreas, especialmente no acesso à educação e à proteção social, mas desigualdades de gênero importantes persistem, podendo ser notadas, por exemplo, nas menores taxas de participação no mercado de trabalho e no menor nível salarial das mulheres, em comparação aos homens (Alves, 2016; Wajnman, 2016). Ressalta-se que os resultados no mercado de trabalho estão diretamente relacionados à esfera privada. Conforme mostra Wajnman (2016), o contexto familiar e os papéis desempenhados dentro das famílias são fatores fundamentais para explicar as diferenças entre homens e mulheres no acesso ao mercado de trabalho e na qualidade deste acesso. Em diversos indicadores, as mulheres continuam sendo penalizadas e os homens continuam sendo premiados por terem filhos e cônjuges (Wajnman, 2016). Portanto, as permanências culturais e sociais da divisão sexual tradicional do trabalho produtivo e reprodutivo, por um lado, e as dificuldades de conciliação entre trabalho e família, por outro, são dois

dos fatores mais importantes para esta revolução incompleta nas relações de gênero e estagnação das mudanças no Brasil (Alves, 2016; Wajnman, 2016).

Cada vez mais pesquisas mostram que diferenciais de salários por sexo estão associados não somente ao mercado de trabalho, mas também às relações estabelecidas dentro das famílias (Wajnman, 2012). O prêmio masculino do casamento em termos de rendimentos no mercado de trabalho parece desempenhar papel importante na desigualdade de rendimentos observada entre homens e mulheres (Maasoumi et al., 2009). Conforme mencionado anteriormente, o casamento não necessariamente representa uma penalidade para as mulheres (a maternidade sim), mas em todo caso, o prêmio do casamento para os homens é muito maior. Desse modo, seguindo o argumento de Western et al. (2005), não é despropositado considerar que a continuidade da desigualdade salarial por sexo seja, ao menos em parte, consequência de associações distintas entre estado conjugal e rendimentos para homens e mulheres.

O estudo do prêmio do casamento perpassa as questões sobre gênero, família e trabalho. Aprofundar o entendimento sobre os determinantes salariais, que inclui o prêmio do casamento e suas causas, pode ajudar no entendimento das desigualdades observadas no mercado de trabalho (Maasoumi et al., 2009). Mudanças na nupcialidade, por exemplo, podem indicar mudanças na produtividade futura, caso o prêmio seja reflexo da maior produtividade dos homens casados (Maasoumi et al., 2009). O prêmio do casamento sugere que as dinâmicas de gênero dentro das famílias têm impacto sobre a desigualdade de gênero em geral, e que o casamento pode ser um mecanismo de reprodução das desigualdades fora do âmbito familiar (Cohen, 2002). Desse modo, tendências de redução do prêmio do casamento ou de crescimento da coabitação, por exemplo, podem engendrar mudanças nas dinâmicas da desigualdade, tanto em relação à divisão do trabalho dentro dos domicílios, quando no mercado de trabalho (Cohen, 2002).

Entende-se que a inclusão de uma perspectiva masculina nas discussões sobre família e trabalho pode enriquecer o debate, ao proporcionar uma perspectiva mais ampla para as discussões sobre igualdade de gênero no Brasil. A intenção é

buscar entender os mecanismos por trás das denúncias de penalidades vividas pelas mulheres, incluindo os homens na discussão, numa tentativa de abordar a contrapartida masculina à penalidade feminina. A tese visa investigar a relação entre o casamento, a coabitação, as características da esposa ou parceira e a remuneração pelo trabalho, sob a ótica masculina. Assim, o tema do prêmio do casamento para os homens brasileiros surge como complemento e contraponto à investigação anterior de Guiginski (2015) e Wajzman (2016) sobre a penalidade pela maternidade observada para as mulheres brasileiras.

A presente tese está estruturada em cinco capítulos, incluindo esta introdução. No segundo capítulo, apresenta-se a revisão bibliográfica, que inclui breve contextualização do casamento e da coabitação no Brasil, explora as principais teorias e estudos sobre o prêmio salarial masculino do casamento e traça algumas considerações sobre o prêmio do casamento ao longo da distribuição de rendimentos. A revisão bibliográfica também inclui a exposição das diferenças entre os prêmios do casamento e da coabitação e dos prêmios e penalidades associados às características da esposa ou parceira. Por fim, a revisão bibliográfica traz um apanhado dos estudos sobre o tema no Brasil. Para a análise são utilizados os dados do Censo Demográfico Brasileiro de 2010, coletados pelo IBGE e disponibilizados pelo projeto IPUMS-I. A apresentação da base de dados, a construção da amostra e a descrição das variáveis encontram-se no terceiro capítulo da tese. No quarto capítulo, são apresentados formalmente os principais aspectos dos métodos empregados na análise empírica.

No quinto capítulo são apresentados os resultados alcançados na investigação, que incluem a descrição da amostra e os resultados da regressão linear para o rendimento, da regressão quantílica e regressões separadas por nível de riqueza domiciliar. De modo geral, os resultados mostram prêmios tanto para o casamento quanto para a coabitação para homens brasileiros. A regressão quantílica e por nível de riqueza têm o intuito de demonstrar as diferenças nos prêmios do casamento e da coabitação segundo o status socioeconômico. Os resultados indicam que os prêmios tendem a aumentar com o status socioeconômico. Decomposições são também realizadas, com o intuito de compreender a importância das características observáveis na explicação dos

diferenciais de rendimentos segundo o estado conjugal. Além disso, regressões com correção do viés de seleção no estado conjugal são estimadas e decompostas, visando entender o papel das características não observáveis sobre os prêmios masculinos associados ao casamento e à coabitação. Em seguida, são verificados os resultados das análises separadas por posição na ocupação, que têm o objetivo de avaliar a hipótese da discriminação por parte do empregador. Se o maior prêmio do casamento fosse encontrado para empregados assalariados do que para autônomos, por exemplo, seria plausível supor que o tratamento preferencial do empregador em relação aos homens casados fosse fator importante. Entretanto, tal hipótese não encontrou confirmação nas evidências encontradas. Por fim, na última parte do quinto capítulo, são investigados os efeitos das características produtivas das mulheres dos homens casados ou em coabitação sobre seus rendimentos.

O sexto capítulo apresenta as considerações finais, as limitações do estudo e algumas propostas para análises futuras.

2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

Na primeira seção deste capítulo apresentam-se algumas das hipóteses mais comumente levantadas para explicar o prêmio salarial masculino do casamento: a hipótese da especialização/productividade; a hipótese da discriminação por parte do empregador; a hipótese da seletividade e a hipótese das mudanças no comportamento a partir do casamento ou da decisão de casar. Na segunda seção, são incluídas menções sobre o prêmio ao longo da distribuição de rendimentos, um aspecto pouco explorado na literatura, mas que tem gerado resultados bastante interessantes, ao expor como o nível de rendimentos e o prêmio do casamento podem estar relacionados. O papel das características da esposa, em termos de escolaridade e trabalho remunerado, sobre o prêmio salarial masculino do casamento encontra-se na terceira seção deste capítulo. Os pontos levantados nesta seção oferecem uma perspectiva mais ampla sobre o tema, relacionando os atributos produtivos das mulheres aos rendimentos masculinos.

A quarta seção desta revisão contextualiza a nupcialidade brasileira e suas tendências mais recentes, enfatizando o aumento da importância da coabitação como arranjo familiar no Brasil. A nupcialidade brasileira não é o tema da tese, mas sua contextualização é necessária para introduzir as principais diferenças entre o casamento e a coabitação, em relação ao prêmio esperado nos rendimentos masculinos, apresentadas na quinta seção. Estas duas modalidades de união conjugal diferem quanto às motivações para a especialização e quanto ao processo de seletividade dentro da união, o que pode ser de grande auxílio para o entendimento do fenômeno no Brasil. A última seção descreve os estudos realizados com os dados nacionais sobre este tema, demonstrando a importância do presente estudo no aprofundamento da investigação.

Além das hipóteses da especialização e da produtividade, que são as mais frequentemente mencionadas na literatura, as demais explicações para o prêmio salarial masculino do casamento podem também ter grande relevância para o caso brasileiro. Não obstante, antes de passar à revisão da literatura sobre o

prêmio do casamento propriamente dito, é importante traçar algumas considerações a respeito da divisão sexual do trabalho, especialmente no contexto brasileiro.

O conceito de divisão sexual do trabalho inclui tanto o trabalho remunerado voltado para o mercado (trabalho produtivo) quanto as atividades não remuneradas que se realizam dentro do ambiente doméstico (trabalho reprodutivo). De modo geral, a divisão sexual do trabalho tradicional reconhece que as atividades produtivas e as funções com maior valor social fazem parte de um espaço prioritariamente masculino, enquanto que as atividades reprodutivas, ligadas à esfera doméstica e familiar, são predominantemente femininas. Assim, as funções domésticas e familiares são de responsabilidade das mulheres e o papel de provedor é atribuído aos homens (Hirata e Kergoat, 2007; Hirata, 2010; England, 2010).

Conforme se verá a seguir, muitos dos estudos revisados minimizam a importância da especialização, que tem origem na divisão sexual do trabalho, como principal mecanismo por trás do prêmio salarial masculino do casamento. A maioria concorda que o casamento parece tornar os homens mais produtivos, mas assume que a especialização não é a força motriz deste efeito. Para o Brasil, no entanto, seria um otimismo exagerado acreditar que a diferenciação entre os papéis de homens e mulheres no âmbito doméstico tenha apenas um papel secundário no prêmio do casamento.

Isto porque ao mesmo tempo em que se observam transformações importantes quanto ao modelo tradicional de divisão do trabalho por sexo, substituído gradualmente por um novo modelo em que homens e mulheres se inserem no mercado de trabalho e são responsáveis pelo provimento financeiro da família, permanecem as responsabilidades das mulheres quanto aos serviços domésticos (Sorj et. al., 2010). As atividades domésticas são uma constante na vida das mulheres e consomem considerável volume de tempo (Bruschini, 2006) e a participação feminina no mercado de trabalho não representa menor carga de trabalho voltado ao espaço doméstico e à família (Dedecca, 2004).

Apesar da expressiva incorporação das mulheres brasileiras no mercado de trabalho, não são observados avanços significativos no processo de redefinição das relações de gênero. Apesar de assumir parte das responsabilidades econômicas de suas famílias, o trabalho reprodutivo continua sendo exercido primordialmente por elas (OIT, 2009). Mesmo em situações em que as mulheres aparecem como provedoras financeiras principais de um casal, o tempo dedicado por elas às tarefas domésticas é significativamente superior ao tempo que seus respectivos cônjuges despendem nestes serviços (Marri e Wajnman, 2007). Esta é uma indicação bastante clara de que permanecem padrões tradicionais da divisão sexual do trabalho no âmbito doméstico e familiar, a despeito dos novos papéis assumidos pelas mulheres no âmbito produtivo (Marri e Wajnman, 2007).

2.1 Principais Hipóteses para o Prêmio Salarial Masculino do Casamento

Segundo as hipóteses associadas à especialização/produktividade, a especialização propiciada pelo casamento permite que os homens invistam mais em capital humano, o que aumenta a produtividade e, conseqüentemente, os salários (Becker, 1991). Com o intuito de testar de forma explícita se a especialização dentro do domicílio explica o prêmio do casamento para os homens, Hersch e Stratton (2000) utilizam medidas diretas de alocação do tempo. O tempo de trabalho doméstico foi examinado para inferir se o prêmio do casamento pode ser atribuído à especialização dentro do domicílio. Se o casamento é apenas uma *proxy* para a especialização, então a inclusão do tempo de produção doméstica deveria reduzir ou mesmo eliminar o prêmio.

Entretanto, os resultados de Hersch e Stratton (2000) revelaram que o prêmio do casamento não é afetado pela inclusão do tempo de trabalho doméstico na equação de salários. O tempo de trabalho doméstico tem impacto negativo sobre os salários masculinos, mas a inclusão desta variável praticamente não altera a magnitude do prêmio do casamento. A interpretação das autoras para este resultado é que o casamento parece tornar os homens mais produtivos, mas não

devido à especialização de tarefas dentro do domicílio. Utilizando dados em painel e equações de efeitos fixos, Hersch e Stratton (2000) encontraram evidências de que a hipótese da seletividade também explica muito pouco do prêmio do casamento. E concluem que o diferencial de salários por status marital é persistente e parece indicar que o casamento torna os homens mais produtivos. Mas, se, de fato, o casamento possui este poder, não parece ser devido à especialização. As autoras sugerem que deve ser dada maior atenção para explicações alternativas, como tratamento preferencial por parte dos empregadores ou hipóteses que levem em consideração mudanças de comportamento a partir do casamento ou da decisão de casar.

Leonard e Stanley (2015), em sua meta análise, também encontraram que o tempo despendido em tarefas domésticas tem pouco efeito sobre o prêmio do casamento, assim como a participação da esposa no mercado de trabalho. Os autores não descartam a hipótese da produtividade, mas lançam dúvidas sobre a especialização como força geradora da maior produtividade dos homens casados. Isto porque, à medida que as mulheres participam mais do mercado de trabalho e as taxas de divórcio se elevam, há menos espaço para a especialização dentro do domicílio e do casamento. E se a especialização de papéis tem se tornado mais tênue, seria esperado uma redução no prêmio do casamento ao longo do tempo. No entanto, as evidências encontradas por Leonard e Stanley (2015) apontam para uma direção contrária – o prêmio do casamento tem se mostrado constante e crescente ao longo do tempo. Leonard e Stanley (2015) defendem que os resultados encontrados em sua meta análise são mais consistentes com a ideia de que o casamento faz com que os homens se tornem trabalhadores mais estáveis e comprometidos, com efeitos positivos sobre a produtividade e os rendimentos.

Strike (2012) faz uma revisão dos estudos sobre o prêmio do casamento e afirma que, em relação à teoria da produtividade, o estudo de Korenman e Neumark é seu melhor representante. Korenman e Neumark (1991, apud Strike, 2012) mostram que homens casados apresentam maiores chances de receber melhores avaliações de desempenho, salários mais elevados e de serem promovidos no trabalho do que os homens solteiros. Embora o autor afirme que estas evidências

podem ser interpretadas como uma sugestão de que os homens casados sejam mais produtivos no trabalho do que os solteiros, também deixa aberta a possibilidade de que os resultados podem ser reflexo da discriminação por parte do empregador.

A hipótese da discriminação prevê que empregadores e supervisores podem ser mais favoráveis aos homens que sustentam uma família, oferecendo a estes melhores oportunidades econômicas, traduzidas em salários mais altos (Ribar, 2004). Adler e Oner (2013) encontraram prêmios de maior magnitude para homens que trabalham em ocupações mais “rotineiras” do que em ocupações mais “criativas”. As ocupações rotineiras são relacionadas a baixo grau de autonomia, menor exigência de capital humano ou maior intensidade de esforço físico (por exemplo, operários, trabalhadores manuais, vendedores varejistas, atendentes, entre outras). Segundo Adler e Oner (2013), o maior prêmio salarial encontrado para homens ocupados na classe operária e no setor de serviços, em comparação com aqueles integrados em ocupações criativas, é explicado pela hipótese da discriminação. Partindo de uma visão estereotipada, trabalhadores da classe operária e dos serviços seriam mais beneficiados por uma percepção enviesada por parte dos empregadores. E os homens em ocupações criativas estariam menos ancorados a sistemas tradicionais de valores que premiam o casamento (Adler e Oner, 2013).

Loh (1996, apud Strike, 2012) cogitou a hipótese de que haveria um prêmio significativo para trabalhadores autônomos casados se o casamento tornasse os homens mais produtivos. Também ponderou que se não fosse observado prêmio para o casamento entre os autônomos, a origem do prêmio poderia estar apoiada na discriminação do empregador a favor dos homens casados. Em sua análise, Loh (1996, apud Strike, 2012) mostrou que autônomos casados ganham menos do que autônomos solteiros, com o casamento tendo um efeito negativo sobre os rendimentos. Para o autor, a evidência sugere a rejeição da teoria de que o casamento torna os homens mais produtivos e sugere que a discriminação do empregador é, potencialmente, a fonte do prêmio do casamento. Jacobsen e Rayack (1996), ao contrário de Loh, mostram evidências de prêmio do casamento

positivo e significativo para trabalhadores autônomos, e concluem contestando as explicações baseadas na discriminação.

Segundo Ribar (2004), a noção de que os empregadores possuem preferências e crenças “tradicionais” é o ponto fraco da hipótese da discriminação. No contexto de uma economia competitiva, pagar salários mais elevados para homens casados, com base apenas em preferências e crenças, e não em diferenças de produtividade ou de custos associados à contratação e manutenção do empregado, acaba prejudicando o empregador, colocando-o em desvantagem em relação aos demais empregadores. Leonard e Stanley (2015) advogam que, mesmo que os homens casados não sejam mais produtivos do que os solteiros, os empregadores podem usar o casamento como sinal de maior estabilidade. Os empregadores podem acreditar que os homens casados são mais estáveis e têm maiores chances de permanecer no posto no longo prazo, economizando custos com a contratação e treinamento de novos empregados. Se for assim, a discriminação a favor dos homens casados pode ser fator importante para o prêmio do casamento, mesmo que não sejam observadas diferenças significativas nas produtividades de homens com estados conjugais distintos.

De acordo com as teorias de seletividade, homens mais produtivos e com maior potencial de ganhos salariais têm maiores probabilidades de casamento. Assim, características não observáveis relacionadas a uma maior produtividade no mercado de trabalho estariam também relacionadas à maior atratividade no mercado de casamentos. Como resultado, o prêmio do casamento observado seria resultante de um problema de seleção, que geraria um viés de variável omitida nas estimações a partir de modelos de regressão (Antonovics e Town, 2004).

Para Chiodo e Owyang (2002), o fato de homens divorciados ganharem mais do que homens que nunca casaram contraria a ideia de que o casamento por si só leva a salários maiores. Duas explicações são apontadas como possíveis para este efeito. Primeiro, pode ser que habilidades específicas tenham sido adquiridas durante o casamento e, após o fim deste, estas habilidades continuariam influenciando os salários. A segunda explicação consiste na seletividade, em que homens com maior potencial de ganhos salariais seriam também aqueles cujas

probabilidades de casamento são maiores. Esta hipótese, para os autores, é a mais razoável.

Chido e Owyang (2002) argumentam que características observáveis (por exemplo, antecedentes, escolaridade, aparência física, responsabilidade, entre outras) que aumentam as chances de sucesso no mercado de trabalho são as mesmas que aumentam as probabilidades de um homem ser bem-sucedido no mercado de casamentos. A diferença é que o empregador potencial tem quase toda a informação de que precisa. Características não observáveis, como a destreza para lidar com situações específicas ou o posicionamento diante de questões que envolvem áreas mais complexas, como o âmbito familiar ou das afetividades, seriam mais críticas para o sucesso pessoal do que profissional. Esta diferença de valoração das características não observáveis explicaria porque ocorre o fim do casamento, mas não cessam os benefícios salariais.

Dois estudos realizados com dados de países europeus sustentam mais fortemente a hipótese da seletividade. Barg e Beblo (2007) exploram dados em painel para a Alemanha, entre 1993 e 2003, e Petersen et al. (2011) investigam a Noruega entre 1979 e 1996. Ambos os estudos concluem que o prêmio salarial masculino do casamento se deve, majoritariamente, à seleção de homens com salários mais elevados dentro do casamento. Barg e Beblo (2007) atribuem o prêmio do casamento às melhores características dos homens casados, observadas mesmo antes do casamento e que aumentam simultaneamente o potencial de rendimentos e as chances de casamento. Petersen et al. (2011) atribuem o prêmio do casamento à escolha da ocupação e do local de trabalho, que se dá de maneira diferenciada para os homens casados – estes tendem a escolher ocupações e estabelecimentos mais bem pagos. Os autores também argumentam contra diferenças de produtividade entre homens de estados conjugais distintos e contra o papel da discriminação por parte do empregador como fonte do prêmio do casamento.

Nakosteen e Zimmer (1997) também defendem que parte do prêmio salarial masculino do casamento procede da seletividade. Os autores utilizam dados longitudinais americanos coletados entre 1979 e 1984, e analisam a propensão à mudança no estado conjugal. Os autores encontraram que os homens com

rendimentos inicialmente mais elevados tinham maiores probabilidades de se casar nos períodos subsequentes. Além disso, entre os homens casados, aqueles com rendimentos esperados mais elevados tinham chances significativamente mais elevadas de permanecerem casados. Ambos os resultados, para os autores, oferecem suporte à hipótese da seletividade para explicar o prêmio do casamento.

Ginther e Zavodny (2001), por sua vez, embora encontrem associações positivas entre os rendimentos masculinos e a probabilidade de casamento, sugerem que rendimentos mais elevados influenciam o estado conjugal, mas não explicam a maior parte do prêmio do casamento. As autoras distinguiram do grupo de homens casados aqueles que experimentaram uma concepção pré-marital dos demais. Interpretaram a concepção pré-marital como uma motivação exógena para o casamento, não correlacionada aos rendimentos e, teoricamente, livre do efeito de seleção. Seus resultados mostram que, para os homens cuja concepção do filho precedeu o casamento, há um prêmio salarial maior pelo casamento ao longo do tempo. Enquanto que, para os homens que não experimentaram uma concepção pré-marital, existe um prêmio salarial mais elevado imediatamente após o casamento, mas os retornos são menores ao longo do tempo. As autoras concluem que o viés de seleção tem pouca influência nos prêmios do casamento encontrados em dados transversais.

Antonovics e Town (2004) utilizam dados de gêmeos monozigóticos com o objetivo de verificar se o prêmio masculino do casamento se relaciona à seletividade ou se explicações causais, a saber, produtividade ou discriminação, se aplicam. Os autores não encontraram evidências de que o prêmio observado para os homens casados esteja relacionado à seleção dos homens com potencial de rendimentos mais elevado dentro do casamento. Assim, concluem que a hipótese da seletividade possui reduzido poder explicativo para o fenômeno. Leonard e Stanley (2015) realizaram uma meta análise a partir de 59 estudos sobre o prêmio do casamento. Os autores afirmam que, mesmo após considerar a potencial omissão de variáveis e o viés de seletividade no prêmio do casamento, ainda resta um prêmio salarial significativo associado ao casamento. Concluem que o viés de seleção explica pouco do prêmio do casamento.

Já Ahituv e Lerman (2007) investigam como o estado conjugal, o esforço no trabalho e as taxas salariais interagem. Os autores partem da hipótese de que o casamento pode alterar o empenho no trabalho, e utilizam a jornada de trabalho como *proxy*. Ahituv e Lerman (2007), a partir de uma base de dados longitudinal, incluíram nas estimativas o histórico completo de todas as transições de estado civil, jornada de trabalho e salários. Os resultados revelaram efeitos estatisticamente significativos em todas as direções: do casamento sobre as horas trabalhadas e sobre os salários, das horas de trabalho sobre o salário subsequente e, finalmente, dos salários e horas trabalhadas sobre o estado civil. Os autores argumentam que a alteração no esforço para o trabalho e o aumento substancial das horas de trabalho são incentivados pelo casamento. Tal mudança influenciaria a acumulação de capital humano e maior experiência de trabalho, elevando tanto a taxa salarial corrente quanto futura, contribuindo assim para o prêmio salarial do casamento. O efeito reverso também se mostra significativo: o sucesso no mercado de trabalho aumenta as probabilidades de casamento e de recasamento e reduzem as probabilidades de divórcio.

Outras hipóteses para explicar o prêmio do casamento são fundamentadas nas mudanças de comportamento após o casamento e também no papel da esposa. Killewald e Gough (2013) defendem que não é possível que a especialização explique ganhos do casamento para ambos os sexos. Isto porque as implicações empíricas desta hipótese preveem prêmio do casamento para homens e penalidade para mulheres. A partir de dados longitudinais, foram estimados modelos de efeitos fixos para testar explicitamente as diferenças de gênero na associação entre casamento, filhos e salários. O conceito de especialização foi expandido, incluindo também estabilidade e características do emprego. O argumento é que a conciliação entre trabalho e vida familiar pode levar à especialização em outras áreas além do tempo de produção doméstica, como a alocação de um dos esposos em uma carreira, enquanto o outro mantém empregos mais intermitentes ou uma ocupação mais flexível.

Os resultados encontrados por Killewald e Gough (2013) mostraram que o prêmio do casamento ocorre para ambos os sexos, e que a vantagem é maior para os homens. O padrão empírico do prêmio salarial para os homens é consistente com

a hipótese da especialização, mas não para as mulheres. As autoras argumentam que, devido à ausência de suporte empírico, é inapropriado concluir que a associação entre família e salário é explicada pela especialização apenas para os homens e não para as mulheres, pois se trata de uma teoria de dois gêneros. Estes resultados sugerem benefícios do casamento para homens e mulheres através de processos similares. Para ambos os sexos, parte do prêmio salarial mostrou ser devido a mudanças nas horas trabalhadas, alterações nas características do emprego e maior estabilidade. Possivelmente, o casamento encoraja a estabilidade no emprego ou a mudança para empregos melhores. O casamento também pode alterar as preferências por recursos financeiros e motivar maior esforço para o trabalho remunerado. Ou ainda, pode proporcionar benefícios que afetam os salários, como condição melhor de saúde e acesso ao capital humano do parceiro (Killewald e Gough, 2013).

Ashwin e Isupova (2014) examinaram dados qualitativos e longitudinais para o contexto russo e concluíram que é improvável que a especialização constitua aspecto importante do prêmio do casamento. As normas sociais definem o trabalho doméstico como tarefa feminina, mas não necessariamente da esposa. Como a maioria dos homens conta com a presença de pelo menos uma mulher no domicílio, eles já se beneficiam da divisão de gênero do trabalho, independentemente de serem casados ou não. Ashwin e Isupova (2014) destacam a importância do papel de provedor para a identidade masculina, que promove um desejo autônomo de prover para os dependentes, o que está de acordo com a teoria da autodeterminação. As autoras afirmam que a esposa influencia o potencial de ganhos do marido através do monitoramento e da orientação, estimulando uma versão “responsável” da masculinidade. O monitoramento feminino, particularmente o da esposa, tem importante papel na produção de empregados mais confiáveis. O monitoramento adquire poder adicional quando combinado com a motivação autônoma que o casamento pode proporcionar. Representar o papel de provedor principal é importante para a masculinidade e para a identidade de gênero dos homens casados. As autoras ressaltam a pressão direta exercida pelas esposas para que os homens aumentem seus rendimentos. Paradoxalmente, o alto nível de participação das mulheres no mercado de trabalho reforça o papel de provedor do homem, pois

permite às mulheres independência financeira para sair do casamento se o marido se mostrar um provedor inadequado. A este efeito do monitoramento e orientação proporcionados pela esposa, Ashwin e Isupova (2014) denominaram como sendo a coprodução da masculinidade dentro do casamento. Por fim, as autoras sustentam que se o monitoramento da esposa é algo tão difundido quanto sugerem as pesquisas de saúde, este pode ser um elemento significativo que aumenta a produtividade no trabalho dos homens casados. A combinação do monitoramento com a motivação autônoma tem efeitos nas perspectivas e no desempenho no trabalho, refletindo positivamente nos salários.

2.2 O prêmio salarial masculino do casamento ao longo da distribuição de rendimentos

Uma dimensão ainda pouco estudada a respeito do prêmio salarial masculino do casamento diz respeito à sua robustez quando a distribuição dos rendimentos é levada em consideração. De acordo com Western et al. (2005), as teorias baseadas na especialização, e conseqüente aumento da produtividade, e aquelas apoiadas na ideia da seleção de homens com potenciais salariais mais elevados dentro do casamento trazem implícita a noção de que os homens no topo da distribuição de rendimentos seriam mais beneficiados pelo casamento do que os homens cujos salários situam-se na base da distribuição. Do ponto de vista da produtividade, homens com salários mais elevados teriam maiores possibilidades de usufruir dos ganhos da especialização; do ponto de vista da seletividade, homens com salários mais elevados seriam pretendentes mais atraentes no mercado de casamentos (Daniel, 1995 apud Western et al., 2005).

Olsen e Coppin (2010) compartilham, em parte, da perspectiva de Western et al. (2005), ao afirmar que pode-se esperar, a partir da hipótese da especialização, que o prêmio associado ao casamento seja maior entre homens com status socioeconômico mais elevado. Para o homem, o casamento estaria associado a um aumento da produtividade devido aos serviços ofertados pela esposa, que vão desde o trabalho doméstico até o suporte emocional e social. A hipótese

defendida pelos autores é que os homens de menor status socioeconômico teriam menores oportunidades de especialização no trabalho.

Western et al. (2005) utilizam regressões quantílicas para observar se o prêmio do casamento varia ao longo da distribuição de rendimentos. Para tanto, utilizam dados transversais australianos, de 1996/1997. Seus resultados contradizem a hipótese inicial de que o prêmio do casamento seria maior para os homens com os salários mais elevados. Os autores encontraram um prêmio masculino do casamento significativo, que persiste após controles para características individuais, familiares e relacionadas ao trabalho. Entretanto, as regressões quantílicas mostraram que os homens no topo da distribuição salarial não apresentam retornos ao casamento significativos, comparados aos homens cujo salário situa-se no meio da distribuição. Os resultados, segundo Western et al. (2005) indicam que o casamento influencia muito mais os salários na parte intermediária da distribuição do que em suas extremidades. Uma das explicações apontadas seria que outros determinantes podem ser mais importantes do que o estado conjugal para os homens com os salários mais elevados.

Maasoumi et al. (2009) sugerem que, provavelmente, os homens com altos salários sejam capazes de sinalizar sua produtividade ao empregador por meio de outros fatores que não o estado conjugal – por exemplo, nível e qualidade da escolaridade e experiência de trabalho, entre outros. Homens com baixos salários, por outro lado, podem não dispor de sinalização semelhante, o que levaria o empregador a dar maior ênfase ao estado conjugal do trabalhador, como forma de avaliar sua produtividade. A partir de dados de homens americanos, coletados entre 1992 e 2001, Maasoumi et al. (2009) examinam se o prêmio do casamento se sustenta ao longo da distribuição salarial. Ao invés de regressões quantílicas, fazem uso de uma série de métodos, dentre eles efeitos de tratamento quantílicos e dominância estocástica. Seus resultados também não se alinham às teorias inicialmente consideradas – prêmios do casamento mostram-se maiores para homens na extremidade inferior da distribuição salarial, tendem a declinar à medida que aumenta o quantil e tornam-se não significativos na parte superior da distribuição. Após controle de características não observáveis, o prêmio do casamento entre os homens com os salários mais baixos é persistente,

mas resulta negativo ou não significativo nos quantis acima da mediana. Uma vez que o prêmio desaparece na porção superior da distribuição salarial, os autores concluem que a seletividade tem papel importante na explicação do prêmio para os homens com rendimentos mais elevados. Evidências indicam que o prêmio associado ao casamento é positivo e robusto apenas para homens com salários muito baixos. O que, de acordo com os autores, provavelmente reflete mais um efeito de discriminação por parte do empregador do que de especialização.

Olsen e Coppin (2010) contribuem para o debate ao analisar dados para Trinidad e Tobago e examinar se a etnia e o status socioeconômico possuem impacto sobre o prêmio salarial masculino. Como *proxy* para a classe socioeconômica, utilizam a distribuição da renda domiciliar. Desta vez, os resultados mostram-se consonantes com as hipóteses traçadas inicialmente. Os autores observam prêmios significativos e maiores para grupos étnicos mais favorecidos e para níveis socioeconômicos mais elevados. Independente da etnia, tanto o prêmio do casamento quanto o prêmio da coabitação aumentam com o nível socioeconômico, com os homens nos domicílios mais ricos apresentando os maiores prêmios. Para os homens da classe socioeconômica mais baixa, os autores observam o oposto – homens casados ou em união consensual do primeiro quarto da distribuição de renda domiciliar apresentam salários substancialmente menores do que os homens solteiros.

Associação negativa entre o salário masculino e o casamento é bastante incomum na literatura sobre o prêmio do casamento. Como consequência, não são muitos os autores que traçam considerações a este respeito. Uma das poucas exceções é encontrada em Daniel (1995), que menciona dois possíveis atributos do casamento que podem, na verdade, diminuir os salários dos homens casados, e não aumentá-los, conforme seria esperado, em comparação aos solteiros. O primeiro é a menor mobilidade geográfica dos homens casados – os homens solteiros podem migrar mais facilmente em busca de um trabalho melhor e mais bem remunerado e/ou os empregadores podem aproveitar a imobilidade relativa dos homens casados, pagando a eles salários menores. O segundo atributo associado ao casamento é a menor mobilidade profissional – os solteiros são mais suscetíveis a deixar o emprego do que os casados; se isto reflete mais

liberdade para procurar melhores oportunidades, então os solteiros podem acabar em melhores empregos, com salários mais altos, do que os casados (Daniel, 1995).

2.3 Prêmios e Penalidades para Características da Esposa/Parceira – A Escolaridade e a Oferta de Trabalho da Mulher

Além do prêmio salarial masculino do casamento, pesquisadores também apontam para prêmios e penalidades para homens casados associados às características produtivas de suas esposas. Teorias similares àquelas tipicamente utilizadas para explicar o prêmio salarial masculino do casamento – discriminação, produtividade e seletividade – também podem ajudar a explicar por que homens cuja esposa trabalha geralmente ganham salários menores do que aqueles cuja esposa não trabalha. As características educacionais e de trabalho do cônjuge podem influenciar os rendimentos masculinos (ou serem influenciadas por estes) de inúmeras maneiras, como, por exemplo, através da especialização, da discriminação, do efeito renda, do capital humano compartilhado, ou ainda, podem ser efeito do processo de formação dos casais (Birch e Miller, 2006; Blackaby et al., 2007; Groothuis e Gabriel, 2010; Jacobsen e Rayack, 1996; Mamun, 2012; Song, 2007; Verbakel e de Graaf, 2008; Zavodny, 2008).

O processo de formação dos casais diz respeito à escolha do cônjuge e, no contexto desta tese, é tratado como seletividade marital. Do ponto de vista sociológico, a escolha do parceiro está atrelada a forças sociais relativas à preferência por determinadas características, influência do grupo ao qual pertence o indivíduo e condições do mercado de casamentos (Kalmijn, 1998). De modo geral, os padrões de seletividade marital mostram que as pessoas tendem a se casar com pessoas próximas, de status social e/ou econômico semelhante, o que é definido como homogamia (Kalmijn, 1998).

Em relação à escolaridade, geralmente, observa-se seletividade marital positiva, em que indivíduos com níveis educacionais e potenciais produtivos semelhantes tendem a se casar. Para o Brasil, Lena e Oliveira (2015) mostram que, entre os

casais heterossexuais, características relacionadas à raça/cor e escolaridade são as que mais influenciam a seletividade marital. Ribeiro e Silva (2009), apesar de indicarem tendência de menor seletividade marital no Brasil, concluem pela predominância de barreiras educacionais no mercado de casamentos e apontam para uma crescente homogamia entre os indivíduos mais escolarizados. Por sua vez, Pereira e Santos (2017), ao incorporar as mudanças nas distribuições marginais por escolaridade da população brasileira, afirmam que, nas últimas décadas, a seletividade marital por escolaridade aumentou no Brasil.

Birch e Miller (2006), Groothuis e Gabriel (2010) e Mamun (2012) utilizam os conceitos da teoria do capital humano e da seletividade marital positiva para explicar as associações positivas entre a escolaridade da mulher e os rendimentos masculinos. Com base na literatura sobre homogamia e seletividade marital, mostram que existe maior propensão de casamento entre pessoas de nível sócio econômico, características produtivas e ambições semelhantes. Isto significa que homens com altos rendimentos têm maiores chances de se casar com mulheres de alta escolaridade, observando-se um prêmio salarial associado à alta escolaridade da esposa, explicado, em parte, pelo processo de formação dos casais (Birch e Miller, 2006; Groothuis e Gabriel, 2010; Mamun, 2012).

Com base na teoria do capital humano, estes autores sugerem também que um homem com alta escolaridade será mais produtivo ao se casar com uma mulher alta escolaridade. A alta escolaridade da esposa/parceira contribuiria positivamente para o estoque de capital humano de um homem casado ou unido, elevando sua produtividade e, conseqüentemente, elevando seu nível de rendimentos (Birch e Miller, 2006; Groothuis e Gabriel, 2010; Mamun, 2012). Este mecanismo é definido como teoria do capital humano compartilhado por Mamun (2012) e como teoria de aumento do trabalho intelectual por Groothuis e Gabriel (2010).

O argumento de Groothuis e Gabriel (2010) é que marido e mulher são fatores de produção complementares, em que a escolaridade e habilidades de um aumentam a produtividade e potencial de rendimentos do outro. E citam, como exemplo do suporte profissional oferecido pelas esposas, a revisão de apresentações e a capacidade de interlocução. Para Mamun (2012), a alta

escolaridade da esposa contribui para performance no trabalho diretamente, no auxílio do desempenho de tarefas relacionadas ao trabalho: influência sobre decisões de mudança de emprego, transferências e investimentos em capital humano; e, indiretamente, no auxílio sobre tarefas periféricas, como nas relações sociais e profissionais.

Birch e Miller (2006) analisaram dados censitários para a Austrália em 2001 e observaram que os homens obtêm maiores vantagens salariais quando são casados com mulheres de alta escolaridade e que, adicionalmente, não trabalham. Este prêmio associado à esposa que não trabalha indica que a divisão de trabalho doméstico tem potencial para impactar positivamente o salário do cônjuge que se especializa no trabalho remunerado. Resultado interessante exposto em Birch e Miller (2006) é que a redução no rendimento atribuída ao trabalho da mulher varia consideravelmente segundo o nível de escolaridade desta, sendo o impacto menor quando a mulher tem alta escolaridade.

Groothuis e Gabriel (2010) realizaram sua análise empírica com dados de 2000 e 2003 de casais americanos e encontraram que a habilidade de um cônjuge aumentar a produtividade do outro depende da coincidência entre as características produtivas e de ocupação. Por isso, os autores sugerem a inclusão das características tanto do marido quanto da mulher nas equações de rendimento. E, especificamente, propõem que as equações incorporem a escolaridade de ambos e também variáveis que indicam se os cônjuges trabalham no mesmo tipo de atividade e de ocupação.

Verbakel e Graaf (2008) investigam o papel do cônjuge na mobilidade da carreira dos casais nos Países Baixos entre 1940 e 2003. Os autores empregaram uma análise de história de vida e encontraram que ter um cônjuge possui efeitos positivos para a mobilidade ocupacional – homens em união consensual apresentaram maiores chances de mobilidade ocupacional ascendente e homens casados apresentaram menores chances de mobilidade descendente. Os recursos profissionais do parceiro – definidos pela escolaridade, status ocupacional, horas de trabalho e inserção na mesma área profissional – também mostraram influência positiva sobre a progressão na carreira e efeitos de prevenção de movimentos descendentes no status ocupacional. Verbakel e Graaf

(2008) afirmam que as explicações mais plausíveis para os efeitos positivos encontrados são fundamentadas nos argumentos derivados do capital social e das ambições compartilhadas. Segundo os autores, a ideia geral da teoria do capital social é que as características produtivas do cônjuge (alta escolaridade e alto nível ocupacional) são recursos que podem ser utilizados de forma positiva para atingir uma melhor posição no mercado de trabalho. Eles salientam a importância do acesso à rede de contatos do cônjuge e a qualidade destes contatos e o estímulo à progressão na carreira. Para o Brasil, análise pertinente sobre a qualidade da inserção no mercado de trabalho associado à presença de cônjuge pode ser encontrada em Guiginski (2015), que mostra que ter cônjuge diminui a probabilidade de trabalho precário, de jornada de trabalho parcial e de trabalho autônomo para os homens.

Além dos efeitos positivos associados à presença de cônjuge e às características produtivas deste, Verbakel e Graaf (2008) encontraram efeitos restritivos para a mobilidade ascendente na carreira associados ao trabalho do cônjuge. Os autores encontraram que ter um cônjuge que trabalha aumenta as chances de mudança para ocupações com menor status, em comparação a ter um cônjuge que não trabalha. A explicação para este resultado é derivada da teoria econômica, que prevê efeitos restritivos e postula que se a posição no mercado de trabalho de um dos cônjuges é favorável, o outro possui menores incentivos para ser bem-sucedido no trabalho. Esta explicação está alinhada ao efeito renda, proposto por Jacobsen e Rayack (1996), que prevê uma associação negativa entre os rendimentos masculinos e as horas de trabalho da esposa. Mais comumente, argumenta-se que os altos rendimentos do marido podem permitir que a esposa trabalhe menos horas ou não trabalhe. Outros argumentos alinhados ao efeito renda sugerem que se o marido possui baixo salário, pode haver maior necessidade dos rendimentos do trabalho da esposa para o sustento da família. Ou então, nesta mesma direção, uma esposa com alto salário pode tornar possível que o marido trabalhe menos horas ou que se dedique a trabalhos mais aprazíveis e com menor retorno monetário (Jacobsen e Rayack, 1996).

A ideia de seletividade marital, ao ser empregada para explicar associações entre os rendimentos masculinos e o trabalho da mulher, prevê tanto prêmios quanto

penalidades. De acordo com as hipóteses baseadas na seletividade, o diferencial de salários entre homens provedores únicos e casais de dupla-renda é correlacionado, mas não necessariamente causado pelas horas de trabalho da esposa.

Do ponto de vista econômico, a escolha do parceiro visa maximizar a utilidade (ou o bem-estar) de um indivíduo (Becker, 1991). A homogamia ocorre quando as características dos cônjuges são complementares, situação em que um aumenta a produtividade do outro, maximizando a utilidade conjunta (Becker, 1991). Por outro lado, se as características são substitutas, o casamento entre pessoas com características distintas maximiza o bem-estar da família. O exemplo de Becker (1991) para as taxas salariais é bastante claro a este respeito. O casamento entre um homem com alto salário e uma mulher com baixo potencial produtivo (ou vice-versa) é ótimo porque maximiza os ganhos da divisão do trabalho dentro do domicílio.

Pode ser observada uma correlação negativa entre o trabalho da mulher e o rendimento masculino, ou seja, prêmio salarial masculino para a esposa que não trabalha, se a seleção no casamento “tradicional”² ocorre com base em características valorizadas no mercado de trabalho (Jacobsen e Rayack, 1996). Ou, segundo o modelo de vantagens comparativas de Becker (1991), quando há seletividade marital negativa para a taxa salarial (Blackaby et al., 2007). Neste último caso, homens mais produtivos teriam maior propensão a casar com mulheres que trabalham menos – por exemplo, mulheres com elevado salário de reserva, que valorizam mais o lazer, mulheres com alta produtividade doméstica ou com baixo potencial salarial (Jacobsen e Rayack, 1996).

Por outro lado, uma correlação positiva pode ser observada se homens com alta produtividade possuem maiores chances de casar com mulheres igualmente produtivas, levando a um prêmio salarial em relação ao trabalho da mulher. Esta correlação positiva também pode ser observada devido à segurança econômica que uma esposa que trabalha ou que tem alto potencial salarial pode oferecer à

² Considerando como um “casamento tradicional” aquele em que apenas o homem trabalha.

sua família, permitindo ao marido trocar de emprego e procurar por ocupações com melhores salários ou investir em capital humano (Jacobsen e Rayack, 1996).

Nakosteen e Zimmer (2001) analisaram uma amostra de homens americanos solteiros que chegaram a se casar e observaram os rendimentos antes e imediatamente após o casamento. O período considerado se estende de 1983 a 1989. Os autores também incluíram as características das esposas na análise e concluíram pela seletividade marital positiva com base nos rendimentos. Ou seja, homens com potenciais de rendimentos mais elevados tendem encontrar esposas semelhantes neste quesito.

Duas outras possibilidades para explicar associações negativas entre os rendimentos masculinos e o trabalho da mulher são a discriminação do empregador e a especialização dentro do domicílio. Em ambos os casos, os argumentos implicam certa causalidade.

Em consonância com a hipótese da discriminação, argumenta-se que os empregadores podem favorecer os homens em conformidade com as expectativas sociais. Ou então, que os empregadores podem querer compensar os homens cuja esposa não trabalha devido a uma visão de justiça distributiva ou por perceberem que estes necessitam salários mais altos para sustentar a família (Jacobsen e Rayack, 1996; Blackaby et al., 2007). Desse modo, os empregadores podem agir paternalisticamente ao apoiar mais os homens que têm família e serem particularmente favoráveis àqueles cuja esposa não trabalha. Este favoritismo do empregador pode se dar via promoções, aumentos de salários ou ainda propiciar maiores oportunidades de treinamento na empresa (Chun e Lee, 2001).

As hipóteses associadas à produtividade e ao grau de especialização dentro do domicílio, por sua vez, preveem que homens em casamentos mais tradicionais têm salários mais elevados porque são mais produtivos no trabalho. A menor produtividade dos homens cuja esposa trabalha em relação aos homens em casamentos tradicionais pode ser explicada com base em três fatores: menor esforço despendido no mercado de trabalho devido ao maior tempo e esforço dedicados às tarefas domésticas; menor suporte oferecido pela esposa à carreira

do marido; e/ou, menor mobilidade geográfica dos casais em que ambos trabalham. Neste último caso, como o objetivo do casal é maximizar os ganhos das carreiras de ambos, o salário do homem será menor do que se o objetivo fosse a maximização de uma única carreira (Jacobsen e Rayack, 1996).

Chun e Lee (2001), utilizando dados censitários americanos, testaram a hipótese da especialização por meio de um modelo de regressão com mudança endógena, para corrigir o viés da seletividade, e uma decomposição do prêmio e penalidade potencial associada ao trabalho remunerado da esposa. Os resultados confirmaram a hipótese da produtividade: foram encontradas associações positivas entre os ganhos do casamento para os homens e o grau de especialização no domicílio. A conclusão dos autores é que o maior prêmio salarial para homens casados cuja esposa não trabalha sugere efeitos positivos para a especialização dentro do casamento. Zavodny (2008) também utiliza dados censitários americanos e encontra resultados semelhantes aos de Chun e Lee (2001) – de que os rendimentos masculinos mostram-se negativamente relacionados às horas de trabalho da esposa – mas apresentam desdobramentos e conclusões distintas. Ao observar que a associação passa de negativa para positiva quando o efeito renda é controlado, Zavodny (2008) chega à conclusão de que as esposas/parceiras ajustam sua oferta de trabalho de acordo com o nível de rendimentos de seus respectivos esposos/parceiros (efeito renda). Afirma, ainda, que os resultados são mais consistentes com a seletividade marital positiva e que são inconsistentes com a teoria da especialização.

Groothuis e Gabriel (2010), assim como Mamun (2012), também consideram que o modelo tradicional de especialização é inconsistente com as tendências recentes do mercado de trabalho, haja vista o crescente aumento da escolaridade e da participação feminina no mercado de trabalho, incluindo as mulheres casadas e com filhos. Song (2007) conclui seu artigo afirmando, inclusive, que a penalidade salarial associada ao trabalho da esposa não constitui evidência suficiente para a alegação de que o prêmio salarial masculino ocorre devido à especialização.

Blackaby et al. (2007) mostram reversão da penalidade do trabalho da esposa para os homens britânicos nos períodos mais recentes. Para os autores, a

reversão da penalidade e o aparecimento, para alguns grupos ocupacionais, de prêmio para o trabalho da esposa são consistentes com a seletividade marital positiva segundo a escolaridade. A forte correlação positiva entre a escolaridade dos cônjuges, o aumento da participação feminina na força de trabalho e o maior retorno ao capital humano das mulheres seriam suficientes para reverter a correlação negativa entre trabalho da mulher e salário do marido (Blackaby et al., 2007).

Song (2007) observa tanto prêmios quanto penalidades para o trabalho da esposa quando as análises são separadas por grupos de raça/cor, escolaridade e ocupação distintos. Para o autor, a seletividade marital e o efeito renda são os mecanismos por trás desta variação. Para os homens com os salários mais baixos, a seletividade marital seria o fator principal na determinação das horas de trabalho da mulher. Observa-se prêmio para o trabalho remunerado da esposa porque, para este grupo, o processo de formação dos casais faria com que homens com rendimentos relativamente mais elevados em seu grupo se casem com mulheres igualmente mais produtivas. Por sua vez, para os homens com os salários mais altos, o efeito renda seria o fator determinante da oferta de trabalho da esposa. Para o grupo de homens com alta renda, quanto maior o salário do marido, menor a oferta de trabalho da esposa e, por isso, são observadas penalidades para o trabalho remunerado da mulher. Assim, segundo Song (2007), conforme o nível salarial do homem aumenta, a seletividade marital perde importância e o efeito renda, como determinante da oferta de trabalho da esposa, passa a ser maior. O autor conclui que as disparidades encontradas para prêmios/penalidades do trabalho da mulher segundo a ocupação do marido devem-se simplesmente à inversão da correlação entre o trabalho da esposa e o salário masculino e não devido, por exemplo, à ocupação em si. Esta correlação passa de positiva para os homens com salários mais baixos, devido ao domínio do efeito da seletividade marital, para negativa para os homens com salários mais altos, devido ao domínio do efeito renda.

2.4 O Contexto Nacional – Casamento e Coabitação no Brasil

O propósito desta seção é contextualizar o casamento e a coabitação no Brasil, indicando suas tendências mais recentes, antes de explorar as diferenças esperadas entre os prêmios do casamento e da coabitação, tarefa executada na próxima seção. Por uniões conjugais, entende-se tanto os casamentos como as uniões consensuais. O casamento corresponde à união formal, uniões celebradas formalmente no civil, no religioso ou em ambos. A união consensual corresponde a uma união informal, podendo configurar uma união estável ou apenas coabitação.

Mudanças importantes quanto às famílias e às uniões conjugais no Brasil já haviam sido antecipadas por Berquó (1989) e Oliveira (1996), especialmente com relação ao aumento da importância da coabitação. Os dados do último Censo Demográfico confirmaram estas mudanças em relação às uniões conjugais (IBGE, 2012). Ponto bastante ressaltado nos estudos mais recentes sobre a nupcialidade nos países latino-americanos, em geral, e brasileira, em particular, é o crescimento significativo das uniões consensuais (Costa, 2015; Covre-Sussai et al., 2015; Cunha e Verona, 2018; Esteve et al., 2012; Freire e Aguirre, 2014; Vieira e Alves, 2016). De acordo com o IBGE (2012), em 2000, 28,6% das pessoas viviam em uniões consensuais, proporção que aumentou consideravelmente em 2010, atingindo o patamar de 36,4%.

Entre 1991 e 2010, Freire e Aguirre (2014) constataram que a probabilidade de ingressar no primeiro casamento diminuiu bruscamente, para ambos os sexos e em todas as faixas etárias, resultando em queda na proporção de casados e elevação na proporção de solteiros. Segundo os autores, esta redução nas probabilidades deve-se a mudanças na estrutura etária populacional, ao adiamento do ingresso ao primeiro matrimônio e ao aumento das uniões consensuais. Apesar das mudanças na dinâmica das uniões conjugais, Freire e Aguirre (2014) salientam que o casamento formal continua sendo a modalidade de união preferida por homens e mulheres.

A opção pelo casamento ou pela união consensual não é aleatória – ela depende de fatores socioeconômicos e demográficos. Limitações econômicas parecem

dificultar o casamento, mas não a união consensual. Isso é demonstrado pelo fato de que a idade média à união está mais associada ao fator demográfico, definido como a disponibilidade de parceiros do sexo oposto, enquanto que a idade média ao casamento está mais associada a variáveis socioeconômicas – quanto maior o déficit habitacional, a pobreza e a desigualdade econômica de uma região, maior a idade média ao casamento (Vieira e Alves, 2016).

O crescimento expressivo das uniões consensuais no período de 2000 a 2010 em todos os estados brasileiros pode ser uma evidência de mudança nos valores culturais, mas também está relacionado a dificuldades para formalizar a união e condições econômicas mais precárias. Isso porque o percentual de pessoas em união consensual é muito mais elevado nas regiões Norte e Nordeste e nos estratos mais baixos da distribuição de rendimento domiciliar (IBGE, 2012). Freire et al. (2006) mostram que não apenas a proporção de pessoas em união consensual é maior, mas também que as probabilidades de transição para o casamento são menores no Nordeste do que no resto do país. Na região Sudeste, as pessoas tendem a ingressar em uma união conjugal mais tarde do que nas demais regiões. Esse fato pode estar relacionado à maior escolaridade da população adulta e melhores oportunidades de emprego nesta região, o que faria com que as pessoas adiassem o casamento com maior intensidade do que as pessoas de outras regiões (IBGE, 2012; Vieira e Alves, 2016).

No Brasil, uma das principais transformações econômicas observadas nas últimas décadas é o crescimento contínuo e intenso da participação das mulheres no mercado de trabalho (OIT, 2012; Wajnman, 2006). Contribuíram para esta crescente participação feminina, dentre outros fatores, a queda da fecundidade e o aumento da escolaridade das mulheres (Wajnman, 2006). Becker (1991) defende que o aumento da participação e dos salários femininos no mercado de trabalho, associado à redução da fecundidade, reduzem os ganhos do casamento, porque diminuem as vantagens da divisão do trabalho dentro do domicílio. Uma das consequências desta redução seria o aumento das uniões consensuais.

Historicamente no Brasil, assim como na América Latina, observa-se a coexistência de casamento e coabitação. Para estratos sociais mais baixos, a

coabitação é tradicionalmente substituta do casamento, está relacionada a restrições econômicas, a desigualdades e à exclusão social. Geralmente, a coabitação tradicional é associada a alto nível de fecundidade, baixa escolaridade e baixo nível de independência feminina (Esteve et al., 2012; Covre-Sussai et al., 2015).

Atualmente, há evidências de um novo tipo de coabitação, caracterizada por ser um tipo de união mais moderna. Para as classes altas, estudiosos sugerem que a coabitação é resultado da modernização de valores e atitudes, do desenvolvimento econômico e do aumento da autonomia feminina. Assim, a escolha por coabitar ao invés de casar pode estar relacionada tanto à tradição quanto à modernidade (Esteve et al., 2012; Covre-Sussai et al., 2015). A coabitação moderna seria resultado de mudanças nos valores e atitudes, podendo ser explicada a partir da abordagem da Segunda Transição Demográfica, noção introduzida por Dirk van de Kaa e Ron Lesthaeghe em 1986 e bastante debatida desde então (Lesthaeghe, 2010).

A noção de Segunda Transição Demográfica constitui uma abordagem geralmente utilizada para explicar mudanças nas normas e atitudes observadas principalmente nos países desenvolvidos ao longo das últimas décadas. A partir desta abordagem, a coabitação aparece como uma forma inovadora de arranjo familiar, conduzida pelo desenvolvimento socioeconômico e pela expansão da autonomia feminina. E, ainda, resultante de sentimentos antiautoritários e seculares das coortes mais jovens e escolarizadas. Os principais fatores por trás desta segunda transição seriam o desenvolvimento econômico, a elevação da escolaridade, a maior autonomia feminina, o desejo de realização pessoal e a individualização (Covre-Sussai et al., 2015).

De acordo com Cunha e Verona (2018), o crescimento da união informal no Brasil está acompanhado também de aumento da heterogeneidade deste grupo. Comparando os dados do Censo de 1980 aos do Censo de 2010, as autoras mostram que a coabitação tem apresentado tendência de aumento nas últimas décadas em todos os grupos educacionais e classes econômicas. Com base nestes resultados, afirmam que a coabitação tradicional passou a coexistir com uma modalidade de união informal mais moderna. Este argumento também é

defendido por Covre-Sussai et al. (2015), que desenvolveram uma tipologia para classificação e comparação da coabitação em alguns países latino americanos. Covre-Sussai et al. (2015) alegam que o Brasil é o país com aumento mais acentuado na coabitação e, além disso, com o maior crescimento da coabitação do tipo inovador ao longo do tempo. Esta coabitação moderna está relacionada ao aumento da autonomia feminina e à maior simetria das relações de gênero, sendo uma escolha e não uma restrição à entrada no casamento. A coabitação do tipo inovador é, entre outras características, reconhecida pela maior idade e escolaridade da mulher no início da união e menor nível de fecundidade, em comparação à coabitação do tipo tradicional (Covre-Sussai et al., 2015).

Não obstante, Cunha e Verona (2018) também demonstram que o casamento tem maior prevalência nos níveis mais altos de escolaridade e nas classes econômicas mais ricas. Desse modo, a coabitação do tipo tradicional é ainda majoritária, configurando-se como uma alternativa ao casamento mais viável economicamente, mais comum nas classes sociais mais baixas e entre pessoas menos escolarizadas (Martin, 2002) e ligada a uma estratégia de enfrentamento das dificuldades econômicas (Fussell e Palloni, 2004). Cunha e Verona (2018) concluem que, apesar das mudanças, o crescimento da coabitação não representa um indício claro de que esteja em curso a chamada Segunda Transição Demográfica no Brasil. Cogitam, inclusive, a possibilidade de que o aumento da coabitação em todos os níveis de renda e escolaridade reflitam não uma mudança ideacional, mas sim a maior institucionalização da união informal no Brasil, cada vez mais parecida com o casamento³.

2.5 Diferenças entre os prêmios para o casamento e para a coabitação

Com o aumento da coabitação, observado nos países da América Latina e também nos países desenvolvidos, o prêmio da coabitação surge como tópico

³ Conforme se discute na próxima seção, o casamento e a união informal possuem semelhanças enquanto arranjo familiar e, no Brasil, observa-se tendência de equiparação de direitos e deveres dos cônjuges em ambas as modalidades, em especial para aqueles em uma união estável.

relevante, que nos últimos anos vem sendo cada vez mais abordado nos estudos sobre o prêmio salarial masculino do casamento. Todas as evidências encontradas na literatura apontam que os homens em união consensual recebem um prêmio salarial, em relação aos homens solteiros. Entretanto, o prêmio salarial da coabitação tende a ser menor do que o prêmio do casamento (Bardasi e Taylor, 2008; Barg e Beblo, 2009; Cohen, 2002; Mamun, 2012; Stratton, 2002).

As principais explicações teóricas empregadas nos estudos sobre o prêmio salarial masculino do casamento são citadas como mecanismos potenciais por trás do prêmio da coabitação. De acordo com Mamun (2012), a hipótese da seletividade e as explicações causais para o prêmio masculino do casamento, que incluem a especialização, a discriminação, a mudança de comportamento e preferências e o capital humano compartilhado, representam explicações teóricas que podem ser igualmente válidas para os homens em coabitação. Em conjunto com diferenças apontadas entre o casamento e a união consensual, estas mesmas explicações são também empregadas para esclarecer por que é esperado que o prêmio salarial da coabitação, embora positivo, seja menor do que o prêmio do casamento.

Cohen (2002) defende que o grupo dos homens em união consensual deve formar uma categoria de análise separada daqueles que estão casados e daqueles que permanecem solteiros. O autor mostra, a partir de uma revisão bibliográfica, que os homens em coabitação possuem qualidades distintas dos homens casados em termos de seleção de parceiros, felicidade, compromisso, infidelidade, nível de comprometimento, tempo esperado de duração do relacionamento e divisão do trabalho. De modo geral, atribui-se à coabitação menor estabilidade, menor tempo de duração e menores responsabilidades legais (Barg e Beblo, 2009; Cohen, 2002; Mamun, 2012; Stratton, 2002).

Por outro lado, Cohen (2002) mostra que os homens em união consensual são qualitativamente distintos do grupo dos homens solteiros. Como argumento, o autor cita que uma parcela significativa dos homens em união consensual planeja se casar no futuro; que a coabitação é um relacionamento que, embora informal, implica algum nível de comprometimento; e que a coabitação tem se desenvolvido na direção de representar uma nova forma de família, que deve ganhar cada vez

mais adeptos. Neste mesmo sentido, Mamun (2012) afirma que estudos recentes têm indicado a evolução da coabitação enquanto arranjo familiar, tanto como uma fase temporária que antecede o casamento, quanto como um arranjo permanente, substituto do casamento.

Vieira e Alves (2016), que se dedicam ao caso brasileiro, afirmam que uma parte dos casais em coabitação opta pelo casamento tão logo as condições econômicas tornem-se mais favoráveis, quando a união é consolidada ou quando nascem os filhos. Entretanto, afirmam que a pressão para que os casais em coabitação oficializem a união está diminuindo, devido à equiparação dos direitos e obrigações legais da união consensual aos do casamento. Vieira (2016) concorda que, no caso brasileiro, a aceitação da união consensual como arranjo familiar tem se ampliado, principalmente pelo reconhecimento jurídico da modalidade. E afirma que esta maior aceitação pode ser comprovada a partir da observação do aumento das uniões consensuais entre os grupos de níveis socioeconômicos mais elevados, que tendem a aderir à união consensual somente após a regulamentação da mesma.

O casamento e a coabitação possuem características distintas, apesar de várias semelhanças enquanto arranjo familiar. Antes de passar a este ponto, é importante ressaltar que a própria coabitação é caracterizada por uma grande heterogeneidade. Motivações distintas para a coabitação são apontadas por Stratton (2002), dentre elas, que as pessoas podem decidir coabitar como uma forma de testar a relação, como uma alternativa ao próprio casamento, ou ainda, como uma alternativa a ficar solteiro. Stratton (2002) também cita que os casais podem morar juntos visando guardar dinheiro para o casamento, aproveitando, por exemplo, os benefícios da economia de escala. Desse modo, o grau de comprometimento com o relacionamento pode ser muito variado entre os casais em coabitação. O significado atribuído à coabitação também é bastante diverso, as duas pessoas envolvidas podem se considerar como namorados que moram juntos ou como esposos (Mamun, 2012; Vieira e Alves, 2016). Para o Brasil, Vieira e Alves (2016) citam, inclusive, um neologismo bastante utilizado pelas mulheres para descrever o parceiro em um relacionamento que não chega a ser um casamento, mas que não é apenas um namoro: o “namorido”.

De acordo com Mamun (2012), o casamento e a coabitação possuem aspectos funcionais similares, no que diz respeito à especialização dentro do domicílio e ao capital humano compartilhado, e conseqüente aumento da produtividade no trabalho. Assim, Mamun (2012) defende que as experiências no mercado de trabalho dos homens em coabitação são semelhantes às dos homens casados e distintas das experiências dos homens solteiros. Isto significa que, num primeiro momento, há motivos suficientes para acreditar que os homens em união consensual obtenham um prêmio salarial em relação aos homens solteiros (Mamun, 2012). Para Stratton (2002), além da possibilidade de especialização, também contribui para o aumento da produtividade masculina a economia de escala propiciada pelo casamento, que pode ser igualmente aproveitada pelos homens em união consensual. Porém, por ser um relacionamento menos estável, a probabilidade de especialização é menor na união consensual, produzindo um prêmio salarial menor do que o casamento.

Barg e Beblo (2009) argumentam que quando o contexto institucional trata de maneira diferente o casamento e a união consensual, os incentivos para que ocorra a especialização dentro do domicílio tornam-se distintos, dependendo da natureza da união. Apesar dos esforços da legislação brasileira em equiparar os direitos e obrigações dos cônjuges em uma união estável aos mesmos direitos e deveres daqueles em um casamento (Vieira e Alves, 2016), deve-se atentar para o fato de que nem toda coabitação será necessariamente reconhecida como uma união estável. O artigo 226 da Constituição Federal estabelece que a proteção do Estado à família é garantida àqueles em uma união estável e o artigo 1.723 do Novo Código Civil (Lei 10.406) estipula que a união estável, para ser reconhecida como entidade familiar deve se configurar por convivência pública, contínua e duradoura e estabelecida com o objetivo de constituir família. A união estável tem sido tratada como equivalente ao casamento em várias matérias, inclusive em relação aos benefícios previdenciários (Lei 8.213), assistência material em caso de separação e direito à herança (Lei 9.278). Em todo caso, mesmo em se tratando de uma união estável, e não de simples coabitação, em caso de dissolução da união, conflitos de interesse nem sempre são resolvidos facilmente, principalmente devido à necessidade de se comprovar materialmente a união estável (Vieira e Alves, 2016). Assim sendo, algumas das considerações

levantadas nos estudos revisados podem ser relevantes também para o caso brasileiro.

Stratton (2002), Barg e Beblo (2009) e Mamun (2012) mostram que, para casais americanos e alemães, a coabitação e o casamento não possuem os mesmos direitos e obrigações legais. Isto, associado à maior estabilidade e ao maior custo relativo de dissolução do casamento em relação à união informal, levaria a um maior grau de comprometimento com o relacionamento entre os homens casados. O que, por sua vez, faria com que os homens casados se dedicassem mais ao trabalho, aumentando seus esforços e produtividade, gerando um prêmio salarial do casamento maior do que o prêmio da coabitação.

Stratton (2002) chama a atenção especialmente para o efeito que a maior estabilidade do relacionamento pode ter sobre as decisões de especialização na produção domiciliar. A autora argumenta que as esposas têm maior propensão a exercer tanto pressão para maior dedicação ao trabalho quanto suporte à carreira do marido do que as mulheres em união consensual. Além disso, atribui a maior produtividade dos homens casados ao efeito que a estabilidade no relacionamento exerce sobre o estilo de vida e sobre atividades não produtivas, como consumo de bebida alcoólica e lazer. Barg e Beblo (2009) afirmam que as pessoas em um casamento possuem mais incentivos econômicos para a especialização intradomiciliar e que a especialização é um investimento mais arriscado para casais em coabitação. Isto porque, no contexto institucional alemão, tributação conjunta, dedução fiscal do cônjuge como dependente, cobertura do sistema público de saúde, benefícios previdenciários e direito à herança se aplicam somente aos casamentos e não às uniões consensuais.

E, de fato, dentre os resultados encontrados por Barg e Beblo (2009), figura a menor especialização dentro da coabitação. Entretanto, a conclusão dos autores é a de que a seletividade positiva tanto no casamento quanto na coabitação é o fator principal que explica os prêmios e não a especialização. Stratton (2002) também afirma que o prêmio da coabitação resulta principalmente dos efeitos de seletividade. A autora mostra que o prêmio do casamento está associado ao maior crescimento salarial dos homens casados e que a duração do casamento é o fator chave por trás do prêmio. Um resultado interessante encontrado por

Stratton (2002) é que, para coabitações de longo prazo, que provavelmente se configuram como uma alternativa ao casamento, o ganho salarial é semelhante ao dos homens casados e que a seletividade perde importância. Mamun (2012) também encontra efeitos positivos para a duração do casamento sobre os rendimentos masculinos e insignificantes para a duração da coabitação. Mas encontra que o prêmio da coabitação, embora menor que o do casamento, persiste após considerar o viés de seleção para características não observáveis. O autor defende a hipótese do capital humano compartilhado para explicar a existência de ambos os prêmios. Esta hipótese será descrita com mais detalhes na próxima seção.

Bardasi e Taylor (2008), por sua vez, analisam dados britânicos e favorecem a hipótese da especialização para explicar ambos os prêmios, já que a magnitude destes está associada negativamente ao número de horas de trabalho remunerado e positivamente à quantidade de trabalho doméstico ofertada pelas esposas e parceiras. Em conformidade com os achados de Barg e Beblo (2009), também Bardasi e Taylor (2008) encontraram evidências de que a especialização é menos intensa na coabitação, já que as mulheres neste tipo de união tinham maiores chances de ter um emprego e de trabalhar em jornadas maiores, além de terem menores responsabilidades por atividades domésticas, do que as mulheres casadas.

2.6. Estudos sobre o prêmio salarial masculino do casamento no Brasil

Embora recorrente na literatura internacional, o prêmio salarial masculino do casamento é ainda pouco explorado no Brasil. A seguir, são apresentados três estudos nacionais que se dedicaram especificamente a este tema nos últimos anos.

Muniz e Rios-Neto (2002) investigaram os diferenciais de salários segundo o estado civil para homens e mulheres brasileiros. Os autores utilizaram as Pesquisa sobre Padrões de Vida, de 1996, e consideraram um grupo etário

bastante restrito: adultos de 20 a 35 anos. O diferencial de rendimentos entre casados e solteiros foi decomposto e os resultados mostraram a existência de prêmios do casamento tanto para homens quanto para mulheres, embora por razões diferenciadas. Para as mulheres casadas, a maior parte do prêmio salarial positivo não é explicada pelas variáveis incluídas na equação de rendimentos. No caso dos homens casados, grande parte do prêmio do casamento é explicada por maiores retornos aos seus atributos, indicando que o mercado de trabalho discrimina mais favoravelmente as características produtivas dos homens casados. Além disso, os homens casados apresentam maior experiência potencial e estabilidade no emprego do que os solteiros.

Souza e França (2013) encontraram prêmio do casamento para homens, mas, diferentemente do trabalho anteriormente descrito, apontam para uma penalização salarial associada ao casamento para mulheres. A partir dos dados da PNAD 2014, estimaram regressões quantílicas, que mostram que o prêmio masculino é maior nos décimos mais altos da distribuição de salários e que a penalidade feminina é menor no último décimo. A decomposição dos diferenciais de salários mostrou que, assim como encontrado por Muniz e Rios-Neto (2002), a maior parte do diferencial é explicada por diferenças nos retornos aos atributos, que favorece os homens casados. Para as mulheres, ao contrário, a decomposição aponta discriminação negativa dos atributos produtivos daquelas que estão casadas.

Opice (2010) encontrou efeitos negativos do trabalho da mulher sobre o salário dos homens casados brasileiros. A hipótese investigada pela autora centra-se nos efeitos da especialização dentro do casamento sobre os salários masculinos. Como *proxy* para a especialização, é utilizada a informação de trabalho remunerado da esposa. Informações retiradas da PNAD de 2008 sobre homens casados de 20 a 65 anos de idade mostram que o fato da mulher trabalhar está associado a um menor rendimento do marido. Para a autora, o mecanismo por trás deste resultado é o efeito renda. Isto porque após corrigir a endogeneidade potencial entre trabalho da esposa e rendimento do marido, Opice (2010) mostra que o coeficiente para o trabalho da mulher torna-se positivo, ou seja, homens casados cuja mulher tem maior probabilidade de trabalhar parecem ganhar

salários mais altos do que aqueles cuja mulher tem baixo potencial de inserção no mercado de trabalho. Algumas explicações possíveis são o papel da renda extra da esposa, que permitiria ao homem procurar melhores oportunidades de emprego, ou ainda, a complementaridade das produtividades do marido e da mulher, associada ao processo de formação de casais, em que o casamento ocorre entre pessoas com características produtivas semelhantes.

O fenômeno do prêmio salarial masculino do casamento, apesar de bastante discutido na literatura internacional, não oferece uma resposta definitiva sobre quais são os mecanismos subjacentes que explicam as diferenças salariais entre homens casados e solteiros. Há, ainda, bastante espaço para pesquisas sobre o tema e a presente investigação não esgota as possibilidades de análise. Uma das principais contribuições desta tese encontra-se nas análises separadas para o casamento e para a coabitação, justificada pelo aumento da importância da coabitação como arranjo familiar no Brasil e pelos argumentos encontrados nos estudos que comparam os prêmios do casamento e da coabitação. E, ainda, pela ausência de estudos aplicados ao Brasil que utilizam esta abordagem. Outras contribuições desta tese relacionam-se aos procedimentos empregados na investigação, com a finalidade de explorar a relação entre o estado conjugal e os rendimentos masculinos. Dentre estes procedimentos, destaca-se, primeiramente, a apresentação de uma solução metodológica para a correção do viés de seleção no estado conjugal, fornecendo estimativas para a contribuição do efeito de seletividade sobre os prêmios do casamento e da coabitação. Em segundo lugar, análises que consideram o nível socioeconômico, proporcionando maior profundidade para a compreensão do fenômeno no Brasil. E, em terceiro lugar, a inclusão das esposas nas análises, ao considerar a escolaridade e o trabalho femininos na equação de rendimentos masculina.

3 BASE DE DADOS, AMOSTRA E VARIÁVEIS

As análises utilizam os dados do Censo Demográfico Brasileiro de 2010, coletados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e disponibilizados pelo projeto IPUMS-I⁴. Esta fonte de dados foi escolhida por proporcionar fácil acesso aos dados do Censo de 2010, apresentar dados harmonizados e corrigidos, e, principalmente, por oferecer variáveis construídas para as relações intrafamiliares. Estas variáveis construídas permitem, por exemplo, identificar facilmente a existência de cônjuge no domicílio e suas características individuais e de trabalho.

Para a amostra, foram selecionados homens de 25 a 49 anos; residentes em domicílios particulares permanentes e urbanos; ocupados em atividades não agrícolas e com rendimento declarado positivo; cuja posição na ocupação era empregado (com ou sem carteira de trabalho assinada), autônomo, profissional liberal ou funcionário público; de cor/raça branca, preta ou parda; em três categorias de estado conjugal: casados, solteiros (nunca casados) e unidos (união consensual).

Homens separados, divorciados e viúvos foram excluídos, devido à sua grande heterogeneidade, por não se assemelharem nem aos solteiros nem aos casados e porque o efeito da dissolução da união sobre os rendimentos masculinos não faz parte do escopo do presente estudo. Foram também excluídos da amostra os homens sem declaração para as variáveis relacionadas ao trabalho e às características do cônjuge (quando unidos ou casados); os trabalhadores familiares, integrantes das Forças Armadas, empregadores, ocupados no setor agrícola ou residentes em áreas rurais; aqueles com rendimento mensal superior a R\$100.000,00; os amarelos, indígenas e sem declaração da raça/cor.

⁴ Minnesota Population Center. Integrated Public Use Microdata Series, International: Version 6.4. Minneapolis: University of Minnesota, 2015. Disponível em: <http://doi.org/10.18128/D020.V6.4>.

O passo a passo para a seleção da amostra pode ser observado na TAB 3.1. Após recorte e aplicação dos filtros, a amostra final conta com 789.182 observações. Todas as análises levam em consideração os pesos amostrais disponibilizados na base de dados e, nos casos aplicáveis, o desenho amostral.

TABELA 3.1 – Passo a passo para recorte da amostra dos homens brasileiros adultos e ocupados em 2010.

| Recorte da Amostra | N. Observações |
|--|-----------------------|
| Amostra inicial: Homens de 25 a 49 anos | 1.745.779 |
| Residentes em domicílio permanente particular | 1.728.416 |
| Residentes em áreas urbanas ou metropolitanas | 1.383.145 |
| Ocupados | 1.170.459 |
| Ocupados com rendimento positivo | 1.164.357 |
| Trabalhadores em Atividades e Ocupações não agrícola | 979.441 |
| Trabalhadores cuja posição na ocupação era: empregado (com ou sem carteira), autônomo, funcionário público ou profissional liberal | 953.098 |
| Raça/Cor: branca, parda ou preta (exclui amarelos, indígenas e sem declaração) | 942.654 |
| Solteiros, unidos ou casados (exclui separados, divorciados e viúvos) | 850.323 |
| Exclui militares | 839.846 |
| Exclui ocupações não especificadas | 792.510 |
| Exclui rendimento superior a R\$100.000,00 | 792.466 |
| Exclui observações sem declaração para as características do cônjuge (quando unido ou casado) | 789.182 |
| Amostra final: após aplicação dos filtros | 789.182 |

Fonte: Censo Demográfico Brasileiro de 2010 – IBGE/IPUMS-I.

3.1 Variáveis

A variável de interesse é o estado conjugal, que possui três categorias: solteiro, unido consensualmente e casado. O objetivo geral é verificar se existem diferenças de rendimentos entre casados e unidos, em relação aos solteiros. Assim, o objetivo é investigar se são observados prêmios para o casamento e para a coabitação entre os homens adultos brasileiros. Além das variáveis que indicam o estado conjugal, são também investigados os prêmios e penalidades nos rendimentos masculinos associados a características produtivas de suas esposas ou parceiras.

Para distinguir de forma mais simplificada os homens casados dos homens em união consensual, utiliza-se o termo “homens unidos” para se referir aos homens

que coabitavam com uma mulher, na forma de uma união consensual ou estável, sem que o relacionamento tenha sido oficializado na forma de um casamento. O casamento compreende as uniões formais, oficialmente reconhecidas, e celebradas na esfera civil, religiosa ou em ambas. Desse modo, os termos coabitação, união consensual e união informal são utilizados alternativamente para se referir à união informal. Os homens em união estável, modalidade de união consensual oficialmente reconhecida por instrumento jurídico e que possui direitos e obrigações semelhantes aos do casamento, estão incluídos entre os homens em união consensual. Embora desejável, a base de dados utilizada não permite distinguir se a união consensual configura ou não uma união estável.

Ao longo das análises, são utilizadas variáveis de controle, relacionadas às características individuais, à localização geográfica e às características da inserção no mercado de trabalho. Para as características individuais, são consideradas a faixa etária, o nível de escolaridade e a raça/cor. O nível de escolaridade compreende quatro categorias: sem escolaridade (indivíduos que possuem menos que o nível fundamental completo), ensino fundamental completo, ensino médio completo e ensino superior completo. Para raça/cor, conforme indicado anteriormente, são consideradas apenas as categorias branca, parda e preta.

São duas as variáveis de localização geográfica, sendo a primeira uma variável binária, que indica se o indivíduo reside em uma região metropolitana; caso contrário, reside em área urbana não metropolitana. A segunda variável indica a macrorregião de residência: Norte, Nordeste, Sudeste, Sul ou Centro Oeste.

Quanto às características da inserção no mercado de trabalho, as análises consideram variáveis relacionadas ao nível sócio ocupacional, à posição na ocupação, à jornada de trabalho e ao setor de atividade. A partir da Classificação Internacional de Ocupações (ISCO-88), as ocupações foram classificadas em três níveis sócio ocupacionais: ocupações superiores, ocupações médias e ocupações manuais. Esta classificação foi derivada do conceito de nível de habilidade requerida pelas ocupações, conforme sugerido em ILO (2012). A TAB 3.2 apresenta o processo de agrupamento das ocupações na construção da variável de nível sócio ocupacional.

TABELA 3.2 – Descrição do agrupamento das ocupações em níveis sócio ocupacionais.

| Ocupação [ISCO-88] | Categoria Sócio Ocupacional |
|---|-----------------------------|
| Dirigentes, diretores, gerentes | Superior |
| Profissionais das Ciências e das Artes | Superior |
| Técnicos e profissionais de nível médio | Superior |
| Trabalhadores de apoio administrativo | Médio |
| Trabalhadores dos serviços, vendedores do comércio | Médio |
| Operários e artesãos da produção de bens e serviços industriais | Médio |
| Operadores de instalações e máquinas e montadores | Médio |
| Ocupações elementares | Manual |

Fonte: elaboração própria.

A posição na ocupação compreende cinco categorias: empregados do setor privado com carteira de trabalho assinada, empregados do setor privado sem carteira, trabalhadores autônomos, profissionais liberais e funcionários públicos. Nesta variável, a categoria dos trabalhadores autônomos exclui os profissionais liberais, que constituem uma categoria separada. Para a categoria dos profissionais liberais, foram considerados os trabalhadores autônomos em ocupações classificadas como 'Profissionais das Ciências e das Artes', segundo a Classificação Internacional de Ocupações (ISCO-88).

São quatro os setores de atividade considerados – indústria, construção, comércio e serviços. A jornada de trabalho distingue entre jornada parcial (menos de 40 horas de trabalho por semana), jornada integral (entre 40 e 48 horas semanais de trabalho) e jornada excessiva (mais de 48 horas por semana).

4 MÉTODOS

Este capítulo tem por objetivo apresentar de forma sucinta as características formais mais relevantes dos principais métodos de análise empregados ao longo da pesquisa.

4.1 Modelo de Regressão Linear

Para analisar a relação entre os rendimentos e o estado conjugal, utiliza-se o modelo de regressão linear, estimado por mínimos quadrados ordinários. A variável dependente é o logaritmo natural do rendimento por hora de trabalho, a variável de interesse é o estado conjugal e as variáveis de controle são aquelas correspondentes às características individuais, geográficas e de trabalho, apresentadas no capítulo anterior.

A seleção das variáveis para o modelo de regressão básico levou em consideração os seguintes critérios: significância estatística dos coeficientes estimados, ajuste do modelo, considerações sobre erro de especificação do modelo⁵ e parcimônia. Para o ajuste geral do modelo de regressão foram considerados a estatística F e o R² ajustado. Foram também realizados testes para determinar se a inclusão de cada nova variável resulta em melhoria estatisticamente significativa no ajuste do modelo. Para este fim, foram comparadas as estatísticas AIC (Akaike's Information Criterion) e BIC (Bayesian Information Criterion) dos modelos aninhados. Os modelos testados utilizam a opção robusta para corrigir a variância e consideram os pesos amostrais.

⁵ A adequada especificação do modelo foi testada por meio do comando `linktest` do Stata. O `linktest` cria duas novas variáveis (`_hat` e `_hatsq`) e reestima o modelo. Se a especificação do modelo está correta, o valor predito (`_hat`) deve ser estatisticamente significativo e o valor predito ao quadrado (`_hatsq`), por outro lado, não deve ter muito poder explicativo.

Os modelos de regressão estimados ao longo do Capítulo 5 consideram os pesos amostrais e o plano amostral adotado no Censo Demográfico Brasileiro de 2010, ou seja, consideram também a estratificação da amostra.

Além do estado conjugal, as variáveis explicativas incluem a faixa etária, o nível de escolaridade e a raça/cor, associadas às características individuais; as variáveis relacionadas à localização geográfica indicam a macrorregião e se vive em uma região metropolitana; e, para as características do trabalho, consideram-se o nível sócio ocupacional, a posição na ocupação, a jornada de trabalho e o setor de atividade. Na seção 5.7, que trata da influência das características das mulheres, adicionalmente, são consideradas como variáveis de interesse o nível de escolaridade e a jornada de trabalho da esposa ou companheira e variáveis binárias que informam se a mulher trabalha no mesmo tipo de ocupação, no mesmo setor de atividade ou na mesma posição na ocupação.

Conforme exposto em Greene (2012), a forma genérica do modelo de regressão linear, dado que a variável independente está em escala logarítmica, é:

$$\ln y = X\beta + \varepsilon$$

Em que y é o rendimento/hora, X representa o conjunto das variáveis explicativas, β é o vetor de coeficientes estimados e ε corresponde ao erro.

Como a variável dependente está na forma logarítmica, o efeito das variáveis independentes binárias pode ser interpretado em termos de mudança percentual no rendimento/hora, mantidas as demais variáveis constantes. A diferença percentual exata é encontrada através do cálculo da semi elasticidade, dada por:

$$(100\%[\exp(\beta) - 1])$$

Os termos “prêmio” e “penalidade” são utilizados ao longo do texto para se referir a um aumento ou redução percentual nos rendimentos associados a determinada variável de interesse.

4.2 Regressão Quantílica

A regressão quantílica aqui apresentada modela a relação entre as variáveis independentes x , a saber, o estado conjugal e as variáveis de controle, em diferentes pontos da distribuição condicional da variável dependente y , o logaritmo natural do rendimento/hora. O procedimento considera nove quantis $q = \{0,10; 0,20; \dots; 0,90\}$, sendo que $q = 0,50$ é a mediana.

Métodos de regressão quantílica são úteis para estimar os quantis da distribuição da variável dependente y condicional em x , permitindo analisar como a variável dependente está distribuída. Diferentemente do modelo de regressão linear por mínimos quadrados ordinários, baseado em valores médios, a regressão quantílica modela a relação entre as variáveis explicativas e os quantis condicionais do logaritmo natural do rendimento/hora dos homens da amostra.

Em comparação à regressão linear estimada por mínimos quadrados ordinários, a regressão quantílica possui as vantagens de ser mais robusta a *outliers*, gerar estimadores mais consistentes e oferecer uma visão mais compreensiva do efeito do estado conjugal sobre os rendimentos masculinos, pois as estimativas consideram diferentes pontos da distribuição dos rendimentos. Além disso, devido a sua abordagem semi-paramétrica, os erros não necessariamente deverão ter distribuição normal e apresentar homocedasticidade, pressupostos importantes no caso da regressão linear e que não são assumidos na regressão quantílica (Cameron e Trivedi, 2005).

Pode-se derivar a função quantílica assumindo um modelo linear, dado pela equação:

$$y_i = x_i' \beta_q + e_i$$

Em que β_q é o vetor de parâmetros associado ao q -ésimo quantil e e_i é o termo de erro. Ao invés de apenas um conjunto de parâmetros, como no caso da regressão por mínimos quadrados ordinários, tem-se vários conjuntos de parâmetros, cada um correspondendo a um quantil específico. Desse modo, diferentes escolhas de q estimam diferentes valores de β .

A regressão para a mediana é também denominada regressão por mínimos desvios absolutos, pois minimiza a soma dos valores absolutos dos erros, dada por $\sum_i |e_i|$. A regressão quantílica minimiza $\sum_i q|e_i| + \sum_i (1-q)|e_i|$, e pondera de forma assimétrica as previsões abaixo e acima do valor predito. Expandindo esta última equação, seguindo Cameron e Trivedi (2005), tem-se a função objetiva do estimador para o q -ésimo quantil, $\hat{\beta}_q$, que minimiza ao longo de β_q :

$$Q(\beta_q) = \sum_{i:y_i \geq x_i' \beta} q|y_i - x_i' \beta_q| + \sum_{i:y_i < x_i' \beta} (1-q)|y_i - x_i' \beta_q|$$

4.3 Método Oaxaca-Blinder para decomposição dos diferenciais de rendimentos por estado conjugal

As decomposições dos diferenciais de rendimentos entre homens casados, solteiros e unidos utilizam o método Oaxaca-Blinder, com o objetivo de quantificar a contribuição das características e do retorno a estas características para as diferenças de rendimentos encontradas entre os três grupos.

Por meio deste método de decomposição, o diferencial de rendimentos entre um grupo e outro é separado entre uma parte explicada (atribuída a diferenças nas características observáveis dos trabalhadores) e uma parte não explicada. A parte explicada é o efeito de composição, ou efeito quantidade, e reflete diferenças na distribuição das características entre os grupos. Refere-se, portanto, ao diferencial de rendimentos que é explicado por diferenças nas características observáveis dos trabalhadores, por exemplo, diferenças na composição por escolaridade de cada grupo.

A parte não explicada, ou efeito preço, reflete diferenças nos coeficientes estimados para dois grupos distintos, ou seja, na forma como as características do trabalhador são valorizadas no mercado de trabalho, dado que pertence a um grupo específico. No caso desta investigação, a parte não explicada diz respeito a diferenças na valorização dos atributos dos trabalhadores, dado seu estado conjugal. Muitas vezes, a parte não explicada da decomposição é interpretada

como uma medida da discriminação no mercado de trabalho, como um efeito de características não observáveis, ou ainda, como sendo o efeito da estrutura salarial (Jann, 2008). Nesta tese, a parte não explicada é interpretada como sendo o efeito da estrutura salarial e não de discriminação, necessariamente.

Nas análises, as decomposições para os diferenciais de rendimentos foram realizadas para três comparações: (i) entre casados e solteiros; (ii) entre casados e unidos; e, (iii) entre unidos e solteiros. Para facilitar a apresentação formal do método, considera-se a seguir somente a decomposição entre casados e solteiros. O procedimento adotado segue as sugestões encontradas em Fortin et al. (2010) e Jann (2008).

O método decompõe as diferenças na média de rendimentos, μ , entre dois grupos, dividindo o diferencial de rendimentos em uma parte explicada por diferenças de composição e uma parte não explicada por diferenças nas características observadas. Considerando que o grupo A corresponde aos homens solteiros e que o grupo B corresponde aos homens casados, $D_B = 1$ indica que o indivíduo pertence ao grupo dos casados. Substituindo o valor esperado das variáveis explicativas $E[X|D_B = d]$, com $d = 0,1$, pelas médias amostrais \bar{X} de cada grupo, o diferencial total de rendimentos, Δ_O^μ , pode ser descrito por:

$$\hat{\Delta}_O^\mu = \bar{X}_B \hat{\beta}_B - \bar{X}_B \hat{\beta}_A + \bar{X}_B \hat{\beta}_A - \bar{X}_A \hat{\beta}_A = \bar{X}_B (\hat{\beta}_B - \hat{\beta}_A) + (\bar{X}_B - \bar{X}_A) \hat{\beta}_A = \hat{\Delta}_S^\mu + \hat{\Delta}_X^\mu$$

Sendo $\hat{\Delta}_S^\mu$ o efeito da estrutura salarial, também denominado parte não explicada da decomposição, e $\hat{\Delta}_X^\mu$ o efeito de composição.

Para operacionalizar a decomposição, optou-se pela alternativa indicada em Jann (2008) e Fortin et al. (2010), que utiliza uma regressão conjunta como modelo de referência para as decomposições. A regressão conjunta inclui toda a amostra, ou seja, os homens dos três estados conjugais, e variáveis binárias que indicam a que estado conjugal pertence o indivíduo. Deste modo, as variáveis binárias para o estado conjugal representam uma medida para o efeito agregado da estrutura salarial sobre os rendimentos.

Nesta alternativa, a parte não explicada do diferencial de rendimentos médios entre solteiros (grupo A) e casados (grupo B) corresponde ao coeficiente δ , que indica o pertencimento ao grupo dos casados na regressão de rendimentos conjunta. Considera-se que a variável que indica o estado conjugal elimina o efeito do estado conjugal na estrutura de rendimentos de referência. Assim, admite-se que os coeficientes são os mesmos para todos os dois grupos:

$$E[Y_i|X, D_B] = \alpha_0 + X_i\beta^{**} + \delta D_{Bi}$$

Por conseguinte:

$$\begin{aligned} \Delta_O^\mu &= E[Y_i|X, D_B = 1] - E[Y_i|X, D_B = 0] = (E[X_i|D_B = 1] - E[X_i|D_B = 0])\beta^{**} + \delta \\ &= \Delta_X^\mu + \Delta_S^\mu \end{aligned}$$

Em que $\delta = \Delta_S^\mu$. Logo, a magnitude da parte não explicada do diferencial total de rendimentos entre casados e solteiros corresponde ao coeficiente que indica o pertencimento ao grupo dos casados, δ , na regressão conjunta.

Como o estado conjugal é composto por três categorias, na prática, a decomposição do diferencial de rendimentos entre casados e solteiros utiliza um modelo de referência estimado com os três grupos de estados conjugais (casados, solteiros e unidos) e não apenas com os dois grupos a serem comparados⁶.

4.4 Correção do viés de seleção no estado conjugal – método de correção baseado no modelo logístico multinomial

Questão bastante debatida na literatura sobre o prêmio salarial masculino do casamento diz respeito à seletividade. Argumenta-se que o casamento e os rendimentos são correlacionados, sendo que o casamento em si não leva a

⁶ A execução das decomposições foi realizada no *software* Stata, por meio do comando “oaxaca” e a opção “reference()”. Maiores detalhes do procedimento podem ser encontrados em Jann (2008, pág. 470).

maiores rendimentos. As explicações baseadas na hipótese da seletividade defendem que características observadas e características não observáveis associadas a rendimentos mais elevados são também características que elevam a probabilidade de sucesso no mercado de casamentos (Ahituv e Lerman, 2007; Chiodo e Owyang, 2002; Nakosteen e Zimmer, 1997). O que significa que a hipótese da seletividade sustenta que existe uma seletividade positiva entre os homens casados, daí advindo o fenômeno observado do prêmio do casamento.

Se características não observáveis influenciam o estado conjugal e estão correlacionadas ao termo de erro da equação de rendimentos, então os coeficientes estimados serão inconsistentes, devido ao viés de seleção. Uma forma de corrigir as estimativas é incluir um ou mais termos de correção, estimados num primeiro estágio e que modelam a seleção no estado conjugal, na equação de rendimentos (Cameron e Trivedi, 2005).

Dada a natureza transversal dos dados utilizados nas análises desta tese, e dado que a amostra é dividida em três categorias de estado conjugal (solteiros, unidos e casados), uma solução para lidar com esta possível fonte de viés nas estimativas das equações de rendimentos é o emprego do método de correção proposto por Bourguignon, Fournier e Gurgand (2007). Estes autores propõem um modelo de regressão linear com correção para o viés de seleção em dois estágios, semelhante ao modelo de Heckman, mas que permite modelar a seleção no estado conjugal composto de três categorias.

No primeiro estágio, ao invés de um modelo logístico binário, a equação de seleção é estimada através de um modelo logístico multinomial, que envolve a 'decisão' entre permanecer solteiro, entrar numa união consensual ou num casamento. Este modelo multinomial permite avaliar as probabilidades de um homem estar solteiro, unido ou casado, dadas suas características e gera termos de correção, incluídos na equação de rendimentos, no segundo estágio.

O método desenvolvido por Bourguignon et al. (2007) tem origem na abordagem de Lee (1983 apud Bourguignon et al., 2007), que expandiu o modelo de seleção de Heckman em dois estágios. Ao invés de utilizar um modelo binário, Lee propõe o emprego de um modelo multinomial para modelar o primeiro estágio. Assim, é

possível estimar equações corrigidas para o viés de seleção quando a seleção envolve mais do que duas categorias. Os autores desenvolveram uma variação menos restritiva para a abordagem de Dubin e McFadden (1984 apud Bourguignon et al., 2007), que é utilizada nesta tese e apresentada a seguir.

A equação de rendimentos é descrita por:

$$y_1 = x\beta_1 + u_1$$

Em que y_1 é a variável dependente da equação de rendimentos e refere-se ao logaritmo natural do rendimento/hora em cada estado conjugal. O vetor de variáveis explicativas x inclui as características individuais, geográficas e de inserção no mercado de trabalho. O termo de erro u_1 satisfaz $E(u_1|x, z) = 0$ e $V(u_1|x, z) = \sigma^2$.

E a equação de seleção é descrita por:

$$y_j^* = zy_j + \eta_j$$

Em que y_j^* é a 'utilidade' associada à escolha da categoria j , sendo que $j = 1 \dots M$ representa o estado conjugal e a variável dependente y_1 apenas é observada se a categoria 1 para o estado conjugal é escolhida. O vetor z corresponde ao conjunto de variáveis explicativas que determinam a escolha j . Para identificação não paramétrica do modelo, o vetor z deverá conter variáveis não incluídas no vetor x . Para a equação de seleção, as variáveis explicativas são as mesmas da equação de rendimentos e a religião é incluída como estratégia de identificação. O pressuposto é que a religião influencia o estado conjugal, mas não tem impacto direto sobre o rendimento/hora dos homens.

Ao estimar o vetor de parâmetros β_1 , o termo de erro u_1 da equação de rendimentos pode não ser independente do termo de erro η_j da equação de seleção. Se os erros não forem independentes, haverá correlação entre as variáveis explicativas e os termos de erro da equação de rendimentos, resultando em estimativas não consistentes para β_1 .

A variação proposta no método de Bourguignon et al. (2007) assume que, para cada categoria de escolha do estado conjugal j , os valores esperados dos termos de erro u_1 e η_j são linearmente relacionados. Assim, considerando que r_j^* representa a correlação entre u_1 e η_j , o termo de erro da equação de rendimentos u_1 pode ser expresso como uma combinação linear:

$$E(u_1 | \eta_1 \dots \eta_M) = \sigma \sum_{j=1 \dots M} r_j^* \eta_j^*$$

A equação de rendimentos, condicional à escolha do estado conjugal $j = 1$, torna-se, então:

$$y_1 = x_1 \beta_1 + \sigma \left[r_1^* m(P_1) + \sum_{j=2 \dots M} r_j^* m(P_j) \frac{P_j}{P_j - 1} \right] + w_1$$

As integrais $m(P_j)$ são computadas numericamente após o modelo logístico multinomial para cada observação. P_j é a probabilidade do estado conjugal j ser escolhido. O resíduo é dado por $w_1 = \eta_1 + \log P_1$. A quantidade de termos de correção, representados por $\mu(P_1, \dots, P_M)$, incluídos na equação de rendimentos no segundo estágio é igual à quantidade de categorias de escolha na equação de seleção no primeiro estágio.

Em resumo, estimativas consistentes para β_1 ⁷ são obtidas através da regressão linear:

$$y_1 = x_1 \beta_1 + \mu(P_1, \dots, P_M) + w_1$$

Sendo que os termos de correção $\mu(P_1, \dots, P_M)$ são obtidos na equação de seleção no primeiro estágio, estimada através do modelo logístico multinomial, em que a variável dependente é o estado conjugal⁸.

⁷ Estas estimativas, obtidas no segundo estágio do modelo de Bourguignon et al. (2007) são consistentes, entretanto os erros padrão são ineficientes, pois não consideram a natureza do procedimento em duas etapas. Como o objetivo da análise é observar o diferencial de rendimentos entre casados e solteiros e unidos e solteiros, com e sem correção do viés de seleção, e não a avaliação individual dos coeficientes, este não constitui um problema que inviabiliza a aplicação do método.

4.4.1 Decomposição dos diferenciais de rendimentos após correção do viés de seleção

O método de decomposição utilizado para investigar os diferenciais de rendimentos após a correção do viés de seleção no estado conjugal baseia-se na extensão da decomposição de Oaxaca e Blinder, proposta por Yun (2007). O objetivo é decompor a diferença na média da variável dependente, o logaritmo natural do rendimento/hora, entre casados e solteiros e entre unidos e solteiros.

A partir de um modelo de regressão linear estimado separadamente para cada estado conjugal, que, de modo geral, pode ser descrito por:

$$Y_{ij} = x_{ij}\beta_j$$

Em que Y_{ij} é o logaritmo natural do rendimento/hora do indivíduo i no estado conjugal j , x_{ij} é o vetor de variáveis explicativas e β_j é o vetor de coeficientes estimados para o grupo j .

Pode-se estimar a média \bar{Y}_j , que é simplesmente a média amostral para a variável dependente de cada grupo. Considerando que $j = A, B$, o diferencial de rendimentos e sua decomposição são dados por:

$$\bar{Y}_A - \bar{Y}_B = (\bar{X}_A - \bar{X}_B)\tilde{\beta}_A + \bar{X}_B(\tilde{\beta}_A - \tilde{\beta}_B)$$

Sendo que \bar{X}_j é o vetor das características médias dos indivíduos pertencentes a cada grupo. Na equação acima, a expressão à esquerda corresponde ao diferencial de rendimentos. Na expressão à direita, o primeiro componente é a parte explicada da decomposição e reflete diferenças na composição das características dos dois grupos. O segundo componente é a parte não explicada, reflete diferenças nos coeficientes e pode ser denominado como efeito da

⁸ Para as estimativas da regressão de rendimentos corrigidas para o viés de seleção no estado conjugal por meio do modelo logístico multinomial, foi utilizado o comando do Stata “svyselmlog”, desenvolvido por De Hoyos (2005).

estrutura salarial. A parte não explicada diz respeito a diferenças na forma como as características observáveis dos trabalhadores são valorizadas no mercado de trabalho.

A extensão proposta por Yun (2007) permite decompor os diferenciais quando técnicas econométricas são utilizadas para obter estimativas consistentes para a equação de rendimentos, como é o caso da correção do viés de seleção. A ideia chave é que o efeito residual da decomposição é idêntico ao efeito médio da seleção.

Considerando que o efeito da seleção sobre o rendimento é igual a $\tilde{\Lambda}_{ij}$ e que o efeito médio da seleção para o estado conjugal j é $\bar{\Lambda}_j$, a decomposição baseada na amostra selecionada é:

$$\bar{Y}_A - \bar{Y}_B = (\bar{X}_A - \bar{X}_B)\tilde{\beta}_A + \bar{X}_B(\tilde{\beta}_A - \tilde{\beta}_B) + (\bar{\Lambda}_A - \bar{\Lambda}_B)$$

O primeiro componente da expressão à direita da equação é o efeito de composição, o segundo componente é o efeito dos coeficientes e o terceiro componente é o efeito residual, ou seja, o efeito da seleção.

5 RESULTADOS

Este capítulo está dividido em sete seções, que apresentam os resultados das investigações realizadas sobre os diferenciais de rendimentos entre homens casados ou em união consensual, em relação aos homens solteiros, doravante denominados prêmio do casamento e prêmio da coabitação. A seção 5.1 apresenta a análise descritiva da amostra, em termos de composição e de rendimentos segundo o estado conjugal. A segunda e a terceira seções trazem as estimativas para os prêmios do casamento e da coabitação, realizadas por meio da regressão linear e da regressão quantílica. A seção 5.3 apresenta também regressões separadas por nível de riqueza domiciliar. Na seção 5.4 são apresentados os resultados das decomposições dos diferenciais de rendimentos entre os três grupos de estado conjugal. A seção 5.5 aborda o efeito do viés de seleção no estado conjugal sobre os diferenciais de rendimentos observados entre os homens casados e unidos, em relação aos homens solteiros. A seção 5.6 separa a amostra por posição na ocupação e apresenta os resultados para os modelos de regressão linear e quantílica. Por fim, na sétima seção deste capítulo são consideradas, além do estado conjugal, as características produtivas das esposas e parceiras nas equações de rendimentos masculinas.

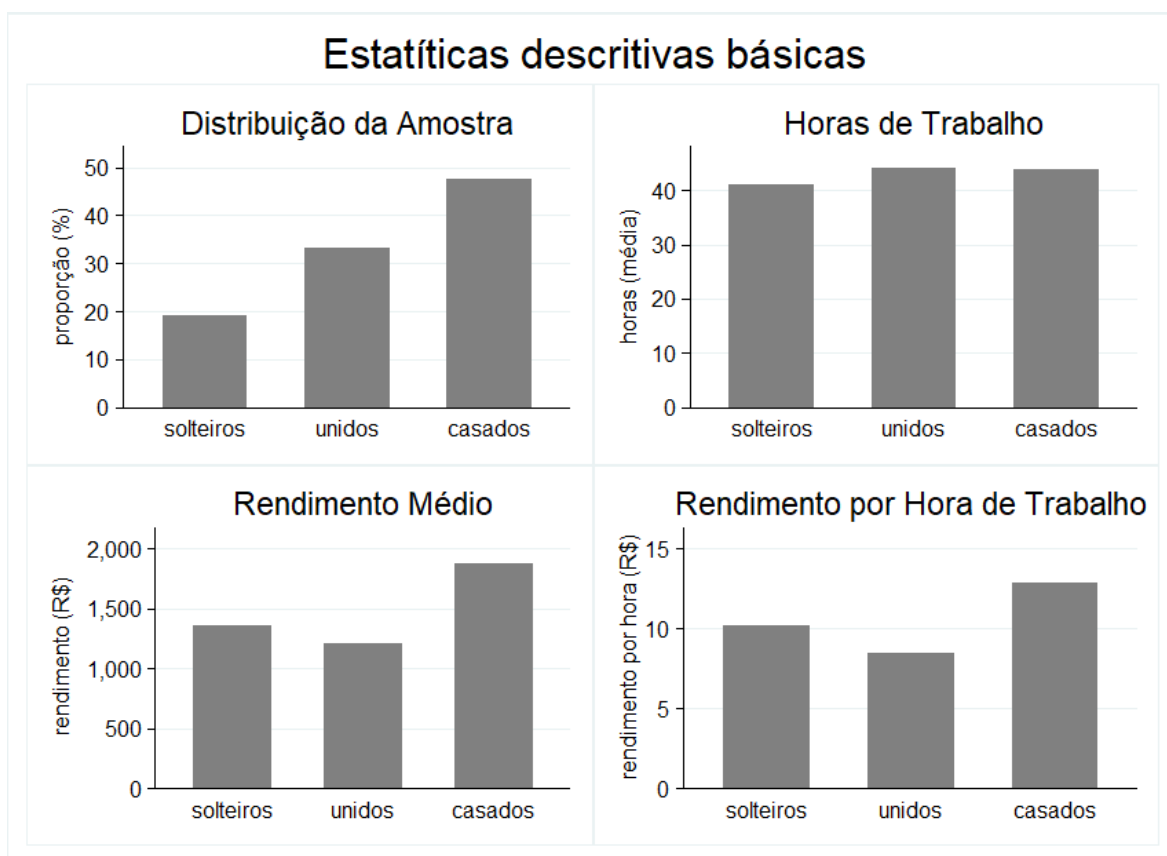
5.1 DESCRIÇÃO DA AMOSTRA

5.1.1 Estatísticas Descritivas Básicas

As análises utilizam os dados do Censo Demográfico Brasileiro de 2010, coletados pelo IBGE e disponibilizados pelo projeto IPUMS-I. A amostra utilizada é composta por 789.182 homens ocupados, com idade entre 25 e 49 anos, residentes em áreas urbanas. Desse total, aproximadamente 48% dos homens da amostra estava casado, 33% vivia em união consensual e 19% era solteiro. Os solteiros trabalhavam, em média, menos horas do que os demais (FIG 5.1.1). Os

rendimentos dos homens casados são sempre mais elevados do que os rendimentos dos solteiros e dos unidos, tanto na média quanto na mediana. Os homens unidos apresentam rendimentos médios inferiores aos dos solteiros. Em 2010, os homens casados recebiam, em média, R\$1.873 no trabalho principal, os solteiros recebiam R\$1.359 mensais; e os unidos recebiam, em média, R\$ 1.212 por mês. A mesma ordenação é mantida quando são observados os rendimentos médios por hora de trabalho de casados (R\$12,83), solteiros (R\$10,24) e unidos (R\$8,48). Estas informações constam nas estatísticas descritivas básicas apresentadas na TAB 5.1.1.

FIGURA 5.1.1 – Estatísticas descritivas da amostra. Distribuição, horas de trabalho e rendimentos médios, segundo estado conjugal. Homens adultos ocupados – Brasil urbano, 2010.



Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico Brasileiro de 2010 – IBGE/IPUMS-I.

**TABELA 5.1.1 - Estatísticas descritivas de casados, solteiros e unidos.
Homens adultos ocupados - Brasil urbano, 2010.**

| | Casados | Solteiros | Unidos | TOTAL |
|-----------------------------|--------------|--------------|--------------|--------------|
| Frequência | 375992 | 150204 | 262986 | 789182 |
| Proporção (%) | 47,6 | 19,0 | 33,3 | 100,0 |
| Idade média | 37,8 | 31,5 | 35,3 | 35,8 |
| Rendimento médio mensal | R\$ 1.872,85 | R\$ 1.359,11 | R\$ 1.212,37 | R\$ 1.554,97 |
| Jornada de trabalho (horas) | 43,9 | 40,9 | 44,2 | 43,4 |
| Rendimento/Hora médio | R\$ 12,83 | R\$ 10,24 | R\$ 8,48 | R\$ 10,89 |
| Rendimento/Hora (mediana) | R\$ 6,38 | R\$ 5,21 | R\$ 5,00 | R\$ 5,68 |

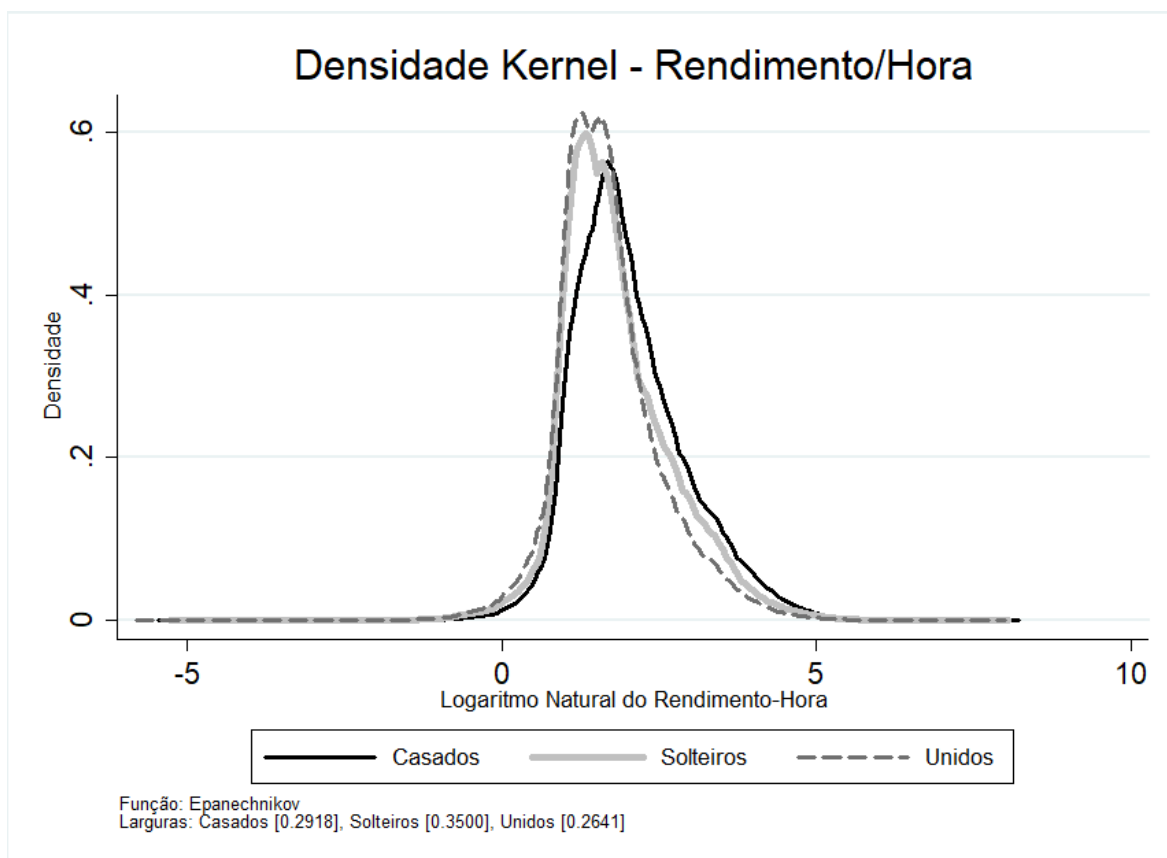
Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico Brasileiro de 2010 – IBGE/IPUMS-I.

Para auxiliar na análise exploratória dos dados, empregou-se o estimador de densidade Kernel, que permite captar diferenças entre as distribuições de rendimentos de grupos distintos. A FIG 5.1.2 mostra a densidade Kernel calculada para o logaritmo natural do rendimento/hora dos homens da amostra, divididos em três grupos – casados, solteiros e unidos⁹.

A análise visual do gráfico da FIG 5.1.2 mostra que o comportamento das curvas de rendimentos por estado conjugal é claramente distinto. Para o subgrupo dos homens casados, observa-se um deslocamento da curva para a direita, indicando maior densidade na porção superior da distribuição de rendimentos. O contrário é observado para os homens unidos, cuja curva de densidade aparece deslocada à esquerda.

⁹ Para o cálculo da densidade, utilizou-se a função Epanechnikov e, para a largura do intervalo, empregou-se o dobro do valor calculado pelo plug-in de Silverman, de modo a assegurar maior suavização dos dados.

FIGURA 5.1.2 – Estimativas de densidade Kernel para o logaritmo natural do rendimento/hora, segundo estado conjugal. Homens adultos ocupados – Brasil urbano, 2010.



Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico Brasileiro de 2010 – IBGE/IPUMS-I.

5.1.2 Composição da amostra segundo estado conjugal

A composição de casados, solteiros e unidos, segundo variáveis relacionadas às características individuais, localização geográfica e de inserção no mercado de trabalho são apresentadas na TAB 5.1.2. Estas variáveis serão utilizadas nos modelos de regressão apresentados nas próximas seções. A justificativa para a seleção das variáveis é discutida na seção 5.2. Um modelo logístico multinomial foi também estimado, com o propósito de descrever a amostra segundo o estado conjugal. Uma das vantagens deste procedimento é que as análises são controladas por todas as variáveis explicativas selecionadas, ou seja, eliminam os seus possíveis efeitos de composição ao estimar as probabilidades de um homem estar solteiro, unido ou casado.

TABELA 5.1.2 – Composição de casados, solteiros e unidos, por características individuais, localização geográfica e características da inserção no mercado de trabalho. Homens adultos ocupados – Brasil urbano, 2010.

| Variáveis | Casados | Solteiros | Unidos | TOTAL | |
|---|------------------------------------|------------------|---------------|---------------|------|
| Características individuais | Faixa Etária (%) | | | | |
| | 25 a 29 anos | 14,0 | 49,8 | 24,9 | 24,4 |
| | 30 a 34 anos | 20,6 | 24,5 | 25,1 | 22,8 |
| | 35 a 39 anos | 22,0 | 12,5 | 20,8 | 19,8 |
| | 40 a 44 anos | 22,2 | 7,9 | 16,7 | 17,6 |
| | 45 a 49 anos | 21,2 | 5,3 | 12,6 | 15,3 |
| | Nível de Escolaridade (%) | | | | |
| | Sem Escolaridade | 20,8 | 14,8 | 30,3 | 22,9 |
| | Ensino Fundamental | 28,9 | 23,4 | 35,4 | 30,0 |
| | Ensino Médio | 35,8 | 41,1 | 28,7 | 34,4 |
| | Ensino Superior | 14,5 | 20,6 | 5,6 | 12,7 |
| | Raça/Cor (%) | | | | |
| | Branca | 54,7 | 53,4 | 43,2 | 50,6 |
| | Parda | 37,3 | 38,2 | 45,3 | 40,2 |
| Preta | 8,0 | 8,4 | 11,5 | 9,2 | |
| Localização Geográfica | Região Metropolitana (%) | | | | |
| | Não metropolitana | 44,3 | 39,6 | 40,7 | 42,2 |
| | Metropolitana | 55,7 | 60,4 | 59,3 | 57,8 |
| | Macrorregião (%) | | | | |
| | Norte | 4,9 | 5,2 | 9,2 | 6,4 |
| | Nordeste | 19,5 | 19,2 | 24,8 | 21,2 |
| | Sudeste | 51,0 | 54,7 | 40,9 | 48,4 |
| | Sul | 16,6 | 13,5 | 16,8 | 16,1 |
| Centro Oeste | 7,9 | 7,3 | 8,3 | 8,0 | |
| Características da inserção no mercado de trabalho | Nível Sócio Ocupacional (%) | | | | |
| | Ocup. Superior | 27,1 | 30,6 | 15,8 | 24,0 |
| | Ocup. Média | 63,3 | 53,7 | 67,5 | 62,8 |
| | Ocup. Manual | 9,6 | 15,7 | 16,7 | 13,2 |
| | Posição na Ocupação (%) | | | | |
| | Empregado com Carteira | 61,4 | 60,6 | 55,5 | 59,3 |
| | Empregado sem Carteira | 11,0 | 16,2 | 17,6 | 14,2 |
| | Autônomo | 19,9 | 15,0 | 22,5 | 19,8 |
| | Profissional Liberal | 2,7 | 3,7 | 1,6 | 2,5 |
| | Funcionário Público | 5,1 | 4,6 | 2,8 | 4,2 |
| | Jornada de Trabalho (%) | | | | |
| | Jornada parcial | 9,7 | 14,4 | 10,5 | 10,9 |
| | Jornada integral | 70,2 | 72,7 | 67,3 | 69,7 |
| | Jornada excessiva | 20,1 | 12,9 | 22,2 | 19,4 |
| | Setor de Atividade (%) | | | | |
| | Indústria | 22,4 | 18,8 | 19,7 | 20,8 |
| Construção | 14,0 | 12,6 | 21,6 | 16,3 | |
| Comércio | 21,3 | 20,9 | 21,7 | 21,4 | |
| Serviços | 42,3 | 47,7 | 37,0 | 41,6 | |
| N. Observações | 375992 | 150204 | 262986 | 789182 | |

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico Brasileiro de 2010 – IBGE/IPUMS-I.

No modelo multinomial, a variável dependente é o estado conjugal, com três categorias: solteiro, unido ou casado. As variáveis independentes são faixa etária,

nível de escolaridade, raça/cor, região metropolitana, macrorregião, nível sócio ocupacional, posição na ocupação, jornada de trabalho e setor de atividade. Os resultados das estimativas encontram-se na TAB A1 nos Anexos. Para a interpretação dos resultados do modelo multinomial para o estado conjugal optou-se pelos efeitos marginais médios associados a cada variável explicativa. Como estas variáveis são todas categóricas, os valores apresentados representam a mudança discreta associada a cada categoria em relação à categoria base da variável independente. Os resultados apresentados na TAB 5.1.3 mostram os efeitos marginais para as probabilidades de ser solteiro, unido ou casado, associadas a cada variável do modelo multinomial.

Tanto a análise descritiva quanto o modelo multinomial geram resultados semelhantes. Do ponto de vista das características tradicionalmente relacionadas aos níveis de rendimentos nos estudos sobre o mercado de trabalho brasileiro, os solteiros estão em melhor situação e os unidos em pior situação. De modo geral, os solteiros são mais jovens, mais escolarizados e trabalham menos horas. Os unidos são menos escolarizados, apresentam maior proporção relativa de pardos e pretos, estão mais concentrados nas regiões Norte e Nordeste e mostram proporções mais elevadas de empregados sem carteira e autônomos, em comparação aos outros dois grupos. Já o grupo dos casados distingue-se dos demais porque os homens deste grupo são mais velhos e estão mais concentrados nas posições de empregados com carteira e funcionários públicos. A seguir, são apresentadas análises mais detalhadas sobre os pontos aqui levantados.

TABELA 5.1.3 – Efeitos marginais do modelo multinomial para estado conjugal. Homens adultos ocupados – Brasil urbano, 2010.

| Variáveis | Efeitos Marginais | | | | | |
|--------------------------------|-------------------|---------|------------|---------|------------|---------|
| | Casados | | Solteiros | | Unidos | |
| Faixa Etária | | | | | | |
| 30 a 34 anos | 0,157 *** | (0,002) | -0,172 *** | (0,002) | 0,016 *** | (0,002) |
| 35 a 39 anos | 0,263 *** | (0,002) | -0,250 *** | (0,002) | -0,013 *** | (0,002) |
| 40 a 44 anos | 0,338 *** | (0,002) | -0,285 *** | (0,002) | -0,053 *** | (0,002) |
| 45 a 49 anos | 0,398 *** | (0,002) | -0,306 *** | (0,002) | -0,092 *** | (0,002) |
| Nível de Escolaridade | | | | | | |
| Sem Escolaridade | -0,084 *** | (0,002) | -0,054 *** | (0,001) | 0,137 *** | (0,002) |
| Ens. Fundamental | -0,044 *** | (0,002) | -0,054 *** | (0,001) | 0,098 *** | (0,002) |
| Ens. Superior | 0,017 *** | (0,002) | 0,085 *** | (0,002) | -0,102 *** | (0,002) |
| Raça/Cor | | | | | | |
| Cor preta | -0,063 *** | (0,002) | -0,012 *** | (0,002) | 0,075 *** | (0,002) |
| Cor parda | -0,029 *** | (0,001) | -0,003 ** | (0,001) | 0,033 *** | (0,001) |
| Região Metropolitana | | | | | | |
| Reg. Metropolitana | -0,057 *** | (0,001) | 0,012 *** | (0,001) | 0,046 *** | (0,001) |
| Macrorregião | | | | | | |
| Norte | -0,105 *** | (0,003) | -0,065 *** | (0,002) | 0,170 *** | (0,003) |
| Nordeste | -0,023 *** | (0,002) | -0,047 *** | (0,001) | 0,070 *** | (0,002) |
| Sul | -0,019 *** | (0,002) | -0,053 *** | (0,001) | 0,072 *** | (0,002) |
| Centro Oeste | -0,009 *** | (0,002) | -0,044 *** | (0,002) | 0,053 *** | (0,002) |
| Nível Sócio Ocupacional | | | | | | |
| Ocup. Superior | 0,034 *** | (0,002) | 0,009 *** | (0,001) | -0,043 *** | (0,002) |
| Ocup. Manual | -0,089 *** | (0,002) | 0,062 *** | (0,002) | 0,026 *** | (0,002) |
| Posição na Ocupação | | | | | | |
| Empreg. sem carteira | -0,084 *** | (0,002) | 0,041 *** | (0,002) | 0,043 *** | (0,002) |
| Autônomo | -0,034 *** | (0,002) | 0,012 *** | (0,001) | 0,023 *** | (0,002) |
| Profissional Liberal | -0,058 *** | (0,005) | 0,027 *** | (0,003) | 0,031 *** | (0,005) |
| Funcionário Público | 0,014 *** | (0,003) | -0,001 | (0,002) | -0,013 *** | (0,003) |
| Jornada de Trabalho | | | | | | |
| Jornada Parcial | -0,036 *** | (0,002) | 0,041 *** | (0,002) | -0,005 * | (0,002) |
| Jornada excessiva | 0,015 *** | (0,002) | -0,059 *** | (0,001) | 0,045 *** | (0,002) |
| Setor de Atividade | | | | | | |
| Indústria | 0,042 *** | (0,002) | -0,036 *** | (0,001) | -0,006 *** | (0,002) |
| Construção | -0,027 *** | (0,002) | -0,023 *** | (0,002) | 0,050 *** | (0,002) |
| Comércio | 0,017 *** | (0,002) | -0,012 *** | (0,001) | -0,005 ** | (0,002) |

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico Brasileiro de 2010 – IBGE/IPUMS-I.

Notas: *p<0,05, **p<0,01, ***p<0,001. Erro padrão linearizado entre parênteses. Considera o desenho amostral completo.

O grupo dos solteiros é visivelmente mais jovem enquanto que o grupo dos casados é relativamente mais velho. Cerca de 50% dos solteiros da amostra tem entre 25 e 29 anos de idade, metade dos unidos tem até 34 anos de idade, e mais de 60% dos casados possui mais de 35 anos de idade (TAB 5.1.2). Os efeitos marginais do modelo multinomial (TAB 5.1.3) mostram que é mais provável observar a união consensual entre os homens de 30 a 34 anos – aumento de 2% na probabilidade, em relação aos mais jovens. As probabilidades de observar um

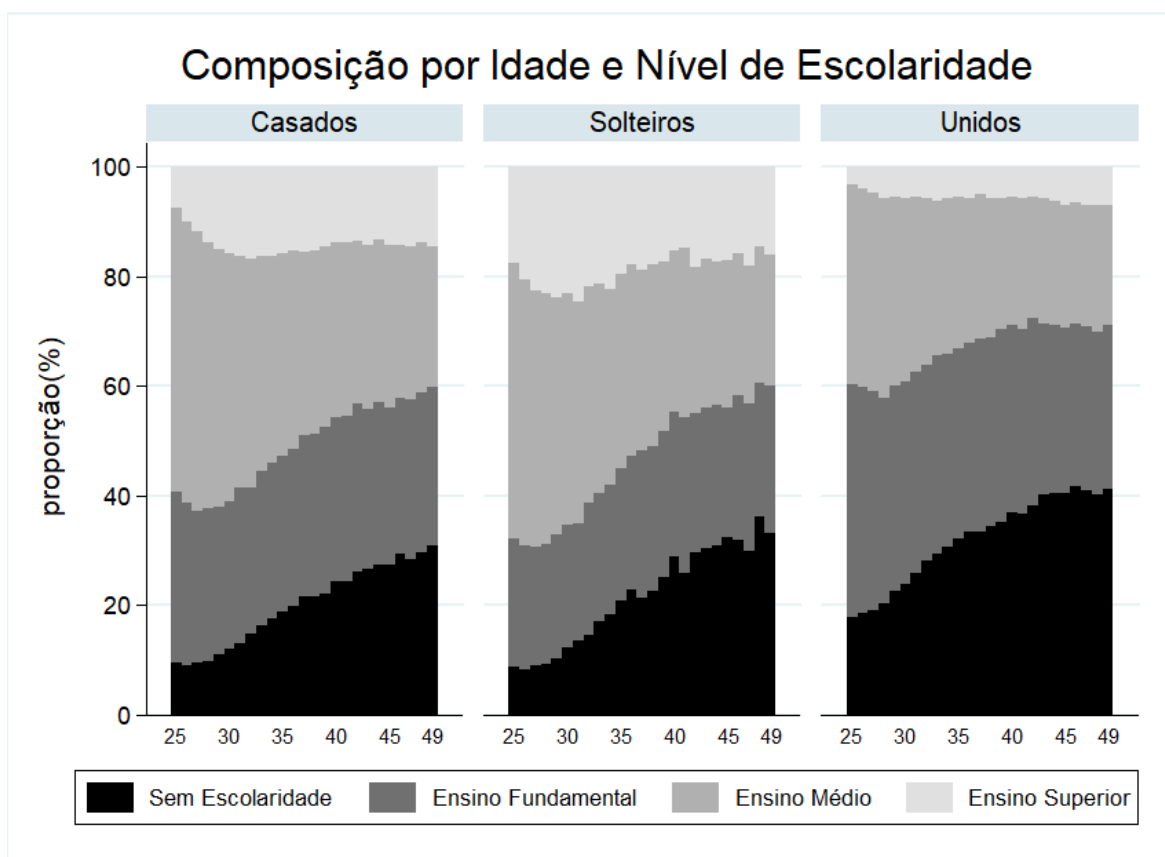
homem casado aumentam à medida que aumenta a faixa etária. Ter entre 30 e 34 anos aumenta a probabilidade de ser casado em 16%; e, na última faixa etária, a probabilidade de ser casado é 40% maior, em comparação à faixa etária de 25 a 29 anos, mantendo as demais variáveis constantes.

Dados da TAB 5.1.2 mostram que os solteiros são mais escolarizados, sendo que 62% destes possui, no mínimo, o ensino médio completo. Os unidos, por sua vez, estão concentrados nos níveis mais baixos de escolaridade, 66% completaram, no máximo, o ensino fundamental. O grupo dos casados encontra-se dividido, sendo que metade possui ensino médio ou superior completo.

A análise da composição por idade e nível de escolaridade, apresentada na FIG 5.1.3, revela que, de modo geral, independente do estado conjugal, as proporções de homens sem escolaridade aumentam com a idade e diminuem as proporções com ensino médio completo. Novamente, nota-se que os solteiros, especialmente os mais jovens, são mais escolarizados do que os homens casados. Observa-se também que, para as últimas faixas etárias, a composição de solteiros e casados torna-se mais parecida. Os unidos são menos escolarizados do que os demais em todas as faixas etárias observadas.

Considerando as probabilidades da TAB 5.1.3, ter ensino superior está associado a um aumento de 9% na probabilidade de um homem ser solteiro, em relação a ter o ensino médio completo. Menores níveis de escolaridade associam-se a maiores probabilidades de um homem ser unido – homens sem escolaridade ou apenas com o ensino fundamental completo exibem aumento de 14% e 10% nas probabilidades de união consensual, respectivamente. Em contrapartida, níveis de escolaridade inferiores ao ensino médio diminuem as probabilidades de ser casado. O ensino superior associa-se a um aumento de 2% na probabilidade de ser casado, controlando pelas demais variáveis do modelo.

FIGURA 5.1.3 – Composição por idade e nível de escolaridade de casados, solteiros e unidos. Homens adultos ocupados – Brasil urbano, 2010.



Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico Brasileiro de 2010 – IBGE/IPUMS-I.

Quanto à variável raça/cor, os homens em união consensual apresentam proporções relativas maiores de pardos e pretos (57%) do que os homens casados (45%) e solteiros (47%). Quanto às variáveis de localização geográfica, observa-se maior proporção relativa de casados nas áreas urbanas não metropolitanas, em relação aos outros dois grupos; maior proporção relativa de unidos nas regiões Norte e Nordeste e maior proporção relativa de solteiros na região Sudeste (TAB 5.1.2).

Os efeitos marginais mostram resultados semelhantes, com a raça/cor preta ou parda associada a maiores probabilidades de ser unido e menores probabilidades de ser casado ou solteiro. Menores probabilidades de ser casado são observadas para homens vivendo em regiões metropolitanas. Como todas as categorias apresentadas para a variável macrorregião associam-se a reduções nas probabilidades de ser casado, é razoável presumir que viver no Sudeste torna

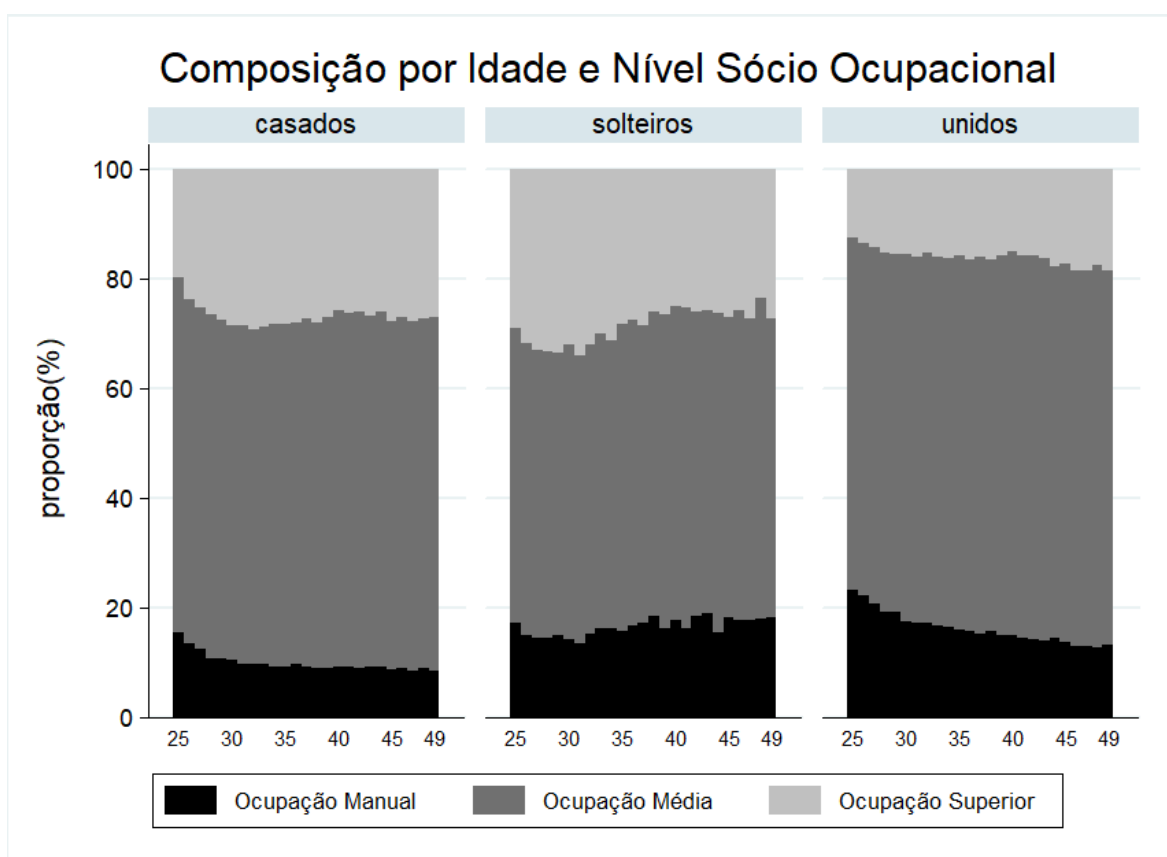
mais provável ser casado. Por sua vez, viver em uma região metropolitana aumenta em 5% a probabilidade de ser unido, assim como viver em qualquer das regiões, exceto no Sudeste, que é a categoria base da variável, com destaque para a região Norte, associada a um aumento de 17% na probabilidade de união consensual (TAB 5.1.3).

Quanto ao nível sócio ocupacional, observa-se, a partir da TAB 5.1.2, que os casados se encontram em uma situação geral melhor do que os demais, visto que apenas 10% dos casados trabalhava em ocupações manuais, contra 16% e 17% dos solteiros e unidos, respectivamente. Na composição por idade e nível sócio ocupacional, observa-se que os homens casados e unidos mostram sutil tendência de redução nas proporções relativas trabalhando em ocupações manuais e aumento em ocupações superiores com a idade. Tendência oposta é observada para os homens solteiros, que mostram leve redução da proporção nas ocupações superiores e aumento nas ocupações manuais, à medida que aumenta a idade (FIG 5.1.4). Trabalhar em uma ocupação manual eleva a probabilidade de ser solteiro em 6% e de ser unido em 3%, diminuindo, conseqüentemente a probabilidade de um homem ser casado em 9% (TAB 5.1.3).

Conforme mostra a TAB 5.1.2, a amostra está concentrada na posição de empregado (com ou sem carteira), com mais de 70% dos homens em uma destas duas posições na ocupação. Em seguida, tem-se a posição dos autônomos, correspondendo a cerca de 20% dos homens da amostra. Casados apresentam as mais elevadas proporções relativas de trabalhadores nas posições de empregados com carteira (61%) e de funcionários públicos (5%). Os resultados da TAB 5.1.3 confirmam que empregados com carteira e funcionários públicos têm maiores chances de serem casados. Os homens solteiros mostram proporções próximas, mas ligeiramente inferiores às dos casados, nestas posições na ocupação. Os efeitos marginais revelam que, controlando pelas demais variáveis, as probabilidades de um homem ser solteiro aumentam para as posições de empregado sem carteira (aumento de 4% na probabilidade), autônomo (1%) e profissional liberal (3%). Para os homens unidos, a proporção relativa nas posições de empregado sem carteira (18%) e trabalhadores autônomos (22%) é claramente superior às proporções de casados e solteiros. Os

efeitos marginais corroboram a observação, mostrando que estas posições associam-se a probabilidades 4% e 2% mais elevadas de o homem ser unido consensualmente.

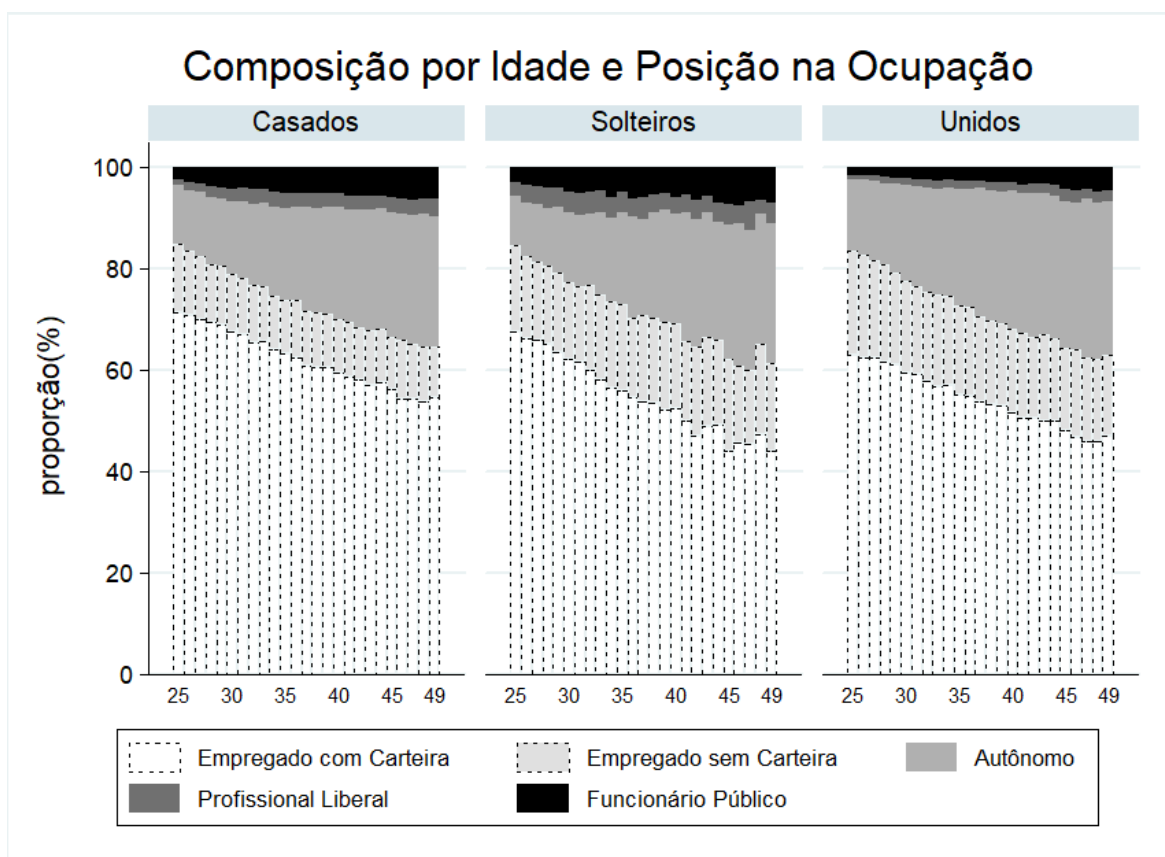
FIGURA 5.1.4 – Composição por idade e nível sócio ocupacional de casados, solteiros e unidos. Homens adultos ocupados – Brasil urbano, 2010.



Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico Brasileiro de 2010 – IBGE/IPUMS-I.

A análise da composição por idade e posição na ocupação mostra resultados interessantes, conforme observado na FIG 5.1.5. Em cada um dos estados conjugais, a proporção relativa de empregados com carteira diminui com a idade, ao mesmo tempo em que aumenta consideravelmente a proporção de autônomos. Em todas as idades, a proporção relativa de autônomos é maior entre os unidos e são menores as proporções de funcionários públicos e profissionais liberais. Para os casados, a proporção relativa de empregados com carteira é maior e a proporção de empregados sem carteira é menor, na comparação com solteiros e unidos.

FIGURA 5.1.5 – Composição por idade e posição na ocupação de casados, solteiros e unidos. Homens adultos ocupados – Brasil urbano, 2010.



Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico Brasileiro de 2010 – IBGE/IPUMS-I.

Em sua maioria, os homens cumprem jornada de trabalho integral; por volta de 70% dos homens da amostra trabalha entre 40 e 48 horas por semana, conforme mostra a TAB 5.1.2. Os solteiros mostram a maior proporção relativa trabalhando em jornada parcial (menos de 40 horas por semana) e a menor proporção relativa com jornada de trabalho excessiva (acima de 48 horas de trabalho por semana). Novamente, os resultados do modelo multinomial seguem de perto a análise descritiva. A TAB 5.1.3 mostra que a jornada parcial associa-se a um aumento de 4% na probabilidade de observar um homem solteiro na amostra; e que a jornada excessiva aumenta a probabilidade de ser unido.

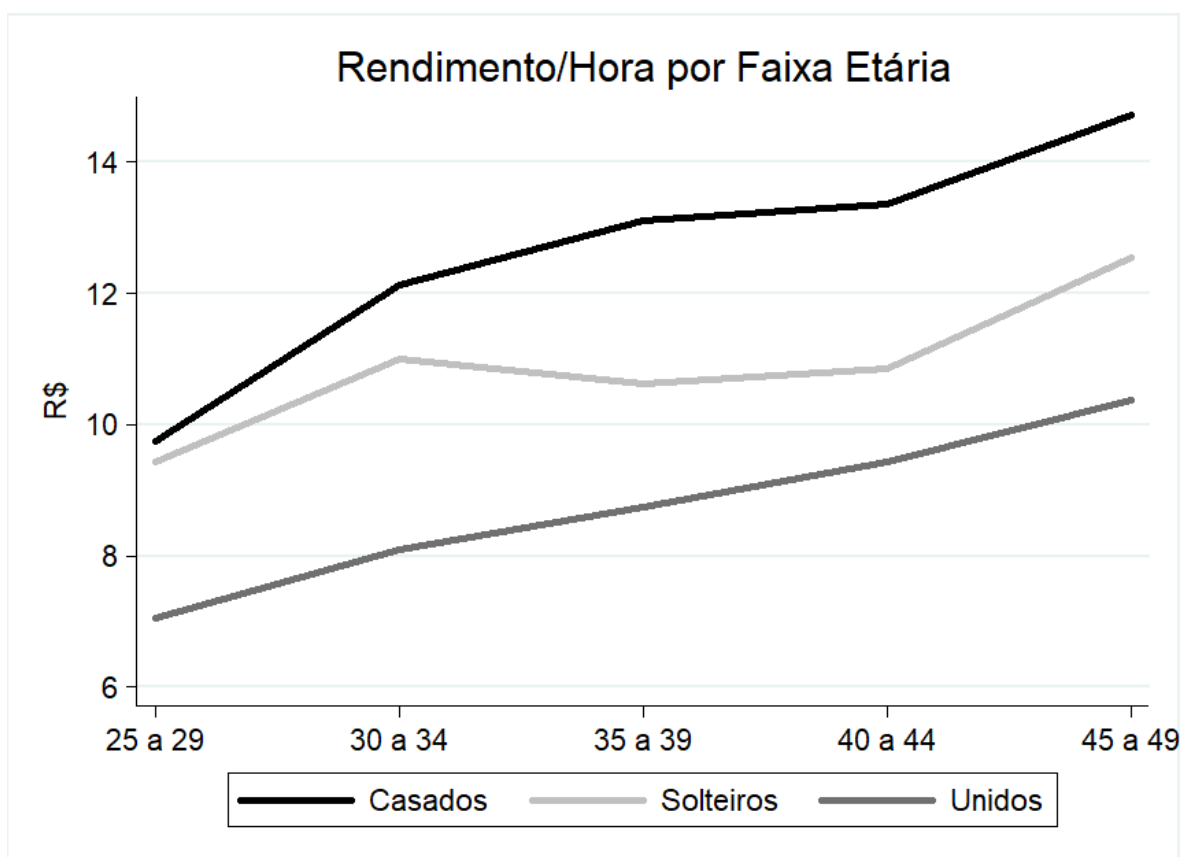
Em termos de probabilidades, é mais provável observar um homem casado no setor da indústria ou do comércio, um homem solteiro no setor de serviços e um homem unido no setor da construção (TAB 5.1.3). Mesmo padrão pode ser

observado quando são consideradas as proporções relativas em cada setor de atividade, segundo o estado conjugal (TAB 5.1.2).

5.1.3 Rendimento/hora médio segundo estado conjugal

O nível médio dos rendimentos por hora de trabalho, independente do estado conjugal, tende a aumentar com a idade, conforme mostra a FIG 5.1.6. Entre os solteiros, observa-se certa estabilidade nos rendimentos médios para as faixas etárias entre 30 e 44 anos, voltando a aumentar em seguida. Qualquer que seja a faixa etária observada, os homens casados exibem os maiores rendimentos médios, os solteiros ficam em segundo lugar, e, por último, os homens unidos, com os menores rendimentos médios.

FIGURA 5.1.6 – Média do rendimento/hora por faixa etária para casados, solteiros e unidos. Homens adultos ocupados – Brasil urbano, 2010.



Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico Brasileiro de 2010 – IBGE/IPUMS-I.

A TAB 5.1.4 apresenta a média do rendimento/hora dos homens casados, solteiros e unidos, segundo as variáveis já apresentadas. A diferença entre as médias de casados e unidos em relação aos solteiros foram testadas, através da estatística t, com o intuito de avaliar se são estatisticamente significativas. Os resultados para o teste de médias, realizado para cada categoria das variáveis analisadas pode ser encontrado nas duas últimas colunas da TAB 5.1.4.

Separando a amostra por grupos de escolaridade, os casados mostram os maiores rendimentos por hora de trabalho, conforme esperado. Entretanto, os unidos passam a apresentar rendimentos horários médios significativamente superiores aos solteiros a partir do ensino fundamental, sendo que esta diferença de rendimentos/hora médios, favorável aos homens unidos, aumenta com o nível de escolaridade (TAB 5.1.4). Para os homens com ensino superior completo, por exemplo, a média para o rendimento/hora dos casados é de R\$33,66, para os solteiros é de R\$ 21,46 e, para os homens em união, R\$27,90.

Portanto, embora os solteiros apresentem, na média, rendimentos mais elevados do que os unidos, quando a amostra é segmentada por nível de escolaridade, os unidos passam a apresentar rendimentos médios superiores aos dos solteiros. Este é um típico efeito de composição. Como os solteiros são mais escolarizados (isto é, apresentam maiores proporções relativas nos níveis de escolaridade mais elevados) e os rendimentos aumentam com o nível de escolaridade, é compreensível que o grupo de solteiros como um todo apresente rendimentos maiores do que o grupo dos unidos, mesmo que os unidos apresentem rendimentos maiores na segmentação por escolaridade. Já para o grupo dos casados, a composição por nível de escolaridade não explica seus rendimentos sempre mais elevados, pois estes mostram menor nível de escolaridade do que os solteiros.

TABELA 5.1.4 – Rendimento/hora médio de casados, solteiros e unidos, por características individuais, localização geográfica e características da inserção no mercado de trabalho. Teste de médias para diferenças entre médias do rendimento/hora de casados e unidos, em relação aos solteiros. Homens adultos ocupados – Brasil urbano, 2010.

| | Rendimento/hora médio (R\$) | | | | Diferenças entre médias | |
|--------------------------------------|-----------------------------|-----------|--------|--------|-------------------------|-----------|
| | Casados | Solteiros | Unidos | TOTAL | Casados | Unidos |
| Faixa Etária (R\$) | | | | | | |
| 25 a 29 anos | 9,74 | 9,43 | 7,04 | 8,7 | 0,32 * | -2,38 *** |
| 30 a 34 anos | 12,12 | 11,01 | 8,09 | 10,4 | 1,11 *** | -2,92 *** |
| 35 a 39 anos | 13,11 | 10,63 | 8,74 | 11,3 | 2,49 *** | -1,88 *** |
| 40 a 44 anos | 13,37 | 10,85 | 9,43 | 11,9 | 2,52 *** | -1,42 *** |
| 45 a 49 anos | 14,71 | 12,55 | 10,37 | 13,4 | 2,16 ** | -2,18 ** |
| Nível de Escolaridade (R\$) | | | | | | |
| Sem Escolaridade | 7,16 | 5,92 | 5,94 | 6,5 | 1,24 *** | 0,03 |
| Ensino Fundamental | 8,33 | 6,54 | 6,84 | 7,5 | 1,80 *** | 0,30 ** |
| Ensino Médio | 11,33 | 8,29 | 9,39 | 10,1 | 3,04 *** | 1,11 *** |
| Ensino Superior | 33,66 | 21,46 | 27,90 | 29,0 | 12,20 *** | 6,44 *** |
| Raça/Cor (R\$) | | | | | | |
| Branca | 15,51 | 12,32 | 10,23 | 13,4 | 3,19 *** | -2,09 *** |
| Preta | 9,25 | 7,52 | 7,08 | 8,0 | 1,73 *** | -0,43 * |
| Parda | 9,68 | 7,93 | 7,16 | 8,4 | 1,74 *** | -0,78 *** |
| Região Metropolitana (R\$) | | | | | | |
| Não metropolitana | 10,42 | 7,86 | 7,35 | 9,0 | 2,56 *** | -0,51 *** |
| Metropolitana | 14,75 | 11,80 | 9,25 | 12,3 | 2,95 *** | -2,55 *** |
| Macrorregião (R\$) | | | | | | |
| Norte | 12,82 | 9,26 | 8,23 | 10,1 | 3,56 *** | -1,03 ** |
| Nordeste | 10,11 | 8,04 | 6,36 | 8,3 | 2,07 *** | -1,68 *** |
| Sudeste | 13,82 | 11,07 | 9,47 | 12,0 | 2,75 *** | -1,60 *** |
| Sul | 12,16 | 9,55 | 8,99 | 10,6 | 2,61 *** | -0,56 *** |
| Centro Oeste | 14,60 | 11,79 | 9,13 | 12,2 | 2,81 *** | -2,65 *** |
| Nível Sócio Ocupacional (R\$) | | | | | | |
| Ocup. Superior | 24,67 | 18,16 | 17,76 | 21,6 | 6,51 *** | -0,40 |
| Ocup. Média | 8,80 | 7,29 | 7,20 | 8,0 | 1,51 *** | -0,09 |
| Ocup. Manual | 5,98 | 4,92 | 4,84 | 5,3 | 1,07 *** | -0,08 |
| Posição na Ocupação (R\$) | | | | | | |
| Empreg. com carteira | 12,06 | 9,83 | 8,11 | 10,4 | 2,24 *** | -1,72 *** |
| Empreg. sem carteira | 9,25 | 7,13 | 6,42 | 7,6 | 2,12 *** | -0,71 *** |
| Autônomo | 11,31 | 9,25 | 8,79 | 10,1 | 2,06 *** | -0,46 * |
| Profissional Liberal | 33,99 | 22,92 | 23,19 | 28,6 | 11,06 *** | 0,26 |
| Funcionário Público | 24,68 | 19,78 | 17,88 | 22,2 | 4,90 *** | -1,90 ** |
| Jornada de Trabalho (R\$) | | | | | | |
| Jornada parcial | 35,47 | 24,23 | 24,04 | 29,0 | 11,24 *** | -0,20 |
| Jornada integral | 10,84 | 8,07 | 6,97 | 9,0 | 2,77 *** | -1,09 *** |
| Jornada excessiva | 8,83 | 6,82 | 5,64 | 7,4 | 2,01 *** | -1,18 *** |
| Setor de Atividade (R\$) | | | | | | |
| Indústria | 11,53 | 8,53 | 7,75 | 9,8 | 3,00 *** | -0,78 *** |
| Construção | 8,19 | 6,57 | 6,34 | 7,1 | 1,62 *** | -0,24 |
| Comércio | 10,62 | 7,56 | 7,67 | 9,1 | 3,06 *** | 0,11 |
| Serviços | 16,17 | 13,06 | 10,59 | 13,8 | 3,11 *** | -2,47 *** |
| N. Observações | 375992 | 150204 | 262986 | 789182 | | |

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico Brasileiro de 2010 – IBGE/IPUMS-I.

Notas: * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$. Diferenças entre médias em relação ao grupo dos homens solteiros. Considera o desenho amostral completo.

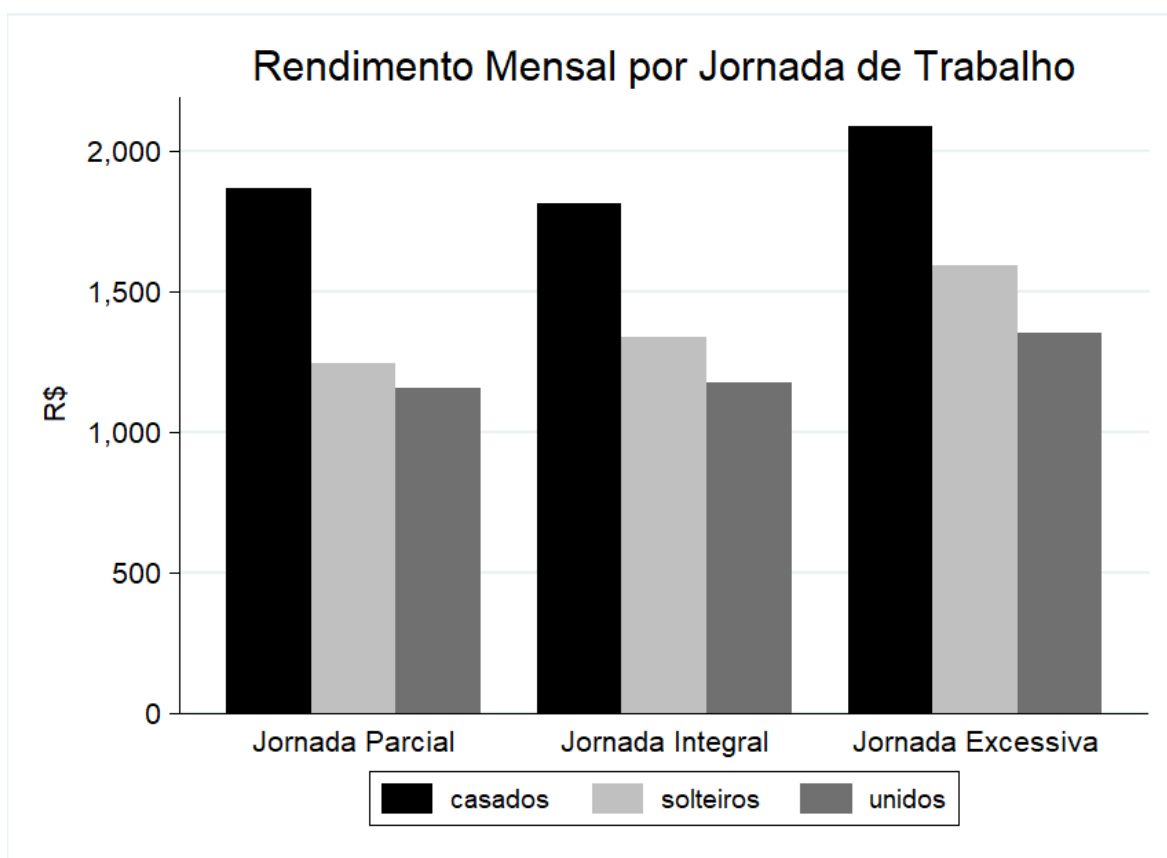
Para a variável raça/cor, os homens casados apresentam as maiores médias de rendimentos, seguidos pelos solteiros e pelos unidos. Para os homens de raça/cor preta, a média de rendimentos/hora de unidos e solteiros não é estatisticamente diferente a 1% de significância. A diferença de rendimentos por estado conjugal é mais significativa entre os brancos. Enquanto os casados de raça/cor branca recebem R\$15,51 por hora de trabalho, em média, os unidos brancos recebem R\$10,23. Também para as variáveis de localização geográfica – região metropolitana e macrorregião – os homens casados exibem os maiores rendimentos em todas as categorias, seguidos dos solteiros e dos unidos, que exibem os menores rendimentos médios por hora de trabalho.

Para o nível sócio ocupacional, os homens casados apresentam rendimentos mais elevados do que os demais nos três níveis ocupacionais, principalmente nas ocupações superiores. Observa-se pouca diferenciação entre os rendimentos/hora de solteiros e unidos segundo o nível ocupacional e o teste de médias confirma que não há diferenças estatisticamente significativas entre seus rendimentos. Quanto à posição na ocupação, os dados da TAB 5.1.4 mostram, mais uma vez, que os homens casados recebem mais por hora de trabalho do que os demais em todas as posições, com destaque para os profissionais liberais. Os homens solteiros recebem mais do que os unidos, exceto entre autônomos e profissionais liberais, para os quais o teste de médias indica que os rendimentos/hora médios de solteiros e unidos não diferem estatisticamente um do outro a 1% de significância.

Considerando a jornada de trabalho, novamente os homens casados recebem mais por hora de trabalho, em média, do que os unidos e solteiros. Importante observar que o rendimento por hora de trabalho é muito maior entre os homens que trabalham em jornada parcial do que para os que trabalham acima de 40 horas por semana (TAB 5.1.4). Quando são observados os rendimentos mensais, por outro lado, os homens que trabalhavam mais de 48 horas por semana (jornada de trabalho excessiva) apresentam valores superiores aos que trabalhavam em tempo parcial ou integral. A FIG 5.1.7 ilustra este ponto, mostrando os rendimentos médios mensais (e não por hora de trabalho) dos

homens casados, solteiros e unidos segundo a jornada de trabalho. É provável que os homens cujo rendimento horário seja menor, compensem esta desvantagem trabalhando mais horas, o que se reflete positivamente no rendimento total. Também neste caso, os casados continuam apresentando rendimentos muito superiores aos demais, qualquer que seja a jornada, seguido pelos solteiros, com os unidos recebendo os menores rendimentos mensais.

FIGURA 5.1.7 – Média do rendimento mensal, por jornada de trabalho, para casados, solteiros e unidos. Homens adultos ocupados – Brasil urbano, 2010.



Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico Brasileiro de 2010 – IBGE/IPUMS-I.

5.2 REGRESSÃO LINEAR – PRÊMIOS DO CASAMENTO E DA COABITAÇÃO

As análises anteriores mostraram diferenças persistentes nos rendimentos horários médios masculinos, a favor dos homens casados, qualquer que seja o subgrupo observado. Nesta seção, a intenção é mostrar, por meio de um modelo de regressão, que os homens casados continuam exibindo rendimentos médios mais elevados, mesmo controlando por características observáveis.

Um resumo do procedimento para a escolha do modelo de regressão é apresentado na TAB 5.2.1. O primeiro modelo da TAB 5.2.1 inclui apenas a variável de interesse, o estado conjugal. As demais variáveis foram incluídas sucessivamente e testadas, permitindo examinar como os prêmios do casamento e da coabitação se alteram à medida que as variáveis são introduzidas no modelo de regressão. O segundo modelo inclui as variáveis relacionadas às características individuais. Em seguida, o terceiro modelo adiciona as variáveis de localização geográfica. O quarto modelo é acrescido das variáveis referentes às características da inserção no mercado de trabalho – este modelo consta na coluna (4) da TAB 5.2.1 e foi o modelo final escolhido para as análises. O quinto modelo inclui uma interação entre o estado conjugal e a presença de filhos até 12 anos de idade no domicílio.

O primeiro modelo mostra que os homens casados recebem um prêmio de 22,4% no rendimento/hora e que os homens unidos consensualmente apresentam uma penalidade em seus rendimentos de -12,9%, em comparação aos homens solteiros. Adicionando as características individuais ao modelo, observa-se que o retorno ao casamento aumenta para 23,8% e que os homens unidos passam a receber um prêmio para a coabitação de 7,3%, em relação aos solteiros. Nota-se que os prêmios para o casamento e para a coabitação se elevam com a inclusão das variáveis de localização geográfica e de características ocupacionais, conforme mostram as colunas (3) e (4) da TAB 5.2.1.

TABELA 5.2.1 - Comparação entre modelos de regressão linear para o logaritmo natural do rendimento/hora de homens adultos ocupados – Brasil urbano, 2010.

| Variáveis | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|---|-----------------------------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|----------------------|
| (continua) | | | | | |
| Estado Conjugal | | | | | |
| Unido | -0,139*** (0,003) | 0,071*** (0,003) | 0,087*** (0,003) | 0,146*** (0,003) | |
| Casado | 0,202*** (0,003) | 0,213*** (0,003) | 0,226*** (0,003) | 0,255*** (0,002) | |
| Interação: estado conjugal e presença de filho até 12 anos | | | | | |
| Unido sem filho ¹² | | | | | 0,150*** (0,003) |
| Unido com filho ¹² | | | | | 0,143*** (0,003) |
| Casado sem filho ¹² | | | | | 0,252*** (0,003) |
| Casado com filho ¹² | | | | | 0,257*** (0,003) |
| Faixa etária | | | | | |
| 30 a 34 anos | | 0,103*** (0,003) | 0,096*** (0,003) | 0,080*** (0,002) | 0,080*** (0,002) |
| 35 a 39 anos | | 0,169*** (0,003) | 0,157*** (0,003) | 0,129*** (0,003) | 0,129*** (0,003) |
| 40 a 44 anos | | 0,219*** (0,003) | 0,204*** (0,003) | 0,167*** (0,003) | 0,167*** (0,003) |
| 45 a 49 anos | | 0,265*** (0,004) | 0,250*** (0,003) | 0,196*** (0,003) | 0,197*** (0,003) |
| Nível de Escolaridade | | | | | |
| Sem Escolaridade | | -0,470*** (0,003) | -0,444*** (0,003) | -0,312*** (0,002) | -0,312*** (0,002) |
| Ens. Fundamental | | -0,281*** (0,002) | -0,277*** (0,002) | -0,178*** (0,002) | -0,178*** (0,002) |
| Ens. Superior | | 0,908*** (0,004) | 0,890*** (0,004) | 0,619*** (0,004) | 0,619*** (0,004) |
| Raça/Cor | | | | | |
| Cor parda | | -0,193*** (0,002) | -0,148*** (0,002) | -0,125*** (0,002) | -0,125*** (0,002) |
| Cor preta | | -0,191*** (0,004) | -0,161*** (0,004) | -0,137*** (0,003) | -0,137*** (0,003) |
| Região Metropolitana | | | | | |
| Reg. Metropolitana | | | 0,168*** (0,002) | 0,131*** (0,002) | 0,131*** (0,002) |

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico Brasileiro de 2010 – IBGE/IPUMS-I.

Notas: *p<0,05, **p<0,01, ***p<0,001. Erro padrão robusto entre parênteses. Considera pesos amostrais.

Categorias omitidas: estado conjugal 'solteiro'; faixa etária '25 a 29 anos'; nível de escolaridade 'ensino médio'; raça/cor 'branca'; região 'não metropolitana'; macrorregião 'Sudeste'; nível sócio ocupacional 'médio'; posição na ocupação 'empregado com carteira'; jornada de trabalho 'integral'; setor de atividade 'serviços'.

| | (fim) | | | | | |
|--------------------------------|----------|----------|----------|-----------|-----------|-----------|
| Macrorregião | | | | | | |
| Norte | | | | -0,099*** | -0,151*** | -0,151*** |
| | | | | (0,004) | (0,004) | (0,004) |
| Nordeste | | | | -0,320*** | -0,351*** | -0,351*** |
| | | | | (0,003) | (0,002) | (0,002) |
| Sul | | | | -0,047*** | -0,035*** | -0,035*** |
| | | | | (0,002) | (0,002) | (0,002) |
| Centro Oeste | | | | 0,037*** | 0,029*** | 0,029*** |
| | | | | (0,004) | (0,003) | (0,003) |
| Nível Sócio Ocupacional | | | | | | |
| Ocup. Manual | | | | | -0,252*** | -0,252*** |
| | | | | | (0,002) | (0,002) |
| Ocup. Superior | | | | | 0,364*** | 0,364*** |
| | | | | | (0,003) | (0,003) |
| Posição na Ocupação | | | | | | |
| Empreg. sem carteira | | | | | -0,202*** | -0,202*** |
| | | | | | (0,003) | (0,003) |
| Autônomo | | | | | -0,022*** | -0,022*** |
| | | | | | (0,003) | (0,003) |
| Prof Liberal | | | | | 0,040*** | 0,040*** |
| | | | | | (0,008) | (0,008) |
| Func Público | | | | | 0,136*** | 0,136*** |
| | | | | | (0,005) | (0,005) |
| Jornada de Trabalho | | | | | | |
| Jornada parcial | | | | | 0,909*** | 0,909*** |
| | | | | | (0,004) | (0,004) |
| Jornada excessiva | | | | | -0,234*** | -0,234*** |
| | | | | | (0,002) | (0,002) |
| Setor de Atividade | | | | | | |
| Indústria | | | | | 0,067*** | 0,067*** |
| | | | | | (0,002) | (0,002) |
| Construção | | | | | 0,003 | 0,003 |
| | | | | | (0,003) | (0,003) |
| Comércio | | | | | -0,017*** | -0,017*** |
| | | | | | (0,002) | (0,002) |
| Constante | 1,833*** | 1,794*** | 1,747*** | 1,639*** | 1,639*** | |
| | (0,003) | (0,003) | (0,003) | (0,003) | (0,003) | |
| N. Obs. | 789182 | 789182 | 789182 | 789182 | 789182 | |
| R2_Ajustado | 0,030 | 0,279 | 0,309 | 0,482 | 0,482 | |
| Graus_liberdade | 2 | 11 | 16 | 27 | 29 | |
| AIC | 2010702 | 1777068 | 1743640 | 1515589 | 1515579 | |
| BIC | 2010737 | 1777207 | 1743837 | 1515913 | 1515927 | |

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico Brasileiro de 2010 – IBGE/IPUMS-I.

Notas: *p<0,05, **p<0,01, ***p<0,001. Erro padrão robusto entre parênteses. Considera pesos amostrais.

Categorias omitidas: estado conjugal 'solteiro'; faixa etária '25 a 29 anos'; nível de escolaridade 'ensino médio'; raça/cor 'branca'; região 'não metropolitana'; macrorregião 'Sudeste'; nível sócio ocupacional 'médio'; posição na ocupação 'empregado com carteira'; jornada de trabalho 'integral'; setor de atividade 'serviços'.

A indicação da presença de filhos até 12 anos nas famílias dos homens unidos e casados foi testada no modelo apresentado na coluna (5) da TAB 5.2.1. A inclusão desta informação não resultou em melhoria no modelo. Além disso, os coeficientes para homens unidos com filhos e unidos sem filhos, assim como os coeficientes para homens casados com e sem filhos, não são estatisticamente diferentes um do outro¹⁰. Este resultado não é surpreendente, já que Verbakel e Graaf (2008), por exemplo, ao analisarem a relação entre a mobilidade ocupacional e o estado conjugal, encontraram que, para as mulheres, a presença de filhos restringe a ascensão profissional, mas para os homens, ter filhos em qualquer idade não possui qualquer efeito sobre sua mobilidade ocupacional. Western et al. (2005) não encontraram associações significativas entre os rendimentos masculinos e a presença e o número de filhos. Killewald (2013), sobre a associação entre a paternidade e os rendimentos masculinos, mostra que apenas são observados prêmios significativos pela paternidade para homens casados, cujos filhos são biológicos e corresidentes e cuja esposa não trabalha em tempo integral. Qualquer configuração familiar que não atenda simultaneamente a estas quatro condições resulta na anulação do prêmio. Killewald (2013) conclui que o prêmio pela paternidade é frágil e contingente.

Portanto, o modelo final conta com as variáveis de interesse (ou seja, indicadoras do estado conjugal), as variáveis que indicam as características individuais (faixa etária, escolaridade e raça/cor), localização geográfica (metropolitana e macrorregião) e variáveis relacionadas à ocupação (nível sócio ocupacional, posição na ocupação, jornada de trabalho e setor de atividade). Os resultados são apresentados na TAB 5.2.2 a seguir. Enquanto a seleção de modelos utiliza erros robustos, os modelos estimados consideram a estratificação da amostra. Por isso, os coeficientes continuam exibindo os mesmos valores, mas os erros padrão se alteram. A comparação entre os resultados da coluna (4) da TAB 5.2.1 e os resultados da TAB 5.2.2 mostram um aumento do erro padrão, mas de magnitude desprezível.

¹⁰ Segundo teste de Wald, nível de significância de 1%.

TABELA 5.2.2 – Modelo de regressão linear para o logaritmo natural do rendimento/hora. Homens adultos ocupados - Brasil urbano, 2010.

| Variáveis | <i>Ln Rendimento/Hora</i> | |
|--------------------------------|---------------------------|-------------|
| | Coef. | Erro padrão |
| Estado Conjugal | | |
| Unido | 0,146 *** | (0,003) |
| Casado | 0,255 *** | (0,003) |
| Faixa Etária | | |
| 30 a 34 anos | 0,080 *** | (0,002) |
| 35 a 39 anos | 0,129 *** | (0,003) |
| 40 a 44 anos | 0,167 *** | (0,003) |
| 45 a 49 anos | 0,196 *** | (0,003) |
| Nível de Escolaridade | | |
| Sem Escolaridade | -0,312 *** | (0,002) |
| Ens. Fundamental | -0,178 *** | (0,002) |
| Ens. Superior | 0,619 *** | (0,004) |
| Raça/Cor | | |
| Cor parda | -0,125 *** | (0,002) |
| Cor preta | -0,137 *** | (0,003) |
| Região Metropolitana | | |
| Reg. Metropolitana | 0,131 *** | (0,002) |
| Macrorregião | | |
| Norte | -0,151 *** | (0,004) |
| Nordeste | -0,351 *** | (0,002) |
| Sul | -0,035 *** | (0,002) |
| Centro Oeste | 0,029 *** | (0,003) |
| Nível Sócio Ocupacional | | |
| Ocup. Manual | -0,252 *** | (0,002) |
| Ocup. Superior | 0,364 *** | (0,003) |
| Posição na Ocupação | | |
| Empreg. sem carteira | -0,202 *** | (0,003) |
| Autônomo | -0,022 *** | (0,003) |
| Profissional Liberal | 0,040 *** | (0,008) |
| Funcionário Público | 0,136 *** | (0,005) |
| Jornada de Trabalho | | |
| Jornada parcial | 0,909 *** | (0,004) |
| Jornada excessiva | -0,234 *** | (0,002) |
| Setor de Atividade | | |
| Indústria | 0,067 *** | (0,002) |
| Construção | 0,003 | (0,003) |
| Comércio | -0,017 *** | (0,002) |
| Constante | 1,639 *** | (0,003) |
| R2 | 0,482 | |
| N. Observações | 789182 | |

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico Brasileiro de 2010 – IBGE/IPUMS-I.

Notas: *p<0,05, **p<0,01, ***p<0,001. Erro padrão linearizado entre parênteses. Considera o desenho amostral completo.

Categorias omitidas: estado conjugal 'solteiro'; faixa etária '25 a 29 anos'; nível de escolaridade 'ensino médio'; raça/cor 'branca'; região 'não metropolitana'; macrorregião 'Sudeste'; nível sócio ocupacional 'médio'; posição na ocupação 'empregado com carteira'; jornada de trabalho 'integral'; setor de atividade 'serviços'.

Conforme apresentado na TAB 5.2.2, todos os coeficientes são estatisticamente significativos, com exceção da variável indicadora do setor da construção. As variáveis de controle apresentam os sinais esperados. Mantendo as demais variáveis do modelo constantes, o rendimento médio por hora de trabalho tende a aumentar com a faixa etária, indivíduos com ensino superior recebem mais pelo trabalho do que aqueles com menores níveis de escolaridade, homens de raça/cor parda e preta recebem menos do que brancos. Residentes em regiões metropolitanas apresentam rendimentos/hora mais elevados. Trabalhadores das ocupações superiores, do setor da indústria, profissionais liberais e funcionários públicos também apresentam rendimentos/hora mais elevados do que os demais. A jornada parcial está associada a um aumento no rendimento/hora, enquanto a jornada excessiva associa-se a redução no rendimento por hora de trabalho (este ponto foi abordado na seção sobre a descrição da amostra, subseção 5.1.3).

Os resultados mostram que estar unido ou casado associa-se positivamente aos rendimentos horários dos homens da amostra, em comparação aos solteiros. A união consensual está associada a um aumento de 15,7% e o casamento associa-se a um aumento de 29,0% no rendimento/hora médio, mantendo as demais variáveis de controle constantes. Dito de outro modo, os resultados indicam que existem prêmios para a coabitação e para o casamento no Brasil.

As similaridades entre o casamento e a coabitação, no sentido de serem arranjos familiares com aspectos funcionais bastante semelhantes, explicam porque são observados prêmios tanto para o casamento quanto para a união consensual. A especialização de tarefas observada no casamento também pode ser uma realidade na coabitação, assim como o acesso ao capital humano da parceira, com benefícios para a produtividade masculina. A princípio, estes seriam motivos suficientes para esperar que os estímulos e experiências vivenciadas no mercado de trabalho pelos homens unidos sejam mais semelhantes aos dos homens casados e significativamente distintos das experiências dos homens solteiros (Mamun, 2012).

Por outro lado, algumas diferenças entre as duas formas de relacionamento conjugal explicam porque o casamento associa-se a um prêmio maior do que a coabitação. No caso brasileiro, há que se observar que a união estável possui os

mesmos direitos e obrigações legais que o casamento formal, mas que nem toda união consensual corresponde à união estável. O argumento de Mamun (2012) de que dissolver um casamento possui custos relativos mais elevados do que desfazer uma união consensual e, por conseguinte, que o nível de comprometimento na relação conjugal formal seja maior do que na coabitação, também pode ser válido para a realidade brasileira. Seguindo este raciocínio, os homens casados podem apresentar maior dedicação, esforço ou empenho no trabalho do que os homens unidos, o que explicaria o prêmio maior para o casamento do que para a coabitação.

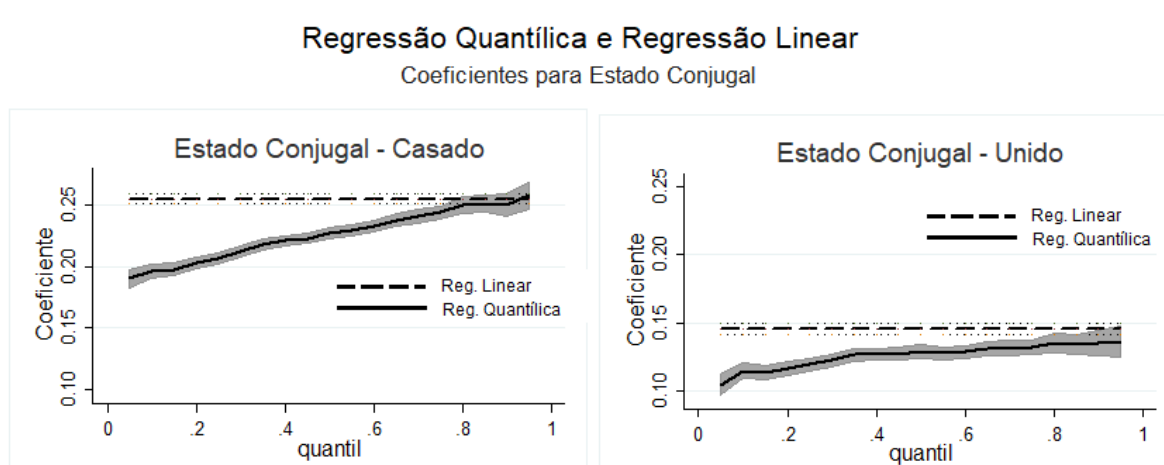
5.3 REGRESSÃO QUANTÍLICA E POR NÍVEL DE RIQUEZA DOMICILIAR

De modo a confirmar os prêmios do casamento e da coabitação encontrados na seção anterior, foi estimada uma regressão quantílica e, também, regressões separadas por nível de riqueza domiciliar. O objetivo principal é verificar se os prêmios continuam sendo observados para todos os níveis de rendimento e de riqueza, e se são diferentes, dependendo do grupo socioeconômico a que pertencem os indivíduos. A FIG 5.3.1 apresenta a comparação entre os coeficientes para o estado conjugal encontrados na regressão quantílica e na regressão linear, com os respectivos intervalos de confiança, e a FIG 5.3.2, apresenta os coeficientes da regressão quantílica em termos percentuais, para casados e unidos. A variável dependente é o logaritmo natural do rendimento por hora de trabalho. Os resultados da regressão quantílica constam nos Anexos, na TAB A2.

Conforme mostra a FIG 5.3.1, os prêmios do casamento e da coabitação encontrados na regressão quantílica para os homens com os rendimentos situados entre os 20% mais elevados da distribuição não são estatisticamente distintos dos prêmios encontrados pela regressão linear. Entretanto, para o restante da distribuição, os valores encontrados na regressão quantílica encontram-se fora do intervalo de confiança dos coeficientes de estado conjugal

estimados pela regressão linear, o que indica que os prêmios são estatisticamente distintos daqueles encontrados anteriormente para os homens cujos rendimentos estão abaixo do quantil 0,80, aproximadamente. Para estes, os prêmios são inferiores aos estimados pela regressão linear.

FIGURA 5.3.1 – Comparação entre coeficientes para o casamento e para a coabitação. Regressão quantílica e regressão linear para o logaritmo natural do rendimento/hora. Homens adultos ocupados – Brasil urbano, 2010.

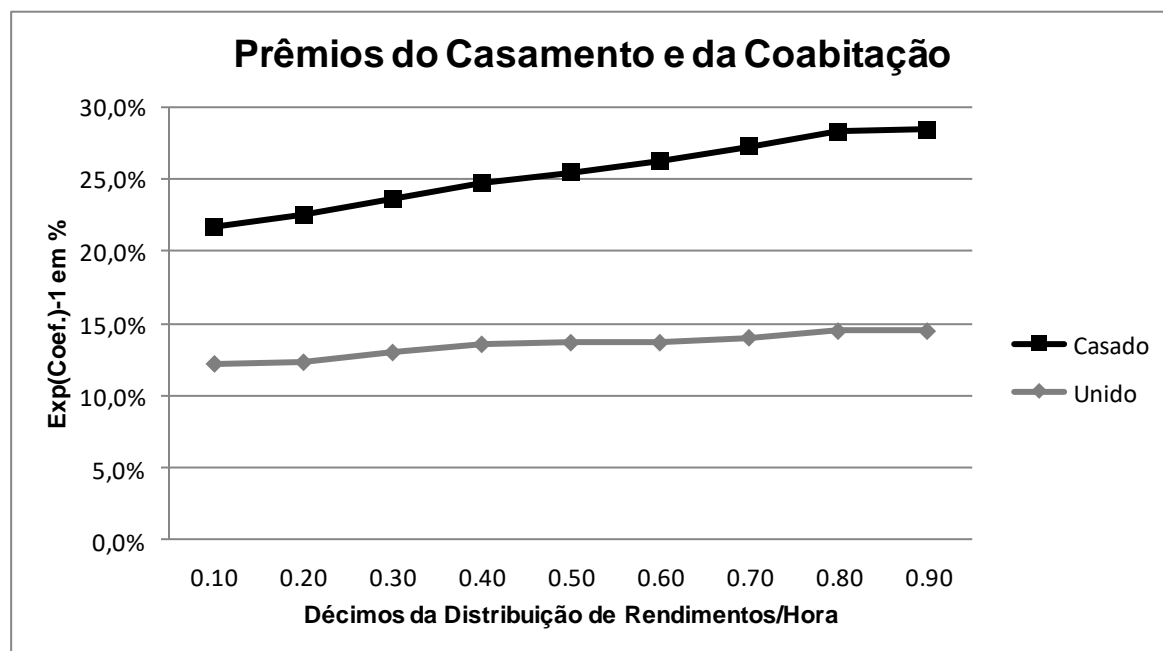


Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico Brasileiro de 2010 – IBGE/IPUMS-I.

Mais importante a ser observado é que a magnitude do prêmio do casamento tende a aumentar à medida que aumentam os rendimentos. Para os homens no décimo de rendimentos mais baixo, por exemplo, o prêmio do casamento é de 21,7% e para aqueles com os rendimentos mais altos, o prêmio é de 28,4%. O prêmio da coabitação é mais estável ao longo da distribuição de rendimentos, conforme fica claro na FIG 5.3.2, passando de 12,2% entre os homens com os rendimentos horários mais baixos para 14,5% entre aqueles no último décimo da distribuição de rendimentos¹¹.

¹¹ A FIG 5.3.1 apresenta os coeficientes de estado conjugal da regressão quantílica estimados desde o quantil 0,05 até o quantil 0,95, com incremento de 0,05; a FIG 5.3.2 apresenta a variação percentual associada aos coeficientes de estado conjugal; neste caso, a regressão quantílica considerou os décimos da distribuição, ou seja, desde o quantil 0,10 até o quantil 0,90, com intervalos de 0,10 entre os quantis.

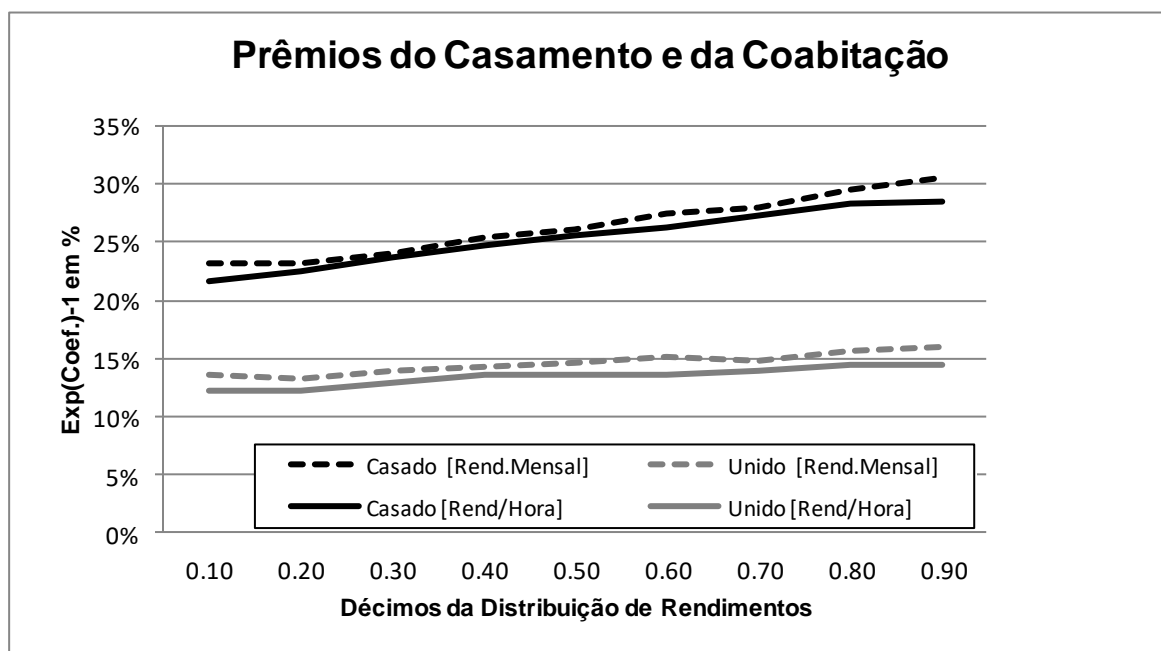
FIGURA 5.3.2 – Coeficientes para o casamento e para a coabitação. Regressão quantílica para o logaritmo natural do rendimento/hora. Homens adultos ocupados – Brasil urbano, 2010.



Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico Brasileiro de 2010 – IBGE/IPUMS-I.

As análises realizadas até agora chamam a atenção para jornada de trabalho, que merece alguns comentários. A descrição da amostra revelou que o rendimento mensal dos homens que trabalham mais do que 48 horas por semana (classificado como jornada excessiva) são superiores aos demais. Entretanto, ao dividir o rendimento mensal pelas horas de trabalho, observa-se que os rendimentos/hora médios são mais elevados entre os homens que trabalham menos de 40 horas semanais (denominado jornada parcial). A descrição da amostra também mostra que a jornada parcial é mais frequente entre os solteiros e que a jornada excessiva é consideravelmente mais frequente entre os homens casados e unidos – cerca de 20% dos casados e 22% dos unidos trabalhavam em jornada excessiva, versus 13% dos solteiros. Sendo assim, considera-se pertinente indagar se os prêmios seriam diferentes caso as estimativas considerassem o rendimento mensal, ao invés do rendimento horário. E, de fato, quando as estimativas consideram o rendimento mensal, observam-se prêmios ligeiramente maiores associados ao casamento e à coabitação, em todos os décimos da distribuição de rendimentos. A jornada de trabalho diferenciada por estado conjugal responde por parte do prêmio, mas uma parte bastante limitada, conforme pode ser visualizado na FIG 5.3.3.

FIGURA 5.3.3 – Comparação entre coeficientes para o casamento e para a coabitação. Regressões quantílicas para o logaritmo natural do rendimento mensal e para o rendimento/hora. Homens adultos ocupados – Brasil urbano, 2010.



Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico Brasileiro de 2010 – IBGE/IPUMS-I.

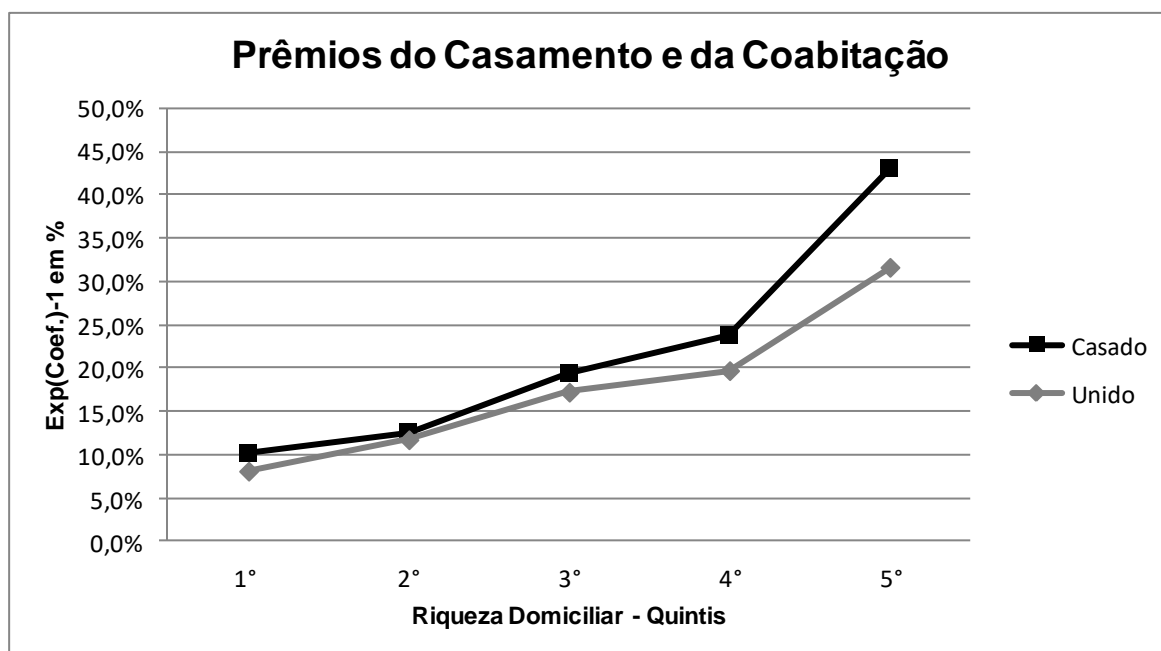
As regressões quantílicas apontam que, para os homens brasileiros, maiores prêmios associados ao casamento e à coabitação são observados para homens com rendimentos mais elevados. As evidências encontradas diferem dos achados de Western et al. (2005) e de Maasoumi et al. (2009), que não encontraram prêmios significativos para homens com salários mais elevados, mas estão em acordo com Olsen e Coppin (2010), cujos resultados apontam maiores prêmios para homens de status socioeconômico mais altos. Foram, então, estimadas regressões separadas para cinco níveis de riqueza domiciliar que comprovam que, também no Brasil, os grupos socioeconômicos mais favorecidos recebem prêmios mais elevados para a união conjugal formal e informal.

O nível de riqueza domiciliar foi estimado considerando o acesso a serviços de infraestrutura urbana, a posse de bens duráveis, as características de moradia do domicílio e a escolaridade da pessoa de referência. O indicador de riqueza domiciliar foi derivado a partir da Análise de Componentes Principais, sendo que os domicílios foram divididos em cinco níveis de riqueza domiciliar. Os dados são

provenientes de todos os domicílios urbanos do Censo de 2010. Uma nova variável foi então incorporada à base de dados utilizada nesta tese, indicando o quintil de riqueza do domicílio ao qual pertence o indivíduo. A descrição do método de Análise de Componentes Principais e a construção da variável de riqueza domiciliar encontram-se no Apêndice A.

As estimativas das regressões para o logaritmo natural do rendimento/hora para cada um dos cinco níveis de riqueza domiciliar constam na TAB A3 dos Anexos. A FIG 5.3.4 mostra os coeficientes estimados para o casamento e para a coabitação a cada quinto da distribuição de riqueza domiciliar. O objetivo é testar se os prêmios, além de variar segundo o rendimento do próprio indivíduo, também variam de acordo com o nível de riqueza do domicílio a que pertence.

FIGURA 5.3.4 – Coeficientes para o casamento e para a coabitação. Regressões lineares para o logaritmo natural do rendimento/hora. Estimativas separadas por nível de riqueza domiciliar. Homens adultos ocupados – Brasil urbano, 2010.



Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico Brasileiro de 2010 – IBGE/IPUMS-I.

A FIG 5.3.4 mostra que os homens nos domicílios mais ricos recebem prêmios mais elevados do que aqueles nos domicílios mais pobres. Os homens casados apresentam prêmios mais elevados do que os homens unidos, em comparação

aos homens solteiros, em todos os quintos da distribuição. Aspecto intrigante dos resultados é que a diferença entre o prêmio do casamento e o prêmio da coabitação é bem pequena para os três primeiros níveis de riqueza, tendendo a aumentar apenas a partir do meio da distribuição de riqueza domiciliar. Entre os homens pertencentes aos domicílios mais pobres (o primeiro quinto da distribuição de riqueza domiciliar), os homens casados mostram um prêmio de 10,2% e os unidos de 8,1%. Para os homens no topo da distribuição de riqueza domiciliar, a união consensual associa-se a um prêmio de 31,7% e o casamento a um prêmio de 43,0% nos rendimentos horários, em relação aos homens solteiros do mesmo estrato de riqueza.

Os resultados desta seção mostram que os homens de maior status socioeconômico, considerando os rendimentos ou a riqueza domiciliar, apresentam maiores prêmios para o casamento e para a coabitação, em relação àqueles de menor status socioeconômico. A hipótese da produtividade prevê que os homens mais ricos seriam mais beneficiados pela especialização dentro do casamento, enquanto os mais pobres teriam menores oportunidades de especialização no trabalho (Western et al., 2005; Olsen e Coppin, 2010). Este resultado também pode ser um efeito conjunto da maior produtividade dos homens casados, da homogamia positiva para escolaridade e o efeito do capital humano compartilhado, questão abordada na seção 5.7 desta tese.

5.4 DECOMPOSIÇÃO DOS DIFERENCIAIS DE RENDIMENTOS POR ESTADO CONJUGAL

Nesta seção, o método de decomposição de Oaxaca-Blinder é utilizado para decompor as diferenças dos rendimentos médios de casados, solteiros e unidos. A variável resposta é o logaritmo natural do rendimento por hora de trabalho e foram realizadas três decomposições para os diferenciais de rendimentos: entre (i) casados e solteiros, (ii) unidos e solteiros e (iii) casados e unidos.

Importante ressaltar que as decomposições permitem quantificar os fatores, mas não necessariamente contribuem para o entendimento dos mecanismos por trás da relação entre os fatores e os resultados. A decomposição do diferencial de rendimentos pode ser útil para indicar hipóteses e explicações para os prêmios do casamento e da coabitação que merecem ser exploradas com maior atenção, mas não oferece uma interpretação causal dos resultados.

Para as decomposições, utilizou-se a forma alternativa, exposta em Jann (2008) e Fortin et al. (2010), em que uma regressão conjunta é utilizada como modelo de referência e seus coeficientes são empregados na decomposição de rendimentos entre dois grupos. Esta parece ser a forma mais adequada de realizar a decomposição neste estudo, pois a amostra é dividida em três grupos de estado conjugal. Assim, para as decomposições que se seguem, o modelo de referência utiliza os resultados da regressão com todos os homens da amostra, com variáveis binárias para o estado conjugal, cujos resultados foram apresentados na TAB 5.2.2. Por meio deste procedimento, os coeficientes estimados para o estado conjugal podem então ser interpretados como uma medida do efeito agregado da estrutura salarial na explicação do diferencial de rendimento entre os grupos (Fortin et al., 2010).

Isto significa que, no contexto da decomposição, espera-se que o coeficiente estimado para a parte não explicada – o efeito da estrutura salarial – da decomposição de rendimentos entre casados e solteiros, por exemplo, seja igual a 0,255, pois este é o valor do coeficiente estimado na regressão conjunta para a variável ‘estado conjugal = casado’, tendo como base de comparação os homens solteiros. Da mesma forma, na decomposição do diferencial de rendimentos entre unidos e solteiros, a parte da decomposição atribuída ao efeito da estrutura salarial deverá ser igual a 0,146 (ver TAB 5.2.2). Por fim, na decomposição do diferencial de rendimentos entre casados e unidos, o componente não explicado deverá ser igual a 0,109, pois este seria o coeficiente estimado da variável ‘estado conjugal = casado’, caso o grupo dos unidos fosse empregado como categoria base.

Estes são os valores absolutos da parte não explicada de cada diferencial analisado. Para cada decomposição, a importância relativa da parte não explicada

é diferente, pois depende também da contribuição do efeito de composição. As três próximas subseções apresentam os resultados da decomposição de Oaxaca-Blinder para os diferenciais de rendimentos segundo o estado conjugal. Primeiro, é apresentada a decomposição para o diferencial entre os homens casados e os solteiros, Segundo, apresenta-se a decomposição do diferencial entre homens unidos e solteiros. E, terceiro, a decomposição do diferencial de rendimentos entre os homens casados e unidos.

5.4.1 Decomposição do diferencial de rendimentos entre homens casados e solteiros

A primeira decomposição investiga o diferencial de rendimentos entre homens casados e solteiros, cujos resultados são apresentados na TAB 5.4.1. Conforme já demonstrado na descrição da amostra na seção 5.1, os homens casados exibem médias para o rendimento/hora sempre mais elevadas do que os solteiros. A média para o logaritmo natural do rendimento/hora dos homens casados é de 2,04 e de 1,83 para os solteiros, um diferencial de 0,20. Estes valores estão em escala logarítmica, mas podem ser facilmente transformados para a escala original¹². Assim, a média predita do rendimento/hora equivale a R\$7,66 para os homens casados e R\$6,25 para os solteiros, correspondendo a um diferencial de 22,4%.

A FIG 5.4.1 mostra o diferencial total de rendimentos e a decomposição entre o efeito composição (a parte explicada da decomposição) e o efeito da estrutura salarial (parte não explicada). A parte explicada da decomposição reflete a mudança esperada no rendimento dos solteiros, caso estes tivessem as mesmas características dos casados. A redução de -0,05 no logaritmo do rendimento/hora indica que se os solteiros tivessem as mesmas características individuais, geográficas e de inserção no mercado de trabalho que os casados, seus

¹² Através da exponenciação dos coeficientes, exibidos na coluna Exp(Coef.) da decomposição exibida na TAB 5.4.1.

rendimentos seriam reduzidos em 5,2%. Por outro lado, o componente não explicado prevê um aumento de 29,0% no rendimento associado à estrutura salarial, que “premia” os homens casados. Assim, a parte não explicada da decomposição mostra que se os solteiros estivessem submetidos à mesma estrutura salarial dos homens casados, seus rendimentos seriam 29,0% mais elevados¹³.

TABELA 5.4.1 – Decomposição para o diferencial de rendimentos entre casados e solteiros. Homens adultos ocupados - Brasil urbano, 2010.

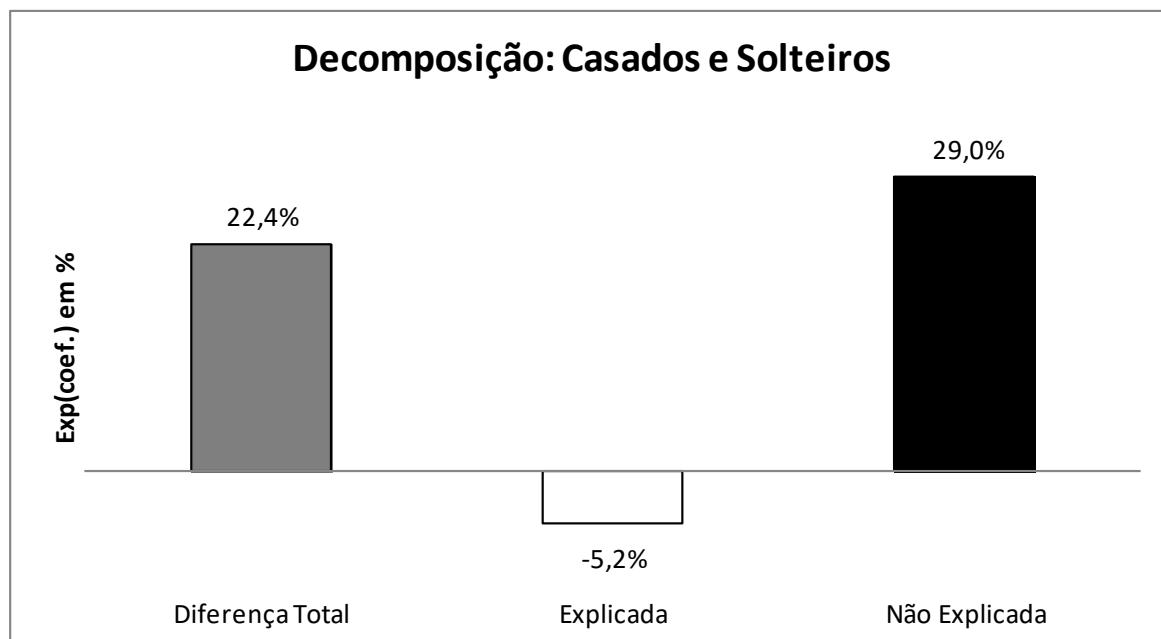
| | Coeficiente | Erro Padrão | Exp(Coef.) | Exp(Coef.) em % |
|----------------------------|------------------|----------------|--------------|-----------------|
| Grupo 1: Casados | 2,036 *** | (0,002) | R\$7,66 | |
| Grupo 2: Solteiros | 1,833 *** | (0,003) | R\$6,25 | |
| Diferença | 0,202 *** | (0,003) | 1,224 | 22,38% |
| Parte Explicada | -0,053 *** | (0,003) | 0,948 | -5,16% |
| Parte Não Explicada | 0,255 *** | (0,003) | 1,290 | 29,05% |
| Parte Explicada | | | | |
| Faixa Etária | 0,064 *** | (0,001) | 1,066 | 6,61% |
| Nível de Escolaridade | -0,066 *** | (0,001) | 0,936 | -6,39% |
| Raça/Cor | 0,002 *** | (0,000) | 1,002 | 0,20% |
| Localização Geográfica | -0,008 *** | (0,001) | 0,992 | -0,80% |
| Nível Sócio Ocupacional | 0,003 *** | (0,001) | 1,003 | 0,30% |
| Posição na Ocupação | 0,010 *** | (0,000) | 1,010 | 1,01% |
| Jornada de Trabalho | -0,060 *** | (0,001) | 0,942 | -5,82% |
| Setor de Atividade | 0,002 *** | (0,000) | 1,002 | 0,20% |
| Parte Não Explicada | | | | |
| Faixa Etária | 0,039 *** | (0,003) | 1,040 | 3,98% |
| Nível de Escolaridade | -0,012 *** | (0,003) | 0,988 | -1,19% |
| Raça/Cor | -0,011 *** | (0,002) | 0,989 | -1,09% |
| Localização Geográfica | -0,030 *** | (0,004) | 0,970 | -2,96% |
| Nível Sócio Ocupacional | 0,011 *** | (0,002) | 1,011 | 1,11% |
| Posição na Ocupação | 0,041 *** | (0,002) | 1,042 | 4,19% |
| Jornada de Trabalho | 0,016 *** | (0,002) | 1,016 | 1,61% |
| Setor de Atividade | 0,002 | (0,003) | 1,002 | 0,20% |
| Constante | 0,197 *** | (0,007) | 1,218 | 21,77% |

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico Brasileiro de 2010 – IBGE/IPUMS-I.

Notas: *p<0,05, **p<0,01, ***p<0,001. Considera o desenho amostral completo.

¹³ Nos gráficos apresentados nas FIG 5.4.1 até FIG 5.4.6, as partes explicada e não explicada somadas não correspondem ao total da diferença porque tratam-se de percentuais e não dos coeficientes. Os coeficientes, assim como seus respectivos termos percentuais, constam nas tabelas de resultados (TAB 5.4.1 até TAB 5.4.3).

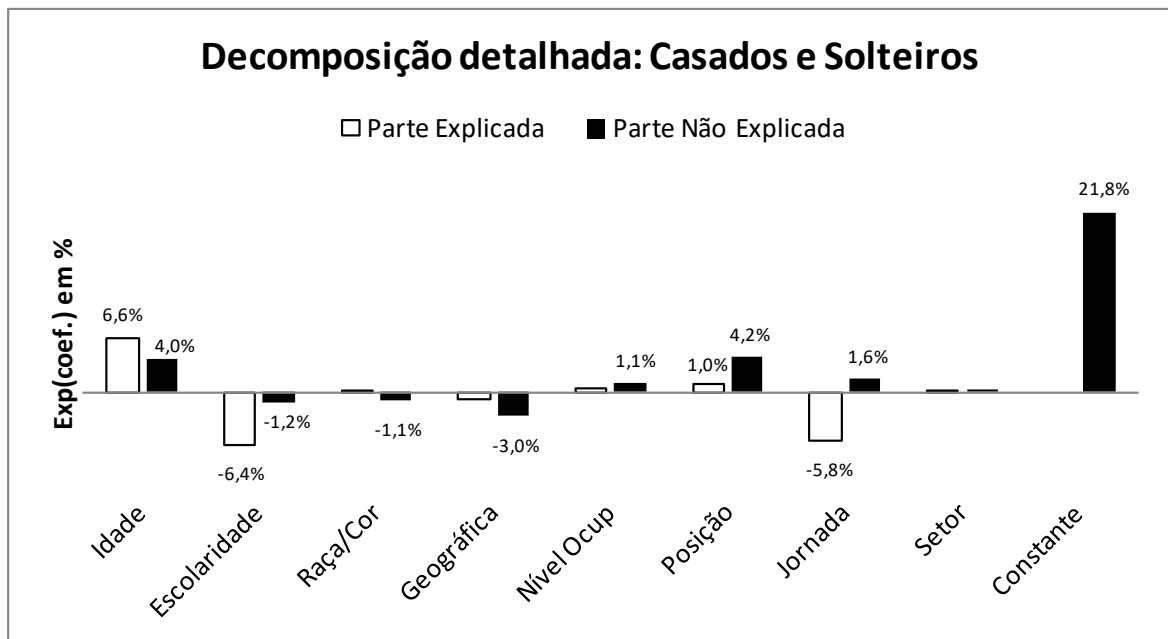
FIGURA 5.4.1 – Decomposição do diferencial de rendimentos entre casados e solteiros. Homens adultos ocupados - Brasil urbano, 2010.



Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico Brasileiro de 2010 – IBGE/IPUMS-I.

A FIG 5.4.2 apresenta os resultados da decomposição detalhada do diferencial e mostra claramente que a constante é, de longe, o fator mais importante para o diferencial de rendimentos entre casados e solteiros. Para as demais variáveis, a faixa etária contribui positivamente para o diferencial – tanto a composição por faixa etária quanto o retorno a esta característica aumentam o rendimento/hora dos homens casados. No sentido contrário, a composição por escolaridade e por jornada de trabalho dos homens solteiros diminui o diferencial de rendimentos em 6,4% e 5,8%, respectivamente. Esta grande parte não explicada, atribuída à constante, pode ser um efeito da estrutura salarial ou de discriminação, que premia os homens casados; mas pode ser também devido a variáveis não incluídas nos modelos de regressão ou não observáveis, ou ainda, devido à escolha das categorias de referência para as variáveis explicativas.

Figura 5.4.2. Decomposição detalhada do diferencial de rendimentos entre casados e solteiros. Homens adultos ocupados - Brasil urbano, 2010.



Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico Brasileiro de 2010 – IBGE/IPUMS-I.

5.4.2 Decomposição do diferencial de rendimentos entre homens unidos e solteiros

Os resultados da decomposição do diferencial de rendimentos horários entre os homens unidos e solteiros são apresentados na TAB 5.4.2. Conforme observado nas seções anteriores, os rendimentos/hora médios dos homens unidos, geralmente, mostram-se inferiores aos dos homens solteiros. Entretanto, quando controlado por todas as variáveis selecionadas para o modelo de regressão, os homens unidos passam a apresentar um prêmio para a coabitação. Assim, a decomposição aqui apresentada pode ajudar a entender estes resultados.

TABELA 5.4.2 – Decomposição para o diferencial de rendimentos entre unidos e solteiros. Homens adultos ocupados - Brasil urbano, 2010.

| | Coefficiente | Erro Padrão | Exp(Coef.) | Exp(Coef.) em % |
|----------------------------|-------------------|----------------|--------------|-----------------|
| Grupo 1: Unidos | 1,695 *** | (0,002) | R\$5,45 | |
| Grupo 2: Solteiros | 1,833 *** | (0,003) | R\$6,25 | |
| Diferença | -0,139 *** | (0,003) | 0,870 | -12,98% |
| Parte Explicada | -0,284 *** | (0,003) | 0,753 | -24,72% |
| Parte Não Explicada | 0,146 *** | (0,003) | 1,157 | 15,72% |
| Parte Explicada | | | | |
| Faixa Etária | 0,040 *** | (0,001) | 1,041 | 4,08% |
| Nível de Escolaridade | -0,163 *** | (0,001) | 0,850 | -15,04% |
| Raça/Cor | -0,013 *** | (0,000) | 0,987 | -1,29% |
| Localização Geográfica | -0,028 *** | (0,001) | 0,972 | -2,76% |
| Nível Sócio Ocupacional | -0,056 *** | (0,001) | 0,946 | -5,45% |
| Posição na Ocupação | -0,008 *** | (0,000) | 0,992 | -0,80% |
| Jornada de Trabalho | -0,057 *** | (0,001) | 0,945 | -5,54% |
| Setor de Atividade | 0,001 ** | (0,000) | 1,001 | 0,10% |
| Parte Não Explicada | | | | |
| Faixa Etária | 0,006 | (0,003) | 1,006 | 0,60% |
| Nível de Escolaridade | -0,007 * | (0,003) | 0,993 | -0,70% |
| Raça/Cor | 0,013 *** | (0,003) | 1,013 | 1,31% |
| Localização Geográfica | -0,062 *** | (0,004) | 0,940 | -6,01% |
| Nível Sócio Ocupacional | -0,004 | (0,002) | 0,996 | -0,40% |
| Posição na Ocupação | 0,018 *** | (0,002) | 1,018 | 1,82% |
| Jornada de Trabalho | 0,015 *** | (0,002) | 1,015 | 1,51% |
| Setor de Atividade | -0,006 | (0,003) | 0,994 | -0,60% |
| Constante | 0,172 *** | (0,008) | 1,188 | 18,77% |

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico Brasileiro de 2010 – IBGE/IPUMS-I.

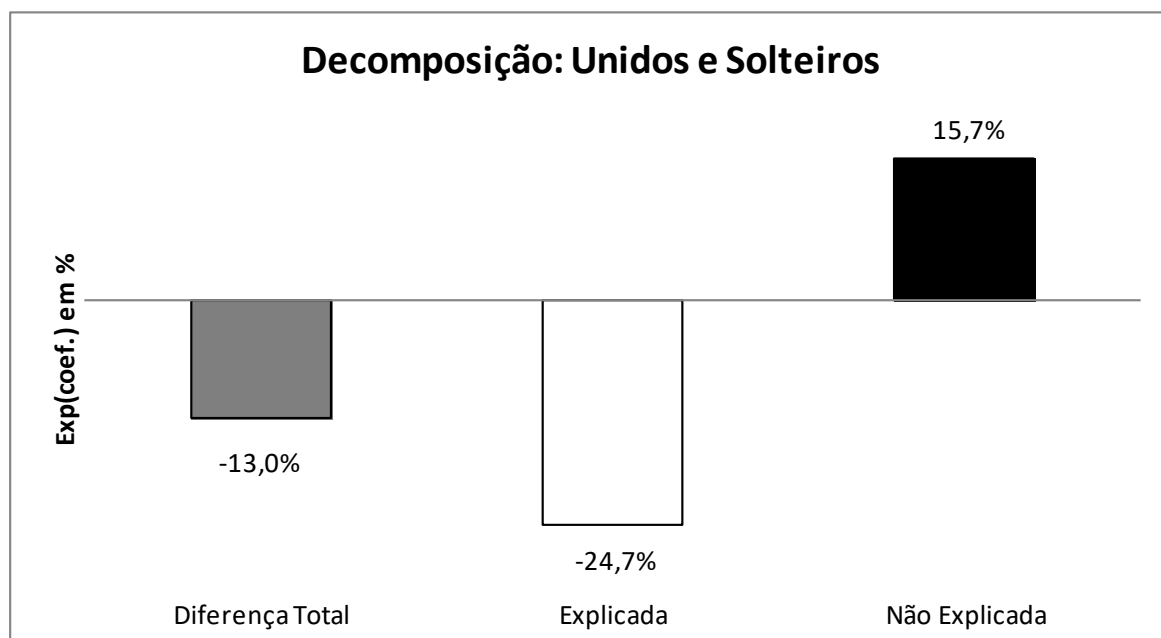
Notas: *p<0,05, **p<0,01, ***p<0,001. Considera o desenho amostral completo.

Para os homens unidos, a média predita para o rendimento/hora é de R\$5,45 e, para os solteiros, é de R\$6,25, o que representa um diferencial de 13,0% a favor dos homens solteiros. Conforme pode ser observado na FIG 5.4.3, este diferencial deve-se à parte explicada – as características observáveis dos homens unidos, piores do que as dos solteiros do ponto de vista dos rendimentos, atuam diminuindo seus rendimentos. Se os homens solteiros tivessem as mesmas características dos unidos, o modelo prevê uma redução média de -0,28 no logaritmo do rendimento/hora, o que equivale a uma redução de 24,7% no rendimento/hora.

O retorno às características dos homens unidos, captado pela parte não explicada da decomposição, por sua vez, atua aumentando seus rendimentos. Assim, a redução esperada pelo efeito de composição é, em parte, compensada pela parte não explicada da decomposição, que prevê um aumento médio de 15,7% no

rendimento dos solteiros, caso estes observassem o mesmo retorno dos unidos a seus atributos.

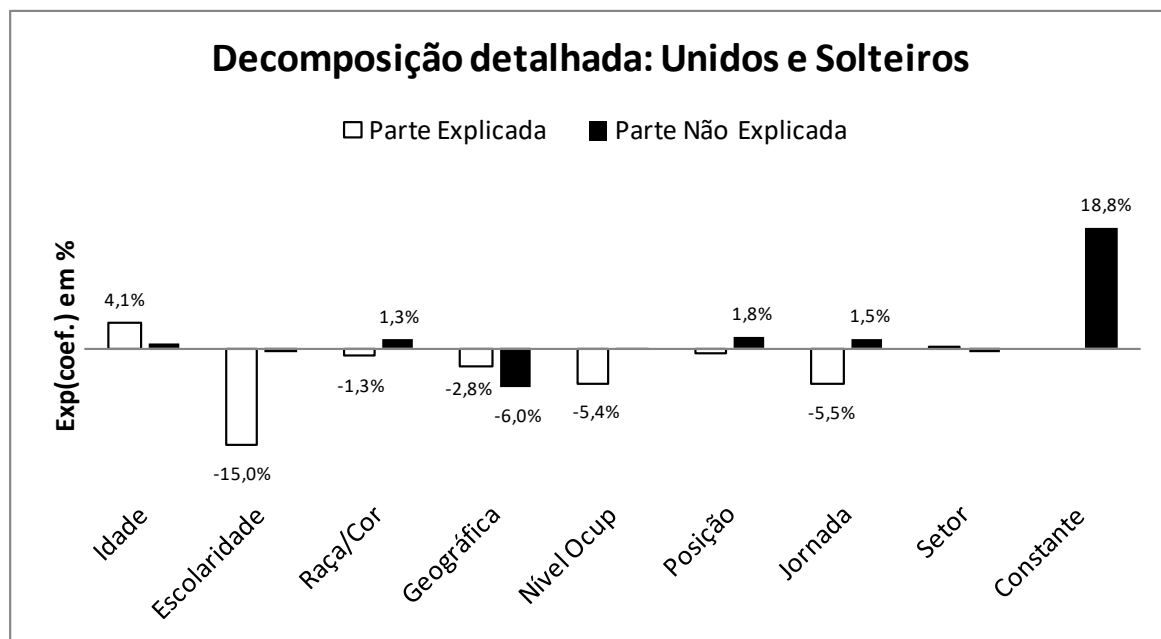
FIGURA 5.4.3 – Decomposição do diferencial de rendimentos entre unidos e solteiros. Homens adultos ocupados - Brasil urbano, 2010.



Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico Brasileiro de 2010 – IBGE/IPUMS-I.

A partir da FIG 5.4.4, que permite visualizar mais facilmente os resultados da decomposição detalhada, nota-se que, para a parte não explicada da decomposição, o fator mais importante é a constante, que indica uma redução de 18,8% do diferencial de rendimentos entre unidos e solteiros. Para a parte explicada, os três fatores mais importantes, que atuam diminuindo o rendimento/hora dos unidos, aumentando assim o diferencial entre unidos e solteiros, é a composição por nível de escolaridade (-15,0%), o nível sócio ocupacional (-5,5%) e a jornada de trabalho (-5,5%).

FIGURA 5.4.4 – Decomposição detalhada do diferencial de rendimentos entre unidos e solteiros. Homens adultos ocupados - Brasil urbano, 2010.



Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico Brasileiro de 2010 – IBGE/IPUMS-I.

5.4.3 Decomposição do diferencial de rendimentos entre homens casados e unidos

A partir da análise anterior, pôde-se perceber que a regressão linear indica que a união consensual comporta um prêmio de 15,7% no rendimento/hora, em relação aos solteiros. Na análise dos diferenciais de rendimentos, entretanto, as melhores características observáveis dos homens solteiros se sobrepõem ao prêmio estimado e acabam invertendo o diferencial. Não houvesse o prêmio salarial da coabitação, este diferencial entre unidos e solteiros seria muito maior. E é isto que ocorre quando são comparados os homens casados e unidos: tanto o efeito de composição quanto a estrutura salarial contribuem para o aprofundamento do diferencial de rendimentos entre casados e unidos, favorável aos homens casados. Isto porque o casamento associa-se não apenas a um prêmio salarial em relação aos solteiros, mas também em relação aos unidos, o que se espera que fique claro nesta subseção.

Para os homens unidos, a média do logaritmo natural do rendimento/hora é bastante inferior à média dos casados, resultando em um diferencial de 40,6%, que pode ser observado na TAB 5.4.3. Deste diferencial, cerca de dois terços deve-se à parte explicada da decomposição, conforme fica claro na FIG 5.4.5.

O efeito de composição indica que se os homens unidos tivessem as mesmas características observáveis dos homens casados, seus rendimentos aumentariam 26,0%. O efeito da estrutura salarial também contribui para aumentar o diferencial, indicando que se os unidos tivessem os mesmos coeficientes dos casados (ou seja, se suas características fossem valorizadas da mesma forma que as dos casados), seus rendimentos teriam um acréscimo de 11,5%. Em resumo, o diferencial de rendimentos a favor dos casados, reflete um “prêmio” de 11,5% para o casamento, em relação à coabitação, adicionado de 26,0% do efeito de composição.

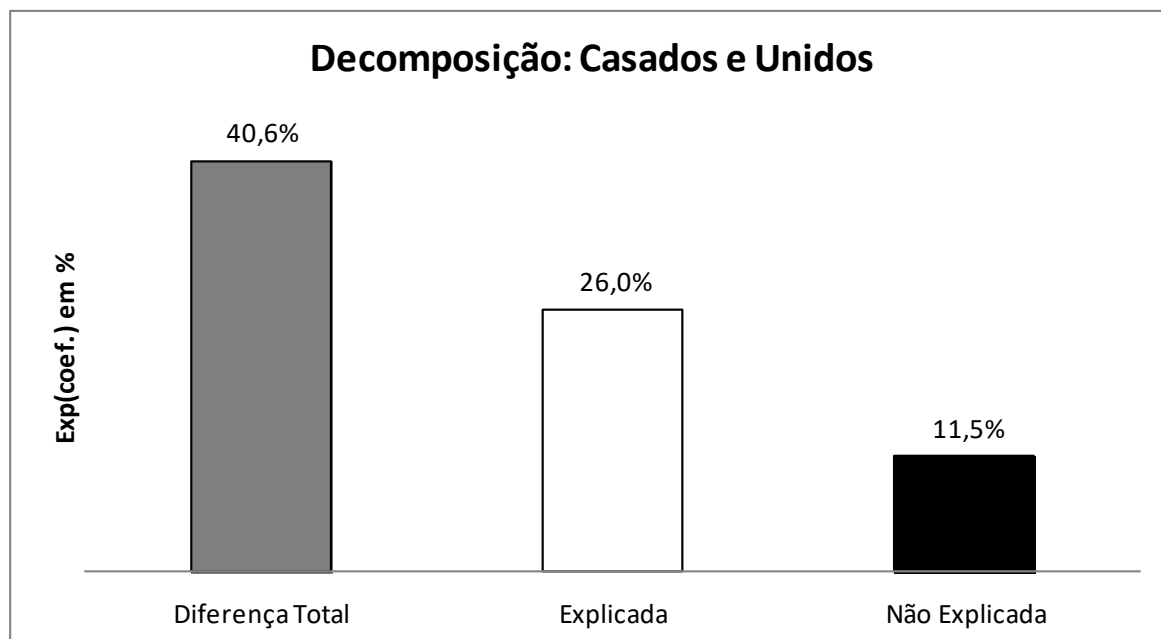
TABELA 5.4.3 – Decomposição para o diferencial de rendimentos entre casados e unidos. Homens adultos ocupados - Brasil urbano, 2010.

| | Coeficiente | Erro Padrão | Exp(Coef.) | Exp(Coef.) em % |
|----------------------------|------------------|----------------|--------------|-----------------|
| Grupo 1: Casados | 2,036 *** | (0,002) | R\$7,66 | |
| Grupo 2: Unidos | 1,695 *** | (0,002) | R\$5,45 | |
| Diferença | 0,341 *** | (0,003) | 1,406 | 40,64% |
| Parte Explicada | 0,231 *** | (0,002) | 1,260 | 25,99% |
| Parte Não Explicada | 0,109 *** | (0,002) | 1,115 | 11,52% |
| Parte Explicada | | | | |
| Faixa Etária | 0,024 *** | (0,000) | 1,024 | 2,43% |
| Nível de Escolaridade | 0,097 *** | (0,001) | 1,102 | 10,19% |
| Raça/Cor | 0,015 *** | (0,000) | 1,015 | 1,51% |
| Localização Geográfica | 0,020 *** | (0,001) | 1,020 | 2,02% |
| Nível Sócio Ocupacional | 0,059 *** | (0,001) | 1,061 | 6,08% |
| Posição na Ocupação | 0,018 *** | (0,000) | 1,018 | 1,82% |
| Jornada de Trabalho | -0,002 * | (0,001) | 0,998 | -0,20% |
| Setor de Atividade | 0,002 *** | (0,000) | 1,002 | 0,20% |
| Parte Não Explicada | | | | |
| Faixa Etária | 0,034 *** | (0,004) | 1,035 | 3,46% |
| Nível de Escolaridade | -0,005 | (0,003) | 0,995 | -0,50% |
| Raça/Cor | -0,024 *** | (0,002) | 0,976 | -2,37% |
| Localização Geográfica | 0,031 *** | (0,003) | 1,031 | 3,15% |
| Nível Sócio Ocupacional | 0,015 *** | (0,001) | 1,015 | 1,51% |
| Posição na Ocupação | 0,023 *** | (0,002) | 1,023 | 2,33% |
| Jornada de Trabalho | 0,001 | (0,001) | 1,001 | 0,10% |
| Setor de Atividade | 0,008 *** | (0,002) | 1,008 | 0,80% |
| Constante | 0,025 *** | (0,007) | 1,025 | 2,53% |

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico Brasileiro de 2010 – IBGE/IPUMS-I.

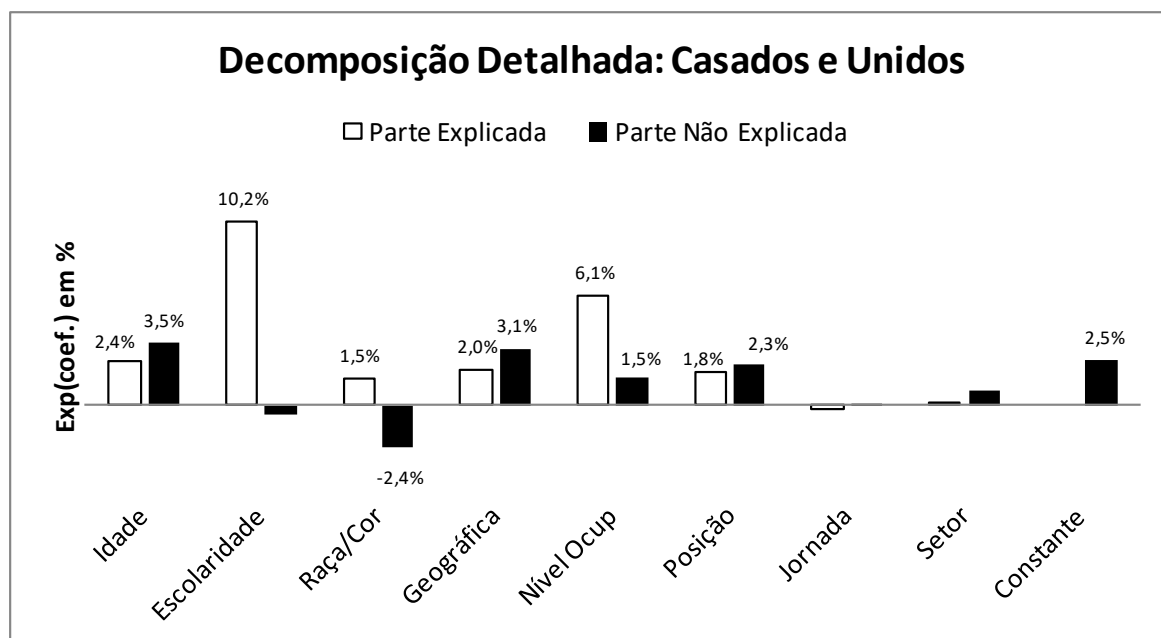
Notas: *p<0,05, **p<0,01, ***p<0,001. Considera o desenho amostral completo.

FIGURA 5.4.5 – Decomposição do diferencial de rendimentos entre casados e unidos. Homens adultos ocupados - Brasil urbano, 2010.



Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico Brasileiro de 2010 – IBGE/IPUMS-I.

FIGURA 5.4.6 – Decomposição detalhada do diferencial de rendimentos entre casados e unidos. Homens adultos ocupados - Brasil urbano, 2010.



Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico Brasileiro de 2010 – IBGE/IPUMS-I.

A decomposição detalhada, que pode ser visualizada na FIG 5.4.6, mostra que, neste caso, a contribuição da constante (da parte não explicada) não é o fator mais importante. Os fatores que mais contribuem para o diferencial são a melhor composição por nível de escolaridade e por nível sócio ocupacional dos homens casados.

As decomposições de rendimentos para os homens unidos mostram que boa parte do diferencial deve-se à parte explicada, ou seja, existem em razão das diferenças entre as características observáveis dos unidos em relação aos homens solteiros e também em relação aos homens casados, piores do ponto de vista do mercado de trabalho. Ainda assim, a parte não explicada da decomposição mostra-se significativa em ambos os casos. Portanto, é pertinente aprofundar um pouco mais na análise a respeito deste ponto específico.

A parte não explicada da decomposição relaciona-se tanto a valorização distinta dos atributos no mercado de trabalho quanto a características não observáveis. Na comparação entre casados e unidos, o retorno às características observáveis representa quase toda a parte não explicada, e favorece, obviamente, os homens casados. Já na comparação entre os solteiros e unidos, observa-se o oposto. A parte não explicada favorece os homens unidos, mas não devido a um retorno diferenciado em relação às características observáveis, e sim ao termo da constante.

Destaca-se que o termo da constante corresponde à diferença entre os interceptos e que, nas decomposições do tipo Oaxaca-Blinder, é objeto de debate e críticas por parte de pesquisadores. Isso porque, além de captar diferenças não explicadas pelos coeficientes incluídos no modelo, também decorre da escolha do grupo de referência das variáveis explicativas, que é sempre arbitrária. Apesar desta limitação da parte não explicada da decomposição detalhada, ressalta-se que os resultados da decomposição geral e a parte explicada da decomposição detalhada não são afetados pela escolha do grupo de referência (Jann, 2008; Ospino et al., 2010).

Uma das hipóteses para o prêmio do casamento é a discriminação por parte do empregador, que seria favorável aos homens casados. Embora as

decomposições sejam, muitas vezes, utilizadas para investigar a discriminação no mercado de trabalho, os resultados encontrados não permitem afirmar que trata-se de discriminação. Um dos motivos é que, conforme argumentam Fortin et al. (2010), faz mais sentido se referir à parte não explicada da decomposição como discriminação quando os grupos comparados se diferenciam quanto a alguma característica imutável, como raça ou sexo, o que não é o caso do estado conjugal. Para o estado conjugal, os diferenciais de rendimentos podem também ter origem em diferenças de produtividade ou efeitos da seletividade. Portanto, os resultados permitem afirmar apenas que os prêmios para o casamento e para a coabitação não decorrem do efeito de composição e que a estrutura salarial favorece os homens casados e, em escala menor, os homens unidos.

5.5 A SELETIVIDADE NO ESTADO CONJUGAL - CORREÇÃO DO VIÉS DE SELEÇÃO PARA DADOS TRANSVERSAIS

Até agora, os resultados alcançados confirmaram a existência de um prêmio do casamento para os homens brasileiros. Conforme ficou claro na seção 5.2, este prêmio é persistente após controle das características individuais e produtivas observáveis, controle este realizado por meio de um modelo de regressão linear. A seção 5.3 confirmou que os prêmios são observados para todos os níveis de rendimento e são crescentes com o nível socioeconômico do indivíduo. Na seção 5.4, foram realizadas decomposições, comparando os rendimentos médios dos homens solteiros, casados e unidos. O objetivo era investigar se os diferenciais de rendimentos são explicados por efeitos de composição (diferenças nas características de cada grupo) ou pelo retorno a estas características (efeito dos coeficientes), ou ainda por variáveis não observadas no modelo. Os resultados mostraram que o prêmio do casamento deve-se à parte não explicada da decomposição e que diferenças nas características observadas não possuem grande poder explicativo para o diferencial de rendimentos/hora entre casados e solteiros.

Para os homens em união consensual, a média de rendimentos não controlada é inferior à dos solteiros, mas, uma vez controladas as características dos trabalhadores, observa-se a emergência de um prêmio nos rendimentos dos unidos em relação aos solteiros. A decomposição confirmou que o menor rendimento/hora médio observado para os homens unidos deve-se, em grande medida, ao efeito de composição.

As principais explicações potenciais para o prêmio do casamento estão ancoradas nas hipóteses da produtividade, seletividade e discriminação, conforme abordado na revisão bibliográfica. Nesta seção, a intenção é aprofundar a investigação acerca da hipótese da seletividade, através de estimativas com correção para o viés de seleção no estado conjugal. O método proposto por Bourguignon, Fournier e Gurgand (2007), que permite corrigir o possível viés de seleção no estado conjugal, é útil para os propósitos desta seção porque possibilita investigar a existência de indícios da seletividade como mecanismo possível por trás do prêmio do casamento.

A suposição básica assumida é que o estado conjugal pode ser interpretado como uma 'decisão' entre permanecer solteiro, estar em união consensual ou entrar em um casamento. E que esta 'decisão' não é aleatória, sendo influenciada por características que também influenciam os rendimentos.

Para a equação de seleção, a variável dependente é o estado conjugal, com três categorias: solteiro, unido ou casado. A especificação adotada assume que todas as variáveis que influenciam os rendimentos também influenciam o estado conjugal. Assim, as variáveis de controle são faixa etária, nível de escolaridade, raça/cor, região metropolitana, macrorregião, nível sócio ocupacional, posição na ocupação, jornada de trabalho e setor de atividade¹⁴. Adicionalmente, a religião foi incluída como variável de identificação. Nesse caso, a hipótese de identificação é a de que a religião não afeta diretamente o rendimento, mas apenas por meio do estado conjugal.

¹⁴ O procedimento para a seleção das variáveis incluídas nos modelos de regressão para o rendimento/hora é apresentado na seção 5.2.

Diversos estudos mostram a religião como componente importante nos padrões de formação e arranjos familiares, incluindo a decisão de formar uma família e de formalizar ou não a união (Costa, 2015). Estudos brasileiros mostram que a religião influencia a chance de estar em uma união conjugal, e mais importante, o tipo de união, se formal ou informal. Mulheres evangélicas, por exemplo, especialmente as pentecostais, têm maiores chances de entrar em uma união e de preferir um casamento formal (Costa, 2015; Miranda-Ribeiro et al., 2010; Verona et al., 2015). Dada a alta taxa de endogamia religiosa, estes resultados podem ser também estendidos aos homens (Costa, 2015).

As denominações religiosas foram agrupadas em seis categorias, seguindo a codificação proposta por Costa (2015). Observa-se, a partir da TAB 5.5.1, que os homens da amostra são, em sua maioria, católicos, seguidos pelos que se declararam sem religião. Conforme esperado, maiores proporções relativas de homens casados são encontradas entre os protestantes e os evangélicos. Maior proporção relativa de homens em coabitação é encontrada entre aqueles sem religião. Condicional à religião, os homens casados sempre apresentam maior rendimento do que os demais e os unidos, os menores rendimentos/hora médios observados, conforme mostra a TAB 5.5.2.

TABELA 5.5.1 – Frequência e proporção de casados, solteiros e unidos, por religião. Homens adultos ocupados - Brasil urbano, 2010.

| Religião | Frequência | Casado | Proporção (%) | | Total |
|----------------------------|----------------|-------------|---------------|-------------|------------|
| | | | Solteiro | Unido | |
| Católica | 531.117 | 45,6 | 20,0 | 34,4 | 100 |
| Protestante tradicional | 25.942 | 66,9 | 14,9 | 18,2 | 100 |
| Evangélica pentecostal | 72.720 | 64,2 | 12,6 | 23,3 | 100 |
| Evangélica não determinada | 34.274 | 62,7 | 14,0 | 23,4 | 100 |
| Outras religiões | 36.578 | 53,5 | 20,9 | 25,6 | 100 |
| Sem religião | 88.551 | 32,6 | 20,8 | 46,6 | 100 |
| Total | 789.182 | 47,6 | 19,0 | 33,3 | 100 |

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico Brasileiro de 2010 – IBGE/IPUMS-I.

TABELA 5.5.2 – Rendimento/hora médio de casados, solteiros e unidos, segundo religião (em R\$). Homens adultos ocupados - Brasil urbano, 2010.

| Religião | Rendimento/hora médio (R\$) | | | | Diferenças entre médias | |
|----------------------------|-----------------------------|--------------|-------------|--------------|-------------------------|------------------|
| | Casados | Solteiros | Unidos | TOTAL | Casados | Unidos |
| Católica | 13,29 | 10,07 | 8,28 | 10,92 | 3,22 *** | -1,79 *** |
| Protestante tradicional | 13,23 | 10,92 | 10,33 | 12,36 | 2,31 *** | -0,59 |
| Evangélica pentecostal | 9,33 | 7,77 | 7,40 | 8,69 | 1,56 *** | -0,37 |
| Evangélica não determinada | 9,90 | 8,24 | 8,05 | 9,23 | 1,65 *** | -0,19 |
| Outras religiões | 18,18 | 14,41 | 13,63 | 16,23 | 3,77 *** | -0,79 |
| Sem religião | 13,01 | 11,09 | 8,47 | 10,50 | 1,92 *** | -2,63 *** |
| TOTAL | 12,83 | 10,24 | 8,48 | 10,89 | 2,59 *** | -1,76 *** |

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico Brasileiro de 2010 – IBGE/IPUMS-I.

Notas: *p<0,05, **p<0,01, ***p<0,001. Diferenças entre médias em relação ao grupo dos homens solteiros. Considera o desenho amostral completo.

Para a equação de seleção do primeiro estágio, os coeficientes estimados do modelo multinomial para o estado conjugal constam na TAB 5.5.3. A partir deste modelo, são gerados os termos de correção para o viés de seleção na equação de rendimentos, denominados controles de seletividade. Foram calculados os efeitos marginais médios associados à religião, cujos resultados encontram-se na TAB 5.5.4. À exceção daqueles sem religião, todas as demais categorias aumentam as chances de observar um homem casado, em comparação aos católicos, com destaque para os pentecostais e protestantes, associados a um aumento de aproximadamente 20% nas probabilidades. Nota-se que as chances de um indivíduo ser solteiro são maiores quando estes são católicos ou não possuem uma religião¹⁵. Não ter religião aparece associado a um aumento de 9% na probabilidade de se observar um homem em união consensual, e todas as demais categorias para a religião diminuem esta probabilidade.

¹⁵ Como a categoria omitida é a religião católica e a categoria sem religião não difere estatisticamente desta, e como todas as demais resultaram em efeitos marginais negativos, conclui-se que ser católico ou não ter religião aumentam as probabilidades de ser solteiro.

TABELA 5.5.3 – Equação de seleção. Coeficientes estimados pelo modelo logístico multinomial para o estado conjugal. Homens adultos ocupados – Brasil urbano, 2010.

| Variáveis | Casados | | Unidos | |
|--------------------------------|--------------|-------------|--------------|-------------|
| | Coefficiente | Erro padrão | Coefficiente | Erro padrão |
| Faixa Etária | | | | |
| 30 a 34 anos | 1,127 *** | (0,010) | 0,703 *** | (0,010) |
| 35 a 39 anos | 1,862 *** | (0,012) | 1,121 *** | (0,013) |
| 40 a 44 anos | 2,339 *** | (0,014) | 1,320 *** | (0,015) |
| 45 a 49 anos | 2,728 *** | (0,016) | 1,451 *** | (0,017) |
| Nível de Escolaridade | | | | |
| Sem Escolaridade | 0,133 *** | (0,012) | 0,711 *** | (0,012) |
| Ens. Fundamental | 0,233 *** | (0,010) | 0,625 *** | (0,011) |
| Ens. Superior | -0,310 *** | (0,013) | -0,834 *** | (0,016) |
| Raça/Cor | | | | |
| Cor preta | -0,074 *** | (0,009) | 0,116 *** | (0,010) |
| Cor parda | -0,121 *** | (0,016) | 0,275 *** | (0,016) |
| Região Metropolitana | | | | |
| Reg. Metropolitana | -0,228 *** | (0,008) | 0,061 *** | (0,008) |
| Macrorregião | | | | |
| Norte | 0,072 *** | (0,019) | 0,885 *** | (0,018) |
| Nordeste | 0,267 *** | (0,011) | 0,506 *** | (0,011) |
| Sul | 0,288 *** | (0,011) | 0,569 *** | (0,012) |
| Centro Oeste | 0,223 *** | (0,017) | 0,433 *** | (0,017) |
| Nível Sócio Ocupacional | | | | |
| Ocup. Superior | -0,580 *** | (0,012) | -0,275 *** | (0,012) |
| Ocup. Manual | 0,033 ** | (0,011) | -0,193 *** | (0,012) |
| Posição na Ocupação | | | | |
| Empreg. sem carteira | -0,456 *** | (0,012) | -0,114 *** | (0,012) |
| Autônomo | -0,161 *** | (0,012) | -0,003 | (0,012) |
| Profissional Liberal | -0,300 *** | (0,025) | -0,070 * | (0,029) |
| Funcionário Público | 0,047 * | (0,020) | -0,044 * | (0,022) |
| Jornada de Trabalho | | | | |
| Jornada Parcial | -0,318 *** | (0,013) | -0,236 *** | (0,013) |
| Jornada excessiva | 0,442 *** | (0,012) | 0,538 *** | (0,012) |
| Setor de Atividade | | | | |
| Indústria | 0,328 *** | (0,011) | 0,209 *** | (0,012) |
| Construção | 0,077 *** | (0,013) | 0,285 *** | (0,013) |
| Comércio | 0,121 *** | (0,011) | 0,059 *** | (0,011) |
| Religião | | | | |
| Protestante tradicional | 0,826 *** | (0,024) | -0,151 *** | (0,027) |
| Evangélica pentecostal | 0,973 *** | (0,016) | 0,006 | (0,017) |
| Evangélica não determ. | 0,813 *** | (0,022) | -0,024 | (0,024) |
| Outras religiões | 0,198 *** | (0,020) | -0,039 | (0,022) |
| Sem Religião | -0,248 *** | (0,014) | 0,282 *** | (0,013) |
| Constante | -0,470 *** | (0,013) | -0,834 *** | (0,014) |
| N. Observações | | 789182 | | |

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico Brasileiro de 2010 – IBGE/IPUMS-I.

Notas: *p<0,05, **p<0,01, ***p<0,001. Erro padrão linearizado entre parênteses. Considera o desenho amostral completo. Categoria base = solteiros.

TABELA 5.5.4 – Efeitos marginais para a religião, segundo modelo multinomial para estado conjugal. Homens adultos ocupados – Brasil urbano, 2010.

| Religião | Efeitos Marginais | | | | | |
|----------------------------|-------------------|---------|------------|---------|------------|---------|
| | Casados | | Solteiros | | Unidos | |
| Protestante tradicional | 0,198 *** | (0,004) | -0,051 *** | (0,003) | -0,147 *** | (0,004) |
| Evangélica pentecostal | 0,208 *** | (0,002) | -0,071 *** | (0,002) | -0,137 *** | (0,002) |
| Evangélica não determinada | 0,178 *** | (0,003) | -0,058 *** | (0,003) | -0,120 *** | (0,003) |
| Outras religiões | 0,048 *** | (0,003) | -0,012 *** | (0,002) | -0,036 *** | (0,003) |
| Sem Religião | -0,093 *** | (0,002) | 0,001 | (0,002) | 0,092 *** | (0,002) |

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico Brasileiro de 2010 – IBGE/IPUMS-I.

Notas: *p<0,05, **p<0,01, ***p<0,001. Erro padrão linearizado entre parênteses. Considera o desenho amostral completo.

A TAB 5.5.5 mostra os resultados para as equações de rendimentos, estimadas separadamente para cada estado conjugal. As colunas (1), (2) e (3) não consideram o viés de seleção. Estas regressões são úteis para investigar os determinantes dos rendimentos do trabalho. Seus coeficientes, por exemplo, apresentam os sinais esperados – independente do estado conjugal, o rendimento/hora médio aumenta com a idade, é maior para aqueles com ensino superior, para os que vivem em uma região metropolitana, e assim por diante. Entretanto, assumem implicitamente que estar solteiro, em união consensual ou casado é uma escolha aleatória. As colunas (4), (5) e (6) da TAB 5.5.5 apresentam os resultados das equações de rendimentos corrigidas para o viés de seleção no estado conjugal. Estas regressões consideram explicitamente que o estado conjugal não é aleatório e que pode ser influenciado por características não observadas.

TABELA 5.5.5 – Equações de rendimento. Modelos de regressão linear para o logaritmo natural do rendimento/hora – sem correção e com correção do viés de seleção no estado conjugal. Homens adultos ocupados – Brasil urbano, 2010.

(continua)

| Variáveis | Modelos sem correção | | | Modelos com correção do viés | | |
|--------------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|------------------------------|-----------------------|-----------------------|
| | Casados | Solteiros | Unidos | Casados | Solteiros | Unidos |
| Faixa Etária | | | | | | |
| 30 a 34 anos | 0,097 *** (0,004) | 0,077 *** (0,005) | 0,073 *** (0,004) | 0,065 *** (0,008) | 0,121 *** (0,017) | 0,009 (0,009) |
| 35 a 39 anos | 0,161 *** (0,004) | 0,091 *** (0,007) | 0,116 *** (0,004) | 0,126 *** (0,011) | 0,193 *** (0,025) | 0,021 (0,013) |
| 40 a 44 anos | 0,200 *** (0,004) | 0,105 *** (0,008) | 0,155 *** (0,004) | 0,171 *** (0,012) | 0,253 *** (0,029) | 0,047 ** (0,014) |
| 45 a 49 anos | 0,230 *** (0,004) | 0,122 *** (0,010) | 0,178 *** (0,005) | 0,211 *** (0,012) | 0,309 *** (0,033) | 0,061 *** (0,015) |
| Nível de Escolaridade | | | | | | |
| Sem Escolaridade | -0,333 *** (0,003) | -0,226 *** (0,006) | -0,310 *** (0,004) | -0,369 *** (0,005) | -0,193 *** (0,014) | -0,348 *** (0,007) |
| Ens. Fundamental | -0,195 *** (0,003) | -0,125 *** (0,005) | -0,178 *** (0,004) | -0,222 *** (0,005) | -0,095 *** (0,012) | -0,213 *** (0,006) |
| Ens. Superior | 0,657 *** (0,005) | 0,536 *** (0,007) | 0,634 *** (0,009) | 0,694 *** (0,007) | 0,527 *** (0,015) | 0,674 *** (0,011) |
| Raça/Cor | | | | | | |
| Cor parda | -0,144 *** (0,003) | -0,123 *** (0,005) | -0,100 *** (0,003) | -0,152 *** (0,003) | -0,122 *** (0,005) | -0,105 *** (0,003) |
| Cor preta | -0,165 *** (0,004) | -0,125 *** (0,007) | -0,109 *** (0,005) | -0,181 *** (0,005) | -0,117 *** (0,009) | -0,122 *** (0,005) |
| Região Metropolitana | | | | | | |
| Reg. Metropolitana | 0,140 *** (0,002) | 0,172 *** (0,004) | 0,095 *** (0,003) | 0,130 *** (0,003) | 0,167 *** (0,004) | 0,095 *** (0,003) |
| Macrorregião | | | | | | |
| Norte | -0,136 *** (0,006) | -0,121 *** (0,010) | -0,183 *** (0,005) | -0,178 *** (0,008) | -0,083 *** (0,019) | -0,230 *** (0,009) |
| Nordeste | -0,351 *** (0,003) | -0,300 *** (0,006) | -0,378 *** (0,004) | -0,372 *** (0,005) | -0,279 *** (0,011) | -0,406 *** (0,005) |
| Sul | -0,045 *** (0,003) | -0,058 *** (0,006) | -0,011 ** (0,004) | -0,067 *** (0,004) | -0,036 ** (0,011) | -0,041 *** (0,005) |
| Centro Oeste | 0,028 *** (0,005) | 0,039 *** (0,009) | 0,020 *** (0,005) | 0,012 * (0,006) | 0,057 *** (0,012) | -0,004 (0,006) |
| Nível Sócio Ocupacional | | | | | | |
| Ocup. Manual | -0,269 *** (0,004) | -0,233 *** (0,005) | -0,268 *** (0,003) | -0,269 *** (0,004) | -0,257 *** (0,008) | -0,247 *** (0,005) |
| Ocup. Superior | 0,393 *** (0,004) | 0,337 *** (0,006) | 0,324 *** (0,005) | 0,404 *** (0,004) | 0,335 *** (0,007) | 0,331 *** (0,005) |
| Posição na Ocupação | | | | | | |
| Empreg. sem carteira | -0,174 *** (0,004) | -0,287 *** (0,006) | -0,196 *** (0,004) | -0,179 *** (0,004) | -0,302 *** (0,007) | -0,184 *** (0,004) |
| Autônomo | 0,029 *** (0,004) | -0,088 *** (0,007) | -0,060 *** (0,004) | 0,025 *** (0,004) | -0,092 *** (0,007) | -0,057 *** (0,004) |

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico Brasileiro de 2010 – IBGE/IPUMS-I.

Notas: *p<0,05, **p<0,01, ***p<0,001. Erro padrão linearizado entre parênteses. Considera o desenho amostral completo.

(fim)

| Variáveis | Modelos sem correção | | | Modelos com correção do viés | | |
|---|-----------------------|-----------------------|-----------------------|------------------------------|-----------------------|-----------------------|
| | Casados | Solteiros | Unidos | Casados | Solteiros | Unidos |
| Profissional Liberal | 0,098 *** (0,012) | -0,035 * (0,016) | 0,006 (0,018) | 0,093 *** (0,012) | -0,047 ** (0,017) | 0,014 (0,018) |
| Funcionário Público | 0,139 *** (0,007) | 0,139 *** (0,012) | 0,121 *** (0,010) | 0,141 *** (0,007) | 0,138 *** (0,012) | 0,120 *** (0,010) |
| Jornada de Trabalho | | | | | | |
| Jornada parcial | 0,934 *** (0,006) | 0,810 *** (0,009) | 0,961 *** (0,007) | 0,940 *** (0,006) | 0,796 *** (0,010) | 0,978 *** (0,007) |
| Jornada excessiva | -0,228 *** (0,003) | -0,217 *** (0,006) | -0,247 *** (0,003) | -0,242 *** (0,004) | -0,182 *** (0,012) | -0,278 *** (0,005) |
| Setor de Atividade | | | | | | |
| Indústria | 0,079 *** (0,003) | 0,068 *** (0,005) | 0,040 *** (0,004) | 0,078 *** (0,003) | 0,085 *** (0,007) | 0,024 *** (0,004) |
| Construção | -0,021 *** (0,004) | 0,034 *** (0,007) | 0,006 (0,004) | -0,034 *** (0,004) | 0,050 *** (0,009) | -0,010 * (0,005) |
| Comércio | -0,008 * (0,003) | -0,043 *** (0,006) | -0,028 *** (0,004) | -0,009 ** (0,003) | -0,038 *** (0,006) | -0,033 *** (0,004) |
| Termos de controle de seletividade | | | | | | |
| _m1 | | | | -0,060 (0,050) | -0,334 *** (0,037) | 0,460 *** (0,058) |
| _m2 | | | | -0,481 *** (0,039) | -0,495 *** (0,080) | -0,022 (0,020) |
| _m3 | | | | -0,125 *** (0,022) | -0,529 *** (0,061) | 0,064 (0,047) |
| Constante | 1,852 *** (0,004) | 1,654 *** (0,006) | 1,826 *** (0,005) | 1,782 *** (0,018) | 1,493 *** (0,050) | 2,106 *** (0,037) |
| R2 | 0,488 | 0,465 | 0,442 | 0,489 | 0,466 | 0,442 |
| N. Observações | 384039 | 144149 | 260994 | 384039 | 144149 | 260994 |

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico Brasileiro de 2010 – IBGE/IPUMS-I.

Notas: *p<0,05, **p<0,01, ***p<0,001. Erro padrão linearizado entre parênteses. Considera o desenho amostral completo.

A TAB 5.5.6 está dividida em duas partes. Na primeira parte são apresentadas as médias observadas para o logaritmo natural do rendimento/hora dos homens de cada estado conjugal e os diferenciais de rendimentos, em relação ao grupo de solteiros. Como o diferencial bruto omite diferenças de composição entre os grupos, são também apresentados os resultados das decomposições dos diferenciais, considerando as características observáveis de solteiros, unidos e casados. Estes resultados seguem de perto aqueles apresentados anteriormente na seção 5.4 e as diferenças devem-se à forma como a decomposição foi especificada. Na seção 5.4, a decomposição foi operacionalizada de forma alternativa, em que o modelo de referência correspondia a uma regressão conjunta com os três estados conjugais e variáveis binárias para indicar se o

indivíduo era casado ou unido. Nesta seção, utiliza-se a decomposição de Oaxaca-Blinder tradicional, pois não é possível estimar uma regressão com os três estados conjugais e que simultaneamente considere o viés de seleção no estado conjugal.

Na segunda parte da TAB 5.5.6 são apresentados os valores médios preditos do rendimento/hora, obtidos a partir das estimativas corrigidas para o viés de seleção no estado conjugal. São também apresentados os resultados das decomposições de rendimentos, que incluem, além do efeito composição e do efeito não explicado, o efeito da seleção no estado conjugal.

Observa-se que o diferencial bruto de rendimentos encontrado para os homens unidos é negativo, estes recebem, em média, 12,9% a menos do que os solteiros; e é positivo para os homens casados, que recebem, em média, 22,4% a mais do que os solteiros. Quando a heterogeneidade dos homens em cada estado conjugal é considerada, ou seja, considerando as diferenças nas características produtivas observáveis, o diferencial entre rendimentos torna-se positivo para os unidos e se acentua entre os casados. É o que mostra o resultado da decomposição com controle para características observáveis, cuja parte não explicada indica um aumento no rendimento/hora de 16,1% para os unidos e de 28,1% para os casados, em relação aos homens solteiros, devido ao efeito da estrutura salarial.

Ao considerar o viés de seleção no estado conjugal, nota-se que as médias preditas dos rendimentos/hora dos homens solteiros e casados são menores do que as observadas¹⁶. Este é um indício de que tanto solteiros quanto casados são positivamente selecionados nestes estados conjugais – características não observáveis que fazem aumentar os rendimentos também aumentam as chances do indivíduo ser casado ou solteiro. Assim, ao descontar o efeito da seleção, que é positivo para ambos, os rendimentos médios preditos se reduzem.

¹⁶ Para o cálculo do rendimento/hora médio predito pelo modelo com correção do viés, seguiu-se a sugestão de Jann (2008) que afirma que a forma mais direta de contabilizar o viés de seleção em uma decomposição é deduzindo os efeitos de seleção do diferencial total. Este mesmo raciocínio foi aplicado aqui. Assim, o rendimento/hora predito apresentado é líquido dos efeitos da seletividade no estado conjugal.

Para os homens unidos, ao contrário, observa-se seletividade negativa no estado conjugal – características não observáveis que tornam mais provável que um indivíduo viva em união consensual são também características associadas a rendimentos menores no mercado de trabalho. Assim, ao corrigir o viés de seleção, observa-se aumento na média predita para o rendimento/hora dos unidos, em comparação à média sem correção.

Para o diferencial de rendimentos, foco da análise, a correção da seletividade no estado conjugal reduz o diferencial de rendimentos entre casados e solteiros. Ainda assim, o diferencial restante apresenta uma magnitude expressiva, diminuindo de 22,4% para 18,5%, quando o efeito de seleção é considerado.

Com relação aos homens em união consensual, o diferencial de rendimentos, antes negativo, torna-se positivo quando a seletividade é considerada. A seletividade positiva dos homens solteiros e a seletividade negativa dos homens unidos no estado conjugal fazem com que o rendimento predito dos solteiros se reduza, em comparação ao rendimento observado, e que o rendimento predito dos unidos seja maior do que o observado. Como consequência, o diferencial de rendimentos entre unidos e solteiros, que era de -12,9%, em detrimento dos unidos, passa a ser de 12,8%, a favor dos unidos.

Com relação à decomposição dos diferenciais de rendimentos entre unidos e solteiros, pode-se observar que os retornos às suas características no mercado de trabalho são maiores do que os percebidos pelos homens solteiros. Quando apenas as características observáveis são controladas, o diferencial negativo entre unidos e casados é explicado pelo efeito de composição – as características médias observáveis dos homens unidos são associadas a menores rendimentos, em comparação à composição do grupo de homens solteiros. O efeito da estrutura salarial beneficia os homens unidos e compensa, em parte, mas não totalmente, o efeito negativo da composição destes. Quando são controladas as características observáveis e a seleção no estado conjugal, nota-se que, para o caso dos homens unidos, tanto o efeito da composição quanto o efeito da seleção no estado conjugal associam-se a reduções nos rendimentos médios preditos, de -28,9% e -22,8%, respectivamente. O efeito dos coeficientes, por sua vez, continua associado a aumentos nos rendimentos médios, de 58,7%, e sinaliza

que as características observáveis dos unidos são mais valorizadas no mercado de trabalho do que as dos solteiros. Conforme já mencionado, após o controle do efeito de seleção, o diferencial de rendimento entre unidos e solteiros, descontado este efeito, torna-se positivo e igual a 12,8%. Os homens unidos são negativamente selecionados neste estado conjugal, o que significa que homens com potenciais de rendimentos mais elevados não escolhem a união consensual, podendo escolher ou permanecer solteiro ou se casar formalmente. Voltando à TAB 5.5.5, dado que o termo de controle de seletividade ‘_m1’ é o único estatisticamente significativo na equação de rendimentos dos unidos, pode-se inferir que os homens com potenciais de rendimentos mais elevados escolhem permanecer solteiros, em detrimento da união consensual¹⁷.

Os resultados das decomposições do diferencial de rendimentos entre casados e solteiros mostram que o efeito da estrutura salarial é dominante. Tanto a decomposição que considera somente as características observáveis quanto a decomposição que inclui o efeito da seleção indicam que o efeito de composição é pequeno e mostram que o grupo dos homens solteiros, em geral, possui características observáveis um pouco melhores do que os casados. As características não observáveis dos homens casados, por outro lado, associam-se a maiores rendimentos. O efeito, entretanto, é pequeno, em comparação ao efeito dos coeficientes: observa-se um aumento de 3,2%, em média, nos rendimentos dos casados, relacionados ao processo de seleção neste estado conjugal, enquanto a parte não explicada da decomposição responde por 26,3% do diferencial.

Dados os resultados alcançados, conclui-se que a hipótese da seletividade, que postula que características mais valorizadas no mercado de trabalho são também características que aumentam as chances de um homem ser casado, explica muito pouco do prêmio do casamento encontrado para os homens brasileiros. O prêmio da coabitação também não parece ser explicado por efeitos de

¹⁷ As variáveis _m1, _m2 e _m3 incluídas nos modelos de regressão com correção do viés de seleção no estado conjugal (TAB 5.5.5) representam os termos de controle da seletividade associados aos estados conjugais solteiro, unido e casado, respectivamente.

seletividade no estado conjugal, pois ao contrário do observado entre os casados, os unidos são negativamente selecionados.

TABELA 5.5.6 – Médias previstas para o logaritmo natural do rendimento/hora e diferenciais entre solteiros, unidos e casados. Estimativas separadas por estado conjugal, sem e com correção para o viés de seleção no estado conjugal. Homens adultos ocupados – Brasil urbano, 2010.

| | Solteiros | Casados | Unidos |
|---|-----------|--------------------|----------------------|
| 1.1 Ln Rendimento/hora observado | | | |
| Média observada | 1,833 | 2,036 | 1,695 |
| Diferencial de rendimentos total: | | 0,202 22,4% | -0,139 -12,9% |
| 1.2 Controle para características observáveis | | | |
| Parte não explicada da decomposição: | | 0,248 28,1% | 0,149 16,1% |
| Parte explicada da decomposição: | | -0,045 -4,4% | -0,288 -25,0% |
| 2.1 Ln Rendimento/hora após controle do viés de seleção | | | |
| Média prevista - com correção do viés de seleção | 1,736 | 1,907 | 1,856 |
| Diferencial de rendimentos com correção: | | 0,171 18,6% | 0,120 12,8% |
| 2.2 Controle para características observáveis e seleção no estado conjugal | | | |
| Parte não explicada da decomposição: | | 0,233 26,3% | 0,462 58,7% |
| Parte explicada da decomposição: | | -0,062 -6,0% | -0,342 -28,9% |
| Efeito da seleção: | | 0,031 3,2% | -0,259 -22,8% |

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico Brasileiro de 2010 – IBGE/IPUMS-I.

Notas: Diferenciais calculados em relação ao grupos dos solteiros. Estimativas consideram o desenho amostral completo. Resultados apresentados em escala logarítmica. Para percentuais, utiliza-se a seguinte fórmula: $[\text{Exp}(\text{Coef.})-1]*100$.

Este método de correção da seletividade no estado conjugal possui limitações importantes. Entre elas, o método é sensível ao instrumento de identificação escolhido (neste caso, a religião) e, da forma como foi especificado, pressupõe que todas as variáveis da equação de rendimentos influenciam o estado conjugal. Assim, apesar da pertinência dos resultados, estes devem ser considerados com ressalvas.

Não obstante, os resultados para os homens casados estão alinhados com grande parte dos estudos que se dedicaram a avaliar a hipótese da seletividade

como explicação principal para o prêmio salarial masculino do casamento. A maioria dos estudos indica que apesar de ter algum impacto nos prêmios estimados, controles para a seletividade não eliminam a associação positiva entre rendimentos e casamento para os homens (Ribar, 2004; Leonard e Stanley, 2015). Leonard e Stanley (2015) mostram, a partir de uma meta análise, que o efeito da seletividade é relativamente pequeno e diminui em apenas 2% o prêmio do casamento para os homens americanos. A investigação até agora conduzida e a própria literatura deixam espaço para explicações alternativas para o prêmio, como a discriminação e a produtividade. Para avaliar a questão da discriminação como explicação possível para o prêmio do casamento e também da coabitação para os homens brasileiros, a próxima seção investiga a relação entre rendimentos e estado conjugal para cada posição na ocupação separadamente.

5.6 ANÁLISES POR POSIÇÃO NA OCUPAÇÃO

Os homens da amostra foram divididos segundo a posição na ocupação, originando cinco subgrupos, aqui analisados separadamente: empregados com carteira, empregados sem carteira, autônomos, profissionais liberais e funcionários públicos. Uma das motivações centrais para as análises separadas por posição na ocupação é avaliar se a discriminação por parte do empregador, favorável aos homens casados, pode ser considerada como hipótese plausível por trás dos prêmios associados à presença de cônjuge para os homens brasileiros. Ao desagregar a amostra e dividi-la por posição na ocupação, sendo a discriminação fator importante, seria razoável esperar maiores prêmios para empregados com carteira, por exemplo, e menores prêmios associados ao casamento e à união consensual para os autônomos e profissionais liberais, haja vista que estes últimos, por definição, não possuem um empregador que determina seus cargos e salários.

A distribuição da amostra por estado conjugal e os rendimentos médios observados são claramente diferenciados entre os subgrupos. A frequência da

amostra segundo a posição na ocupação, e respectivas proporções em cada estado conjugal, é apresentada na TAB 5.6.1. Ao dividir a amostra por posição na ocupação, nota-se maior concentração relativa de casados entre os funcionários públicos – aproximadamente 57% dos funcionários públicos estava casado. Notam-se, também, maiores concentrações de solteiros entre os profissionais liberais – quase 28% dos profissionais estava solteiro; e de unidos entre os empregados sem carteira (41%), em comparação às demais posições.

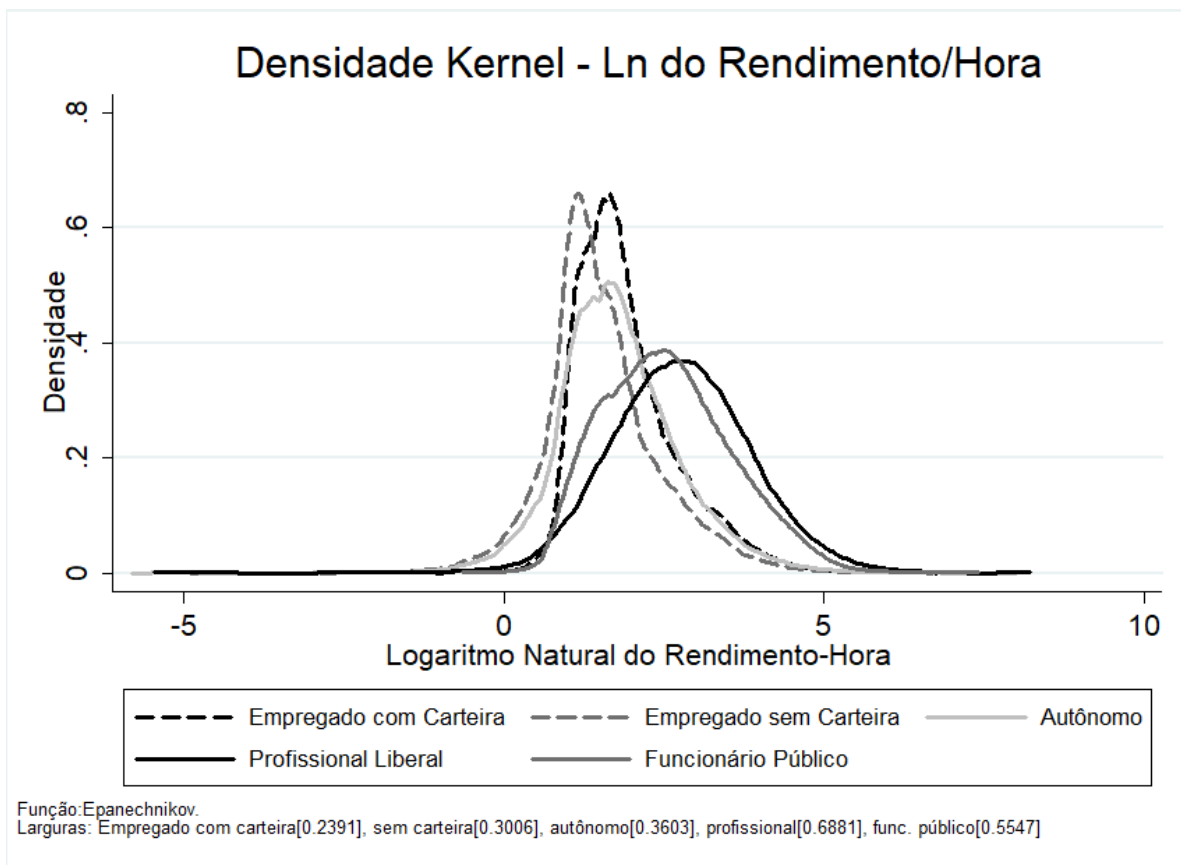
TABELA 5.6.1 – Frequência e proporção de casados, solteiros e unidos, por posição na ocupação. Homens adultos ocupados – Brasil urbano, 2010.

| Posição na Ocupação | Frequência | Proporção (%) | | | Total |
|-------------------------|----------------|---------------|-------------|-------------|------------|
| | | Casados | Solteiros | Unidos | |
| Empregados com Carteira | 444.742 | 49,3 | 19,5 | 31,2 | 100 |
| Empregados sem Carteira | 124.784 | 36,9 | 21,7 | 41,4 | 100 |
| Autônomos | 163.376 | 47,8 | 14,4 | 37,8 | 100 |
| Profissionais Liberais | 17.126 | 50,9 | 27,8 | 21,3 | 100 |
| Funcionários Públicos | 39.154 | 57,4 | 20,7 | 21,9 | 100 |
| TOTAL | 789.182 | 47,6 | 19,0 | 33,3 | 100 |

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico Brasileiro de 2010 – IBGE/IPUMS-I.

As estimativas de densidade kernel, mostradas na FIG 5.6.1, permitem visualizar a distribuição dos rendimentos horários para cada posição na ocupação. Empregados com e sem carteira, por um lado, e profissionais liberais e funcionários públicos, por outro, apresentam curvas de distribuição semelhantes na forma; mas com posições relativas distintas ao longo da distribuição de rendimentos. O deslocamento à direita dos empregados com carteira e dos profissionais liberais reflete seus maiores rendimentos/hora médios, em relação aos empregados sem carteira e funcionários públicos, respectivamente. A curva dos autônomos assemelha-se um pouco à dos empregados, mas os rendimentos/hora aparecem mais bem distribuídos.

FIGURA 5.6.1 – Estimativas de densidade Kernel para o logaritmo natural do rendimento/hora, por posição na ocupação. Homens adultos ocupados – Brasil urbano, 2010.



Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico Brasileiro de 2010 – IBGE/IPUMS-I.

Os profissionais liberais são os que exibem os maiores rendimentos/hora médios, R\$28,61, seguidos pelos funcionários públicos, R\$22,17 por hora de trabalho. Em média, empregados com carteira e autônomos recebem R\$10,39 e R\$10,06, respectivamente. Os empregados sem carteira exibem os menores rendimentos/hora médios observados (R\$7,62). Para cada uma das posições na ocupação, os homens casados, em média, ganham mais do que os homens solteiros ou unidos, por hora de trabalho, conforme pode ser observado na TAB 5.6.2. De acordo com o teste de médias, realizado por meio da estatística t, os rendimentos/hora médios dos homens unidos e solteiros não são estatisticamente

diferentes para os subgrupos dos autônomos e dos profissionais liberais (TAB 5.6.2)¹⁸.

TABELA 5.6.2 – Rendimento/hora médio de casados, solteiros e unidos, segundo posição na ocupação. Homens adultos ocupados – Brasil urbano, 2010.

| Posição na Ocupação | Rendimento/hora médio (R\$) | | | | Diferenças entre médias | |
|----------------------|-----------------------------|--------------|-------------|--------------|-------------------------|------------------|
| | Casados | Solteiros | Unidos | TOTAL | Casados | Unidos |
| Empreg. com carteira | 12,06 | 9,83 | 8,11 | 10,39 | 2,24 *** | -1,72 *** |
| Empreg. sem carteira | 9,25 | 7,13 | 6,42 | 7,62 | 2,12 *** | -0,71 *** |
| Autônomo | 11,31 | 9,25 | 8,79 | 10,06 | 2,06 *** | -0,46 * |
| Profissional Liberal | 33,99 | 22,92 | 23,19 | 28,61 | 11,06 *** | 0,26 |
| Funcionário Público | 24,68 | 19,78 | 17,88 | 22,17 | 4,90 *** | -1,90 ** |
| TOTAL | 12,83 | 10,24 | 8,48 | 10,89 | 2,59 *** | -1,76 *** |

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico Brasileiro de 2010 – IBGE/IPUMS-I.

Notas: *p<0,05, **p<0,01, ***p<0,001. Diferenças entre médias em relação ao grupo dos homens solteiros. Considera o desenho amostral completo.

Modelos multinomiais para o estado conjugal foram empregados como um recurso para descrever a amostra de maneira mais resumida, para cada posição na ocupação. Os resultados constam nos Anexos (TAB A4 até TAB A6) e são apresentados em termos de efeitos marginais¹⁹. De maneira geral, os resultados encontrados por posição na ocupação são semelhantes aos resultados para toda a amostra (descritos na seção 5.1). Entretanto, algumas diferenças podem ser observadas quando a amostra é dividida e analisada por posição na ocupação.

Nota-se, por exemplo, que o ensino superior, associado positivamente à probabilidade de um homem estar casado, não se mostra significativamente associado a esta probabilidade para os empregados sem carteira e para os funcionários públicos. Para os funcionários públicos, ocupações de nível superior

¹⁸ Estes resultados já foram apresentados anteriormente na seção 5.1 e constam em parte da TAB 5.1.4.

¹⁹ As referidas tabelas nos Anexos apresentam primeiro, todos os efeitos marginais para as probabilidades de ser casado (TAB A4); em seguida, as probabilidades de ser solteiro (TAB A5); e, por fim, os efeitos marginais para as probabilidades de ser unido (TAB A6). Para cada posição na ocupação, o somatório das probabilidades de ser casado, solteiro e unido são sempre iguais a zero. Desse modo, se uma característica diminui a probabilidade de observar um homem solteiro ou unido, por exemplo, esta mesma característica, necessariamente, aumenta a probabilidade de observar um homem casado, para a posição na ocupação considerada.

também não são estatisticamente associadas à probabilidade de ser casado. Outra diferença é que a região Centro Oeste reduz as chances de se observar um homem casado apenas entre os empregados com carteira, sendo não significativo para as demais posições.

A ocupação manual associa-se a maiores probabilidades de um homem ser solteiro, exceto entre os funcionários públicos. A raça/cor preta ou parda diminui as probabilidades de um homem ser solteiro, mas o efeito não é significativo para empregados sem carteira, autônomos e profissionais liberais. A probabilidade de um homem estar em união consensual segundo a faixa etária é diferente para os profissionais liberais, em que faixas etárias mais velhas mostram-se positivamente associadas à probabilidade de um homem estar unido. Para os funcionários públicos, faixas etárias mais avançadas não se associam significativamente à probabilidade de união consensual, tampouco a jornada de trabalho excessiva.

Os resultados das regressões lineares apresentadas na TAB 5.6.3 mostram prêmios associados ao casamento e, em menor magnitude, à união consensual, para cada posição na ocupação²⁰. Para facilitar a comparação, a FIG 5.6.2 apresenta a mudança percentual no rendimento/hora associada ao casamento e à coabitação estimada para cada posição na ocupação. Conforme se observa claramente na FIG 5.6.2, ambos os prêmios mostram-se menores para os empregados com carteira e maiores para os profissionais liberais. O prêmio associado ao casamento equivale a um aumento de 59,0% no rendimento/hora de profissionais liberais e de apenas 23,6% para os empregados com carteira. Os coeficientes associados à união consensual também indicam prêmios mais elevados para os profissionais liberais (aumento de 28,8% em seus rendimentos horários) e de menor magnitude para os empregados com carteira (12,4%).

²⁰ Para os profissionais liberais, a variável de nível sócio ocupacional não se aplica, pois todos os trabalhadores deste grupo, por definição, estão em uma ocupação de nível superior. Para os funcionários públicos, a variável setor de atividade não foi considerada, pois a quase totalidade trabalha no setor de serviço – 97,6% dos funcionários públicos estão inseridos no setor dos serviços e os 2,4% restantes encontram-se no setor da indústria. Devido a esta alta concentração, optou-se por suprimir a variável setor de atividade dos modelos de regressão para este grupo ocupacional.

TABELA 5.6.3 – Modelos de regressão linear para o logaritmo natural do rendimento/hora. Estimativas separadas por posição na ocupação. Homens adultos ocupados – Brasil urbano, 2010.

| Variáveis | Empregados sem carteira | Empregados com carteira | Funcionários Públicos | Autônomos | Profissionais Liberais |
|--------------------------------|-------------------------|-------------------------|-----------------------|-----------------------|------------------------|
| (continua) | | | | | |
| Estado Conjugal | | | | | |
| Unido | 0,197 *** (0,006) | 0,117 *** (0,003) | 0,159 *** (0,015) | 0,157 *** (0,007) | 0,253 *** (0,024) |
| Casado | 0,296 *** (0,007) | 0,212 *** (0,003) | 0,258 *** (0,013) | 0,297 *** (0,007) | 0,464 *** (0,021) |
| Faixa Etária | | | | | |
| 30 a 34 anos | 0,068 *** (0,006) | 0,078 *** (0,003) | 0,108 *** (0,015) | 0,075 *** (0,007) | 0,153 *** (0,023) |
| 35 a 39 anos | 0,117 *** (0,007) | 0,127 *** (0,003) | 0,182 *** (0,015) | 0,112 *** (0,007) | 0,203 *** (0,025) |
| 40 a 44 anos | 0,132 *** (0,007) | 0,167 *** (0,003) | 0,277 *** (0,015) | 0,141 *** (0,007) | 0,238 *** (0,028) |
| 45 a 49 anos | 0,153 *** (0,008) | 0,203 *** (0,004) | 0,344 *** (0,016) | 0,147 *** (0,008) | 0,282 *** (0,027) |
| Nível de Escolaridade | | | | | |
| Sem Escolaridade | -0,300 *** (0,007) | -0,263 *** (0,003) | -0,389 *** (0,018) | -0,401 *** (0,006) | -0,471 *** (0,036) |
| Ens. Fundamental | -0,166 *** (0,006) | -0,165 *** (0,002) | -0,295 *** (0,013) | -0,216 *** (0,006) | -0,337 *** (0,027) |
| Ens. Superior | 0,569 *** (0,014) | 0,630 *** (0,005) | 0,619 *** (0,011) | 0,444 *** (0,014) | 0,584 *** (0,019) |
| Raça/Cor | | | | | |
| Cor parda | -0,099 *** (0,005) | -0,113 *** (0,002) | -0,195 *** (0,010) | -0,143 *** (0,005) | -0,230 *** (0,021) |
| Cor preta | -0,105 *** (0,008) | -0,126 *** (0,003) | -0,200 *** (0,017) | -0,157 *** (0,008) | -0,285 *** (0,041) |
| Região Metropolitana | | | | | |
| Reg. Metropolitana | 0,153 *** (0,005) | 0,095 *** (0,002) | 0,339 *** (0,009) | 0,132 *** (0,004) | 0,268 *** (0,015) |
| Macrorregião | | | | | |
| Norte | -0,184 *** (0,009) | -0,120 *** (0,005) | -0,009 (0,015) | -0,233 *** (0,009) | -0,004 (0,041) |
| Nordeste | -0,424 *** (0,006) | -0,288 *** (0,003) | -0,149 *** (0,012) | -0,489 *** (0,006) | -0,206 *** (0,024) |
| Sul | -0,023 ** (0,007) | -0,039 *** (0,002) | -0,024 (0,013) | -0,010 (0,006) | -0,075 *** (0,019) |
| Centro Oeste | 0,031 *** (0,009) | -0,014 *** (0,004) | 0,201 *** (0,016) | 0,057 *** (0,008) | 0,077 * (0,034) |
| Nível Sócio Ocupacional | | | | | |
| Ocup. Manual | -0,278 *** (0,005) | -0,229 *** (0,002) | -0,270 *** (0,014) | -0,350 *** (0,008) | NA |
| Ocup. Superior | 0,343 *** (0,008) | 0,387 *** (0,003) | 0,360 *** (0,011) | 0,300 *** (0,008) | NA |

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico Brasileiro de 2010 – IBGE/IPUMS-I.

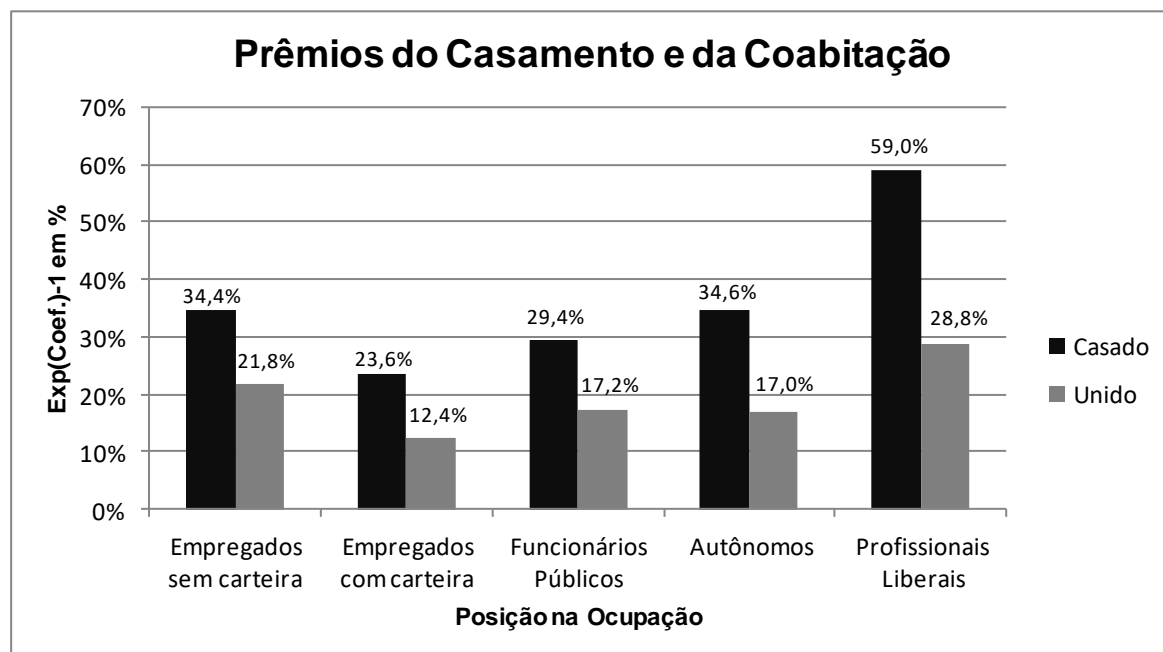
Notas: *p<0,05, **p<0,01, ***p<0,001. Erro padrão linearizado entre parênteses. Considera o desenho amostral completo.

| Variáveis | (fim) | | | | |
|----------------------------|-------------------------|-------------------------|-----------------------|-----------------------|------------------------|
| | Empregados sem carteira | Empregados com carteira | Funcionários Públicos | Autônomos | Profissionais Liberais |
| Jornada de Trabalho | | | | | |
| Jornada parcial | 0,760 *** (0,009) | 1,145 *** (0,006) | 0,448 *** (0,014) | 0,800 *** (0,009) | 0,698 *** (0,024) |
| Jornada excessiva | -0,279 *** (0,005) | -0,248 *** (0,003) | -0,256 *** (0,016) | -0,225 *** (0,005) | -0,136 *** (0,018) |
| Setor de Atividade | | | | | |
| Indústria | 0,005 (0,007) | 0,098 *** (0,002) | NA | -0,015 (0,009) | -0,210 *** (0,031) |
| Construção | -0,015 * (0,006) | 0,045 *** (0,003) | NA | -0,077 *** (0,006) | 0,051 (0,043) |
| Comércio | -0,029 *** (0,006) | -0,030 *** (0,003) | NA | 0,033 *** (0,006) | -0,195 *** (0,025) |
| Constante | 1,469 *** (0,009) | 1,628 *** (0,003) | 1,656 *** (0,016) | 1,752 *** (0,009) | 1,885 *** (0,027) |
| R2 | 0,421 | 0,534 | 0,462 | 0,328 | 0,319 |
| N. Observações | 124784 | 444742 | 39154 | 163376 | 17126 |

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico Brasileiro de 2010 – IBGE/IPUMS-I.

Notas: *p<0,05, **p<0,01, ***p<0,001. Erro padrão linearizado entre parênteses. Considera o desenho amostral completo.

FIGURA 5.6.2 – Coeficientes o para o casamento e para a coabitação.
Regressões lineares para o logaritmo natural do rendimento/hora.
Estimativas separadas por posição na ocupação. Homens adultos ocupados
– Brasil urbano, 2010.

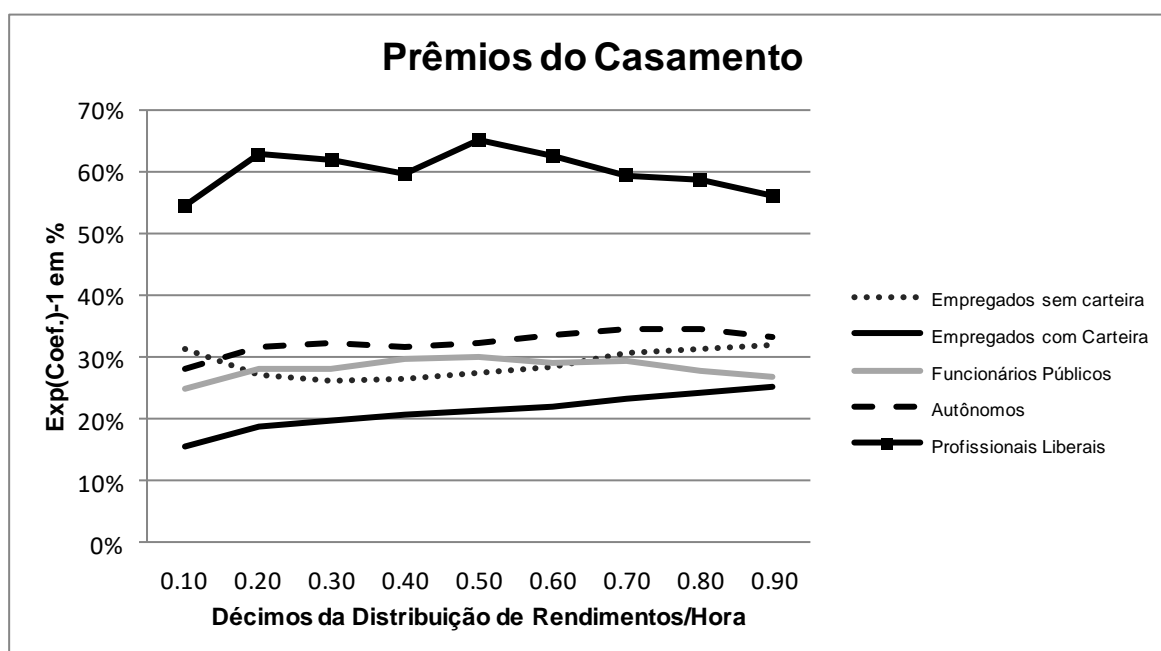


Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico Brasileiro de 2010 – IBGE/IPUMS-I.

Regressões quantílicas informam que não apenas a magnitude dos prêmios, mas também a dinâmica destes ao longo da curva de rendimentos é diferente entre as posições na ocupação. Para cada posição, foi estimada uma regressão quantílica para os décimos da distribuição de rendimentos horários. Os coeficientes para o casamento e para a coabitação, expressos em mudanças percentuais, constam na FIG 5.6.3 e na FIG 5.6.4, respectivamente.

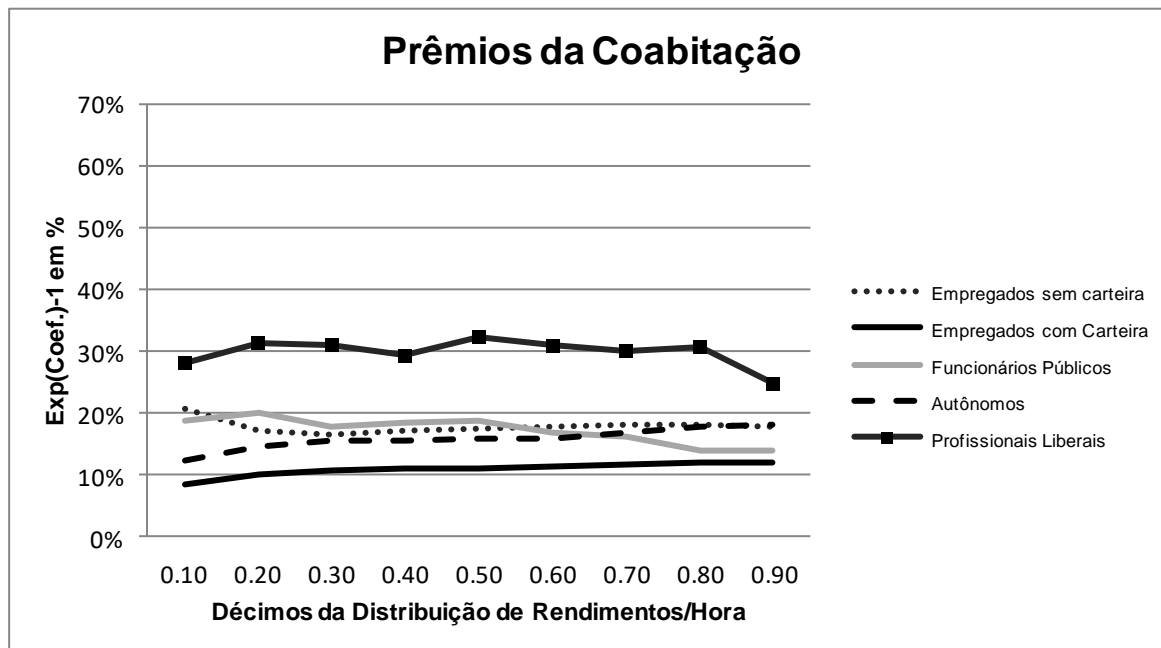
Para os empregados com carteira, os prêmios do casamento e da coabitação tendem a se elevar à medida que aumenta o rendimento/hora. Por exemplo, para os empregados casados do primeiro décimo (FIG 5.6.3), o prêmio equivale a 15% e chega a 25% entre os casados com os rendimentos mais elevados. Para os profissionais liberais, a curva que ilustra o prêmio do casamento estimado a cada décimo da distribuição de rendimentos/hora, por sua vez, apresenta aspecto ligeiramente convexo – o prêmio do casamento aumenta até a metade da distribuição (65%) e diminui a partir de então, atingindo 56% no último décimo.

FIGURA 5.6.3 – Coeficientes para o casamento. Regressões quantílicas para o logaritmo natural do rendimento/hora. Estimativas separadas por posição na ocupação. Homens adultos ocupados – Brasil urbano, 2010.



Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico Brasileiro de 2010 – IBGE/IPUMS-I.

FIGURA 5.6.4 – Coeficientes para a coabitação. Regressões quantílicas para o logaritmo natural do rendimento/hora. Estimativas separadas por posição na ocupação. Homens adultos ocupados – Brasil urbano, 2010.



Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico Brasileiro de 2010 – IBGE/IPUMS-I.

Para os empregados sem carteira, o prêmio do casamento estimado por meio da regressão linear assemelha-se ao prêmio dos autônomos – 34,4% e 34,6%, respectivamente, conforme mostram a TAB 5.6.3 e a FIG 5.6.2. Entretanto, na regressão quantílica, os empregados sem carteira mostram concavidade na linha que representa os coeficientes estimados para o prêmio do casamento. Para estes, os maiores prêmios estão localizados nas extremidades da distribuição de rendimentos/hora, conforme mostra a linha pontilhada da FIG 5.6.3. Para os trabalhadores autônomos, embora com alguma oscilação nos valores, a linha tracejada da FIG 5.6.3 mostra tendência de aumento na magnitude do prêmio do casamento ao longo da distribuição de rendimentos – de 28% no primeiro décimo para 33% no último décimo da distribuição do rendimento/hora.

Os coeficientes estimados para a coabitação nas regressões lineares exibidas na TAB 5.6.3 indicam que viver em união consensual associa-se a um aumento médio de 17% no rendimento/hora tanto dos autônomos quanto dos funcionários públicos. Novamente, através da regressão quantílica, é possível perceber

diferenças interessantes. Enquanto que para os autônomos os prêmios da coabitação aumentam com o nível do rendimento/hora (linha tracejada da FIG 5.6.4), entre os funcionários públicos tendência inversa é observada. Conforme mostra a linha cinza da FIG 5.6.4, à medida que aumenta o nível de rendimento, o prêmio associado à união consensual tende a diminuir sua magnitude entre os funcionários públicos.

Portanto, dentre todas as posições na ocupação, os empregados com carteira apresentam os menores prêmios para o casamento e para a coabitação, tanto na regressão para a média quanto na regressão quantílica. Por outro lado, os profissionais liberais se destacam dos demais, com os maiores prêmios observados. Os maiores prêmios para os profissionais liberais e os prêmios positivos e significativos encontrados para os trabalhadores autônomos lançam dúvidas sobre a hipótese de que a discriminação por parte do empregador seja fator preponderante por trás do fenômeno.

Loh (1996, apud Strike, 2012) abordou a possibilidade de que os empregadores discriminam a favor dos homens casados, analisando o diferencial de rendimentos entre trabalhadores autônomos casados e autônomos solteiros. Segundo Strike (2012), se a discriminação do empregador é a origem do prêmio, então autônomos casados não deveriam receber um prêmio pelo casamento. Os resultados encontrados por Loh (1996, apud Strike, 2012) mostraram uma penalidade para os autônomos casados. Este resultado foi interpretado como evidência para rejeitar a teoria de que o casamento tornasse os homens mais produtivos e para aceitar a discriminação do empregador como potencial explicação para o prêmio.

Os resultados aqui encontrados indicam que a discriminação do empregador não parece ser o principal fator por trás dos prêmios, pois autônomos e profissionais liberais casados ou em coabitação recebem prêmios positivos e significativos em comparação aos solteiros da mesma posição na ocupação. Estes resultados se assemelham ao de Jacobsen e Rayack (1996), que encontraram um prêmio significativo para o casamento entre os trabalhadores conta própria e concluiu que o prêmio não parece ser derivado de uma suposta discriminação por parte do empregador, favorável aos homens casados. Ribar (2004) argumenta, inclusive,

que não faz sentido, em uma economia competitiva, que o diferencial de rendimentos segundo o estado conjugal seja reflexo de preferências dos empregadores e supervisores. Para o autor, pagar prêmios para os homens casados, baseado apenas em preferências e crenças, e não em diferenças reais na produtividade ou nos custos de contratação seria uma desvantagem para as empresas e empregadores.

5.7 PRÊMIOS E PENALIDADES PARA CARACTERÍSTICAS DA ESPOSA/PARCEIRA – ESCOLARIDADE E TRABALHO DA MULHER

Esta seção propõe investigar o efeito das características da esposa/parceira sobre os rendimentos masculinos. O objetivo é analisar os prêmios e penalidades associados especificamente à escolaridade e ao trabalho remunerado da esposa/parceira. E, também, mostrar que uma grande parte dos prêmios do casamento e da coabitação está associada às características produtivas das mulheres, especialmente a escolaridade. Mas, antes de quaisquer conclusões, um exame mais atento dos dados se faz necessário.

A TAB 5.7.1 apresenta as análises descritivas para as características produtivas da esposa/parceira dos homens unidos e casados. Mais da metade das mulheres possui o mesmo nível de escolaridade que seus maridos/parceiros e 27,6% das mulheres apresentam níveis de escolaridade mais elevados. Estes resultados ilustram dois pontos, bastante citados nos estudos brasileiros: a homogamia por nível de escolaridade e a maior escolaridade da população feminina em relação à contraparte masculina. Em relação ao tipo de união, as proporções encontradas para a escolaridade relativa da mulher são semelhantes para unidos e casados. Por outro lado, as parceiras dos homens unidos apresentam menores níveis de escolaridade do que as esposas dos homens casados, o que já era esperado, dada a já citada homogamia por nível de escolaridade presente no mercado de casamentos e dada a maior escolaridade dos homens casados em relação aos homens unidos (conforme descrição da amostra apresentada na subseção 5.1).

A análise descritiva apresentada na TAB 5.7.1 também mostra que 36,2% das esposas e 41,8% das parceiras dos homens casados e unidos, respectivamente, não tinham trabalho remunerado. Dentre as que trabalhavam, a maior parte cumpria jornada de trabalho integral (definida como 31 a 48 horas de trabalho por semana), seguidas pelas que trabalhavam em jornada parcial. As três últimas linhas da TAB 5.7.1 mostram que, considerando apenas as mulheres que trabalham, mais de um quarto trabalha no mesmo tipo de ocupação²¹ ou no mesmo setor de atividade²² que seus companheiros²³. E que mais da metade das esposas/parceiras trabalham na mesma posição na ocupação que seus cônjuges.

TABELA 5.7.1 – Composição de casados e unidos, segundo características produtivas da esposa/parceira. Homens adultos ocupados com cônjuge – Brasil urbano, 2010.

| | Casados | Unidos | Total |
|--|---------|--------|-------|
| Escolaridade da esposa/parceira (%) | | | |
| Sem escolaridade | 16,4 | 24,7 | 19,8 |
| Ensino fundamental | 26,9 | 36,4 | 30,8 |
| Ensino médio | 39,0 | 31,9 | 36,1 |
| Ensino superior | 17,7 | 7,1 | 13,3 |
| Escolaridade da esposa/parceira em relação ao companheiro (%) | | | |
| Mulher tem escolaridade menor | 17,3 | 18,9 | 18,0 |
| Mulher tem escolaridade igual | 55,2 | 53,5 | 54,5 |
| Mulher tem escolaridade maior | 27,5 | 27,7 | 27,6 |
| Jornada de trabalho da esposa/parceira (%) | | | |
| Não trabalha | 36,3 | 41,9 | 38,6 |
| Trabalha - jornada parcial | 16,1 | 13,8 | 15,1 |
| Trabalha - jornada integral | 41,3 | 37,1 | 39,6 |
| Trabalha - jornada excessiva | 6,4 | 7,2 | 6,7 |
| Considerando somente as mulheres que trabalham: | | | |
| % no mesmo Tipo de Ocupação | 23,4 | 23,1 | 23,3 |
| % no mesmo Setor de Atividade | 23,0 | 21,1 | 22,3 |
| % na mesma Posição na Ocupação | 54,3 | 52,8 | 53,7 |

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico Brasileiro de 2010 – IBGE/IPUMS-I.

²¹ O tipo de ocupação considera as categorias da *International Standard Classification of Occupations* (ISCO-88).

²² O setor de atividade considera as categorias agregadas da *International Standard Industrial Classification* (ISIC).

²³ Cerca de 10% das mulheres que trabalham estão no mesmo setor e mesmo tipo de ocupação que seus companheiros.

As distribuições condicionais apresentadas nas próximas três tabelas ilustram a existência de homogamia em relação à escolaridade, à jornada de trabalho e à posição na ocupação. Conforme pode ser notado na TAB 5.7.2, a homogamia por escolaridade é mais intensa entre os homens com escolaridades mais altas. Para os homens com ensino superior, por exemplo, 62,2% de suas esposas/parceiras também possuem o ensino superior completo. A TAB 5.7.3 permite observar que, para os homens que trabalham em jornada parcial, a maior parte das mulheres também cumpre jornada parcial; para os homens com jornada de trabalho integral, a frequência relativa de esposas/parceiras com jornada integral é igualmente mais elevada. Para os homens que trabalham mais de 48 horas semanais, a maior parte das mulheres não trabalha – 40,9% das esposas/parceiras dos homens com jornada de trabalho excessiva não trabalha.

Para as posições na ocupação, é digno de nota observar que para os profissionais liberais, 31,3% das esposas/parceiras trabalham por conta própria – considerando conjuntamente aquelas que trabalham como autônomas e como profissionais liberais. Quase um terço das mulheres dos funcionários públicos são também funcionárias públicas. Estas duas posições na ocupação são as que apresentam as menores proporções relativas de esposas/parceiras que não trabalham (TAB 5.7.4).

TABELA 5.7.2 – Distribuição condicional da escolaridade da esposa/parceira, segundo escolaridade do homem. Homens adultos ocupados com cônjuge – Brasil urbano, 2010.

| | Escolaridade do homem | | | | Total |
|--|-----------------------|-----------------------|-----------------|--------------------|-------|
| | Sem Escolaridade | Ensino Fundamental | Ensino Médio | Ensino Superior | |
| Escolaridade da esposa/parceira (%) | | | | | |
| Sem escolaridade | 49,5 | 16,9 | 6,3 | 1,5 | 19,8 |
| Ensino fundamental | 32,1 | 49,7 | 19,7 | 6,1 | 30,8 |
| Ensino médio | 16,1 | 28,6 | 60,3 | 30,2 | 36,1 |
| Ensino superior | 2,3 | 4,8 | 13,7 | 62,2 | 13,3 |
| Total | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 |

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico Brasileiro de 2010 – IBGE/IPUMS-I.

TABELA 5.7.3 – Distribuição condicional da jornada de trabalho da esposa/parceira, segundo jornada de trabalho do homem. Homens adultos ocupados com cônjuge – Brasil urbano, 2010.

| | Jornada de Trabalho do homem | | | Total |
|---|------------------------------|------------------|-------------------|-------|
| | Jornada Parcial | Jornada Integral | Jornada Excessiva | |
| Jornada de trabalho da esposa/parceira (%) | | | | |
| Não trabalha | 38,7 | 37,8 | 40,9 | 38,6 |
| Trabalha - jornada parcial | 41,6 | 12,1 | 12,4 | 15,1 |
| Trabalha - jornada integral | 17,1 | 46,5 | 27,5 | 39,6 |
| Trabalha - jornada excessiva | 2,6 | 3,6 | 19,2 | 6,7 |
| Total | 100 | 100 | 100 | 100 |

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico Brasileiro de 2010 – IBGE/IPUMS-I.

TABELA 5.7.4 – Distribuição condicional da posição na ocupação da esposa/parceira, segundo posição na ocupação do homem. Homens adultos ocupados com cônjuge – Brasil urbano, 2010.

| | Posição na Ocupação do homem | | | | | Total |
|---|------------------------------|------------------------|-------------|----------------------|---------------------|-------|
| | Empregado com carteira | Empregado sem carteira | Autônomo | Profissional liberal | Funcionário público | |
| Posição na Ocupação da esposa/parceira (%) | | | | | | |
| Não Trabalha | 38,1 | 45,8 | 38,3 | 23,8 | 30,7 | 38,6 |
| Empregada com carteira | 39,8 | 19,8 | 23,4 | 29,1 | 20,0 | 32,6 |
| Empregada sem carteira | 10,9 | 25,3 | 11,2 | 5,7 | 7,3 | 12,7 |
| Autônoma | 6,3 | 5,3 | 20,5 | 12,9 | 6,2 | 9,3 |
| Profissional liberal | 1,1 | 0,6 | 1,8 | 18,5 | 2,3 | 1,6 |
| Empregadora | 0,5 | 0,4 | 0,5 | 1,7 | 1,0 | 0,5 |
| Funcionária pública | 3,3 | 2,8 | 4,3 | 8,4 | 32,5 | 4,8 |
| Total | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 |

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico Brasileiro de 2010 – IBGE/IPUMS-I.

Para estimar os prêmios e penalidades nos rendimentos masculinos associados às características produtivas de suas esposas/parceiras, foram estimadas regressões lineares com diferentes amostras. A variável dependente continua sendo o logaritmo do rendimento/hora e as variáveis de controle continuam as mesmas dos modelos anteriores – todos os modelos controlam pelas características individuais, geográficas e de inserção no mercado de trabalho dos

homens da amostra²⁴. A diferença é que além do estado conjugal, as novas especificações incluem, como variáveis de interesse, aquelas que indicam o nível de escolaridade e a situação ocupacional da mulher. Os resultados completos das regressões, com todos os parâmetros estimados podem ser encontrados nos Anexos, na TAB A7; as variáveis de controle apresentam os sinais esperados. A TAB 5.7.5 exibe os resultados para as variáveis de interesse apenas.

Na primeira coluna da TAB 5.7.5 são apresentados os resultados do modelo de regressão considerando todos os homens da amostra, ou seja, inclui os homens solteiros na estimativa. O resultado mais interessante desta regressão é a observação de que as características da esposa captam quase todo o efeito do prêmio da coabitação. Na regressão com indicadores para o estado conjugal apenas²⁵, a coabitação estava associada a um prêmio estatisticamente significativo de 15,7% em relação aos homens solteiros. Na especificação apresentada na TAB 5.7.5, o prêmio da coabitação se reduz para 0,8% e não é estatisticamente significativo a 1% de confiança. Isso não significa que o prêmio da coabitação tenha desaparecido. Ao que tudo indica, praticamente todo o prêmio, em termos de remuneração no mercado de trabalho, dos homens unidos como um todo está associado às características produtivas de suas parceiras.

O prêmio do casamento também se reduz, de 29,0%, no modelo que inclui apenas o estado conjugal²⁶ para 9,3% quando são incluídas as características produtivas das esposas, mas continua estatisticamente significativo, conforme mostra a TAB 5.7.5. Esta notável diminuição do prêmio do casamento e da coabitação quando se controla pelas características da esposa ou parceira indicam duas explicações potenciais para o fenômeno do prêmio salarial masculino no Brasil. Ou o prêmio, em grande parte, deve-se à homogamia, ou seletividade marital positiva, em que homens mais produtivos têm maiores chances de se casar ou coabitar com mulheres mais escolarizadas e

²⁴ As características individuais compreendem faixa etária, nível de escolaridade e raça/cor; as variáveis de localização geográficas incluem região metropolitana e macrorregião de residência; e, as variáveis para características da inserção no mercado de trabalho consideram o nível sócio ocupacional, a posição na ocupação, a jornada de trabalho e o setor de atividade.

²⁵ Ver TAB 5.2.2 na seção 5.2.

²⁶ Ver TAB 5.2.2 na seção 5.2.

potencialmente mais produtivas; ou esta grande parte do prêmio explicada pelas características da mulher está associada ao acesso ao capital humano e social da esposa/parceira²⁷.

TABELA 5.7.5 – Coeficientes estimados para estado conjugal e características produtivas da esposa/parceira. Modelos de regressão linear para o logaritmo natural do rendimento/hora. Homens adultos ocupados – Brasil urbano, 2010.

| Variáveis de interesse | (1) Todos da Amostra | (2) Homens com cônjuge | (3) Apenas unidos | (4) Apenas casados |
|---|----------------------------|------------------------------|-------------------------|--------------------------|
| Estado Conjugal | | | | |
| Unido | 0,008 * (0,003) | NA | NA | NA |
| Casado | 0,089 *** (0,003) | 0,079 *** (0,002) | NA | NA |
| Nível de Escolaridade da Esposa/Parceira | | | | |
| Mulher - Ens. Fundamental | 0,086 *** (0,003) | 0,090 *** (0,003) | 0,099 *** (0,004) | 0,080 *** (0,004) |
| Mulher - Ens. Médio | 0,186 *** (0,003) | 0,191 *** (0,003) | 0,212 *** (0,004) | 0,174 *** (0,004) |
| Mulher - Ens. Superior | 0,424 *** (0,004) | 0,427 *** (0,004) | 0,446 *** (0,008) | 0,409 *** (0,005) |
| Jornada de Trabalho da Esposa/Parceira | | | | |
| Mulher - Jornada Parcial | 0,032 *** (0,003) | 0,024 *** (0,003) | 0,054 *** (0,005) | 0,004 (0,004) |
| Mulher - Jornada Integral | -0,046 *** (0,003) | -0,047 *** (0,003) | 0,000 (0,004) | -0,077 *** (0,004) |
| Mulher - Jornada Excessiva | -0,085 *** (0,004) | -0,086 *** (0,004) | -0,044 *** (0,006) | -0,116 *** (0,006) |
| Inserção no Mercado de Trabalho da Esposa/Parceira | | | | |
| Mulher - mesmo Tipo de Ocupação | 0,019 *** (0,003) | 0,018 *** (0,003) | -0,006 (0,005) | 0,029 *** (0,004) |
| Mulher - mesmo Setor de Atividade | 0,024 *** (0,003) | 0,021 *** (0,003) | 0,030 *** (0,005) | 0,015 *** (0,004) |
| Mulher - mesma Posição na Ocupação | -0,024 *** (0,003) | -0,020 *** (0,003) | -0,028 *** (0,004) | -0,015 *** (0,003) |
| N. Observações | 789182 | 645033 | 260994 | 384039 |

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico Brasileiro de 2010 – IBGE/IPUMS-I.

Notas: *p<0,05, **p<0,01, ***p<0,001. Erro padrão linearizado entre parênteses. Considera o desenho amostral completo. Tabela completa nos Anexos (TAB A7).

²⁷ Teste adicional (não mostrado aqui) confirma que a escolaridade da mulher é a característica mais importante por trás da redução da magnitude dos coeficientes da coabitação e do casamento. Quando apenas a escolaridade da mulher é incluída no modelo (portanto, não incorpora informações sobre o trabalho dela), a coabitação associa-se a uma penalidade de -0,8% no rendimento (significativo apenas a 5%) e o casamento associa-se a um prêmio de 7,7%.

Os estudos examinados na revisão da literatura apontam que ambas as explicações são consistentes entre si. De modo geral, os autores concluem pela preponderância do efeito do acesso ao capital humano, social e recursos profissionais da mulher para explicar seus resultados (Birch e Miller, 2006; Groothuis e Gabriel, 2010; Mamun, 2012; Verbakel e Graaf, 2008). Mamun (2012), por exemplo, reconhece que a relação positiva entre a escolaridade da esposa e o rendimento do parceiro pode refletir a seletividade marital positiva. Mas define que a teoria do capital humano compartilhado é um mecanismo causal que explica a existência de prêmios salariais para homens casados e unidos.

Passando agora para a análise da segunda coluna da TAB 5.7.5, que considera apenas os homens unidos e casados (homens com cônjuge), observa-se que, dentre as características produtivas da esposa/parceira, o nível de escolaridade é a variável que mais se destaca. A escolaridade da mulher associa-se positivamente aos rendimentos/hora masculinos e o efeito aumenta nitidamente com o nível de escolaridade da mulher. Importante ressaltar que as estimativas realizadas com diferentes amostras apresentadas na TAB 5.7.5 cumprem o propósito adicional de confirmar a robustez dos resultados.

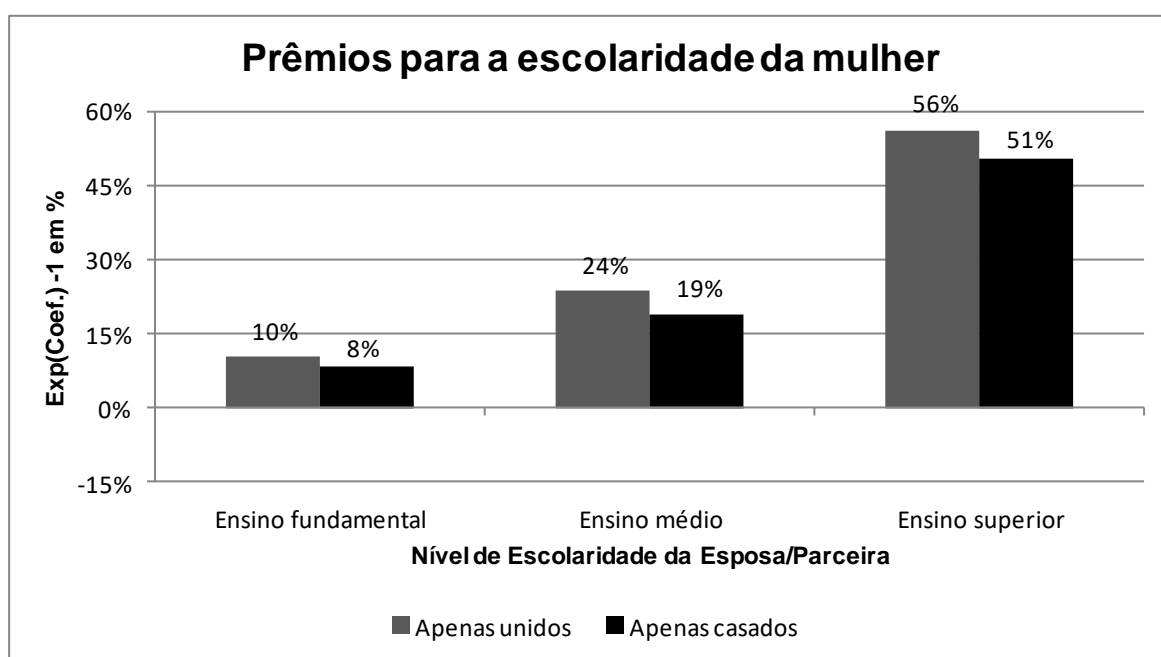
Tanto a estimativa que inclui todos os homens da amostra, na primeira coluna, quanto a estimativa que inclui apenas os homens com cônjuge, ou seja, inclui casados e unidos, mas não inclui os solteiros, na segunda coluna, mostram que os coeficientes encontrados têm o mesmo sinal e significância estatística, além de apresentarem valores bastante próximos. Tal comparação indica que os efeitos encontrados para as características das esposas e parceiras sobre os rendimentos masculinos não decorrem da redução da amostra considerada.

Conforme mostram as duas últimas colunas da TAB 5.7.5, há uma diferenciação maior entre os coeficientes associados às características das mulheres segundo a natureza da união conjugal. A FIG 5.7.1 e a FIG 5.7.2 apresentam a comparação entre os coeficientes associados à escolaridade e ao trabalho remunerado, respectivamente, encontrados a partir de estimativas separadas para homens casados e para homens unidos. A partir das duas figuras, que estão na mesma escala, é possível observar que o efeito da escolaridade é, em geral, maior do

que o efeito do trabalho remunerado da mulher e que ambos os efeitos são diferenciados para os homens unidos e casados.

Para os homens unidos, o efeito da escolaridade da parceira sobre o rendimento/hora parece ser mais elevado do que para os homens casados (FIG 5.7.1). Para exemplificar, pode-se notar que ter uma esposa com ensino superior associa-se a um aumento médio de 51% no rendimento/hora dos homens casados e uma parceira com este mesmo nível de escolaridade está associado a um aumento de 56% no rendimento/hora do homem unido, em comparação a estar com uma mulher com escolaridade menor que o ensino fundamental completo, mantendo as demais variáveis constantes.

FIGURA 5.7.1 – Coeficientes para a escolaridade da esposa/parceira. Regressões lineares para o logaritmo natural do rendimento/hora. Estimativas separadas para casados e para unidos. Homens adultos ocupados – Brasil urbano, 2010.

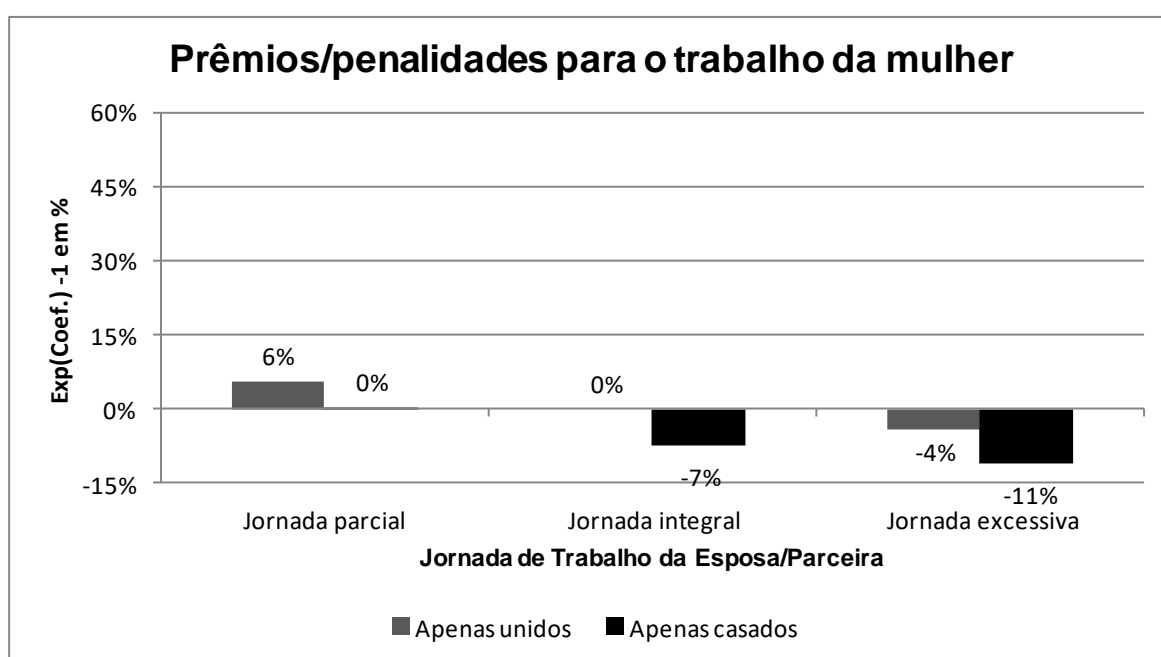


Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico Brasileiro de 2010 – IBGE/IPUMS-I.

A FIG 5.7.2 deixa claro que a associação positiva entre a jornada parcial da esposa/parceira e o rendimento masculino é significativa apenas para os homens unidos – um aumento de 6% no rendimento/hora em relação a uma parceira que não trabalha. A FIG 5.7.2 também mostra que a jornada de trabalho integral da

mulher representa uma penalidade em termos de rendimentos apenas para os homens casados (redução de -7% no rendimento/hora médio), mas não para os unidos. Já o fato de a esposa/parceira trabalhar mais de 48 horas semanais, definida como jornada excessiva, associa-se a uma penalidade nos rendimentos masculinos para ambos os tipos de união, de cerca de -4% para os unidos e de quase -11% para os casados.

FIGURA 5.7.2 – Coeficientes para a jornada de trabalho da esposa/parceira. Regressões lineares para o logaritmo natural do rendimento/hora. Estimativas para três amostras diferentes. Homens adultos ocupados – Brasil urbano, 2010.



Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico Brasileiro de 2010 – IBGE/IPUMS-I.

Mais três características do trabalho da esposa/parceira foram incluídas nos modelos: se a mulher trabalha no mesmo tipo de ocupação, no mesmo setor ou na mesma posição que seu companheiro. O objetivo da inclusão destas variáveis é testar o argumento de Grootuis e Gabriel (2010) e de Verbakel e Graaf (2008) de que o capital social de um cônjuge que trabalha na mesma área beneficia a inserção no mercado de trabalho do outro. Os coeficientes não são tão expressivos quanto os anteriores. Considerando as estimativas separadas por tipo de união, observa-se um prêmio para homens casados cujas esposas

trabalham no mesmo tipo de ocupação de 2,9%, sendo que o coeficiente não é significativo para os unidos. Também é observado um prêmio de 3,1% para unidos e de 1,5% para casados cujas esposas/parceiras trabalham no mesmo setor de atividade (TAB 5.7.5). Por sua vez, a indicação de que a mulher trabalha na mesma posição que seu companheiro aparece associada a reduções no rendimento/hora médio estimado, tanto para os unidos quanto para os casados, de -2,8% e de -1,5%, respectivamente.

Os resultados para as características relacionadas ao trabalho da mulher são mais interessantes quando são realizadas análises separadas por posição na ocupação. Os resultados principais são apresentados na TAB 5.7.6 e as estimativas completas constam nos Anexos, na TAB A8. As estimativas consideram apenas os homens casados ou unidos consensualmente, e incluem controle para o tipo de união.

Dada a complexidade dos resultados encontrados, é oportuno começar a análise com as associações positivas entre os rendimentos masculinos e o fato de a esposa/parceira trabalhar na mesma área²⁸ que seu companheiro. A FIG 5.7.3 mostra que para os autônomos e profissionais liberais, o relacionamento conjugal com uma mulher que trabalha na mesma posição na ocupação associa-se a um aumento no rendimento/hora médio, de 3,1% e 9,3%, respectivamente. Para estas duas posições na ocupação, são também encontradas associações positivas com relação à esposa/parceira que trabalha no mesmo setor de atividade – aumentos nos rendimentos horários de 3,4% para autônomos e 9,0% para profissionais liberais. Para os empregados com carteira, a associação entre os rendimentos e a esposa/parceira que trabalha na mesma área também é positiva, mas a magnitude dos coeficientes é bastante reduzida.

Considerando, primeiro, que o capital social detido pelas esposas/parceiras que trabalham na mesma área tem um efeito positivo para o status ocupacional de seus companheiros, tal qual defendido por Verbakel e Graaf (2009); e, segundo, que os níveis mais elevados de status ocupacional se traduzem em rendimentos

²⁸ Mesmo tipo de ocupação, mesmo setor de atividade ou mesma posição na ocupação.

horários mais elevados, pode-se também considerar que, dados os resultados apresentados, o benefício associado ao capital social (ou recursos produtivos) do cônjuge que trabalha na mesma posição e no mesmo setor de atividade é mais intensamente aproveitado pelos autônomos e pelos profissionais liberais.

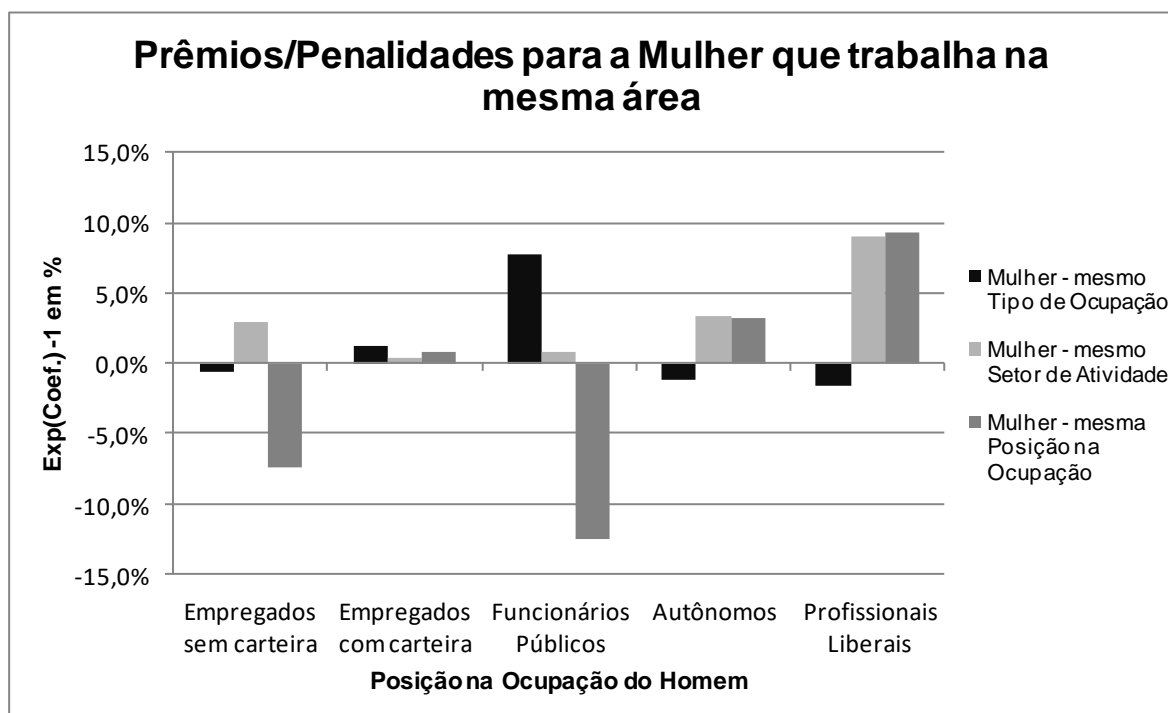
TABELA 5.7.6 – Coeficientes estimados para características produtivas da esposa/parceira. Modelos de regressão linear para o logaritmo natural do rendimento/hora. Estimativas separadas por posição na ocupação. Homens adultos ocupados, casados ou unidos – Brasil urbano, 2010.

| Variáveis de interesse | Posição na Ocupação | | | | |
|---|-------------------------|-------------------------|-----------------------|-----------------------|------------------------|
| | Empregados sem carteira | Empregados com carteira | Funcionários Públicos | Autônomos | Profissionais Liberais |
| Tipo de união | | | | | |
| Casado | 0,058 *** (0,005) | 0,067 *** (0,002) | 0,063 *** (0,011) | 0,106 *** (0,005) | 0,162 *** (0,021) |
| Nível de Escolaridade da Esposa/Parceira | | | | | |
| Mulher - Ens. Fundamental | 0,098 *** (0,006) | 0,066 *** (0,003) | 0,048 * (0,020) | 0,122 *** (0,006) | 0,117 * (0,046) |
| Mulher - Ens. Médio | 0,203 *** (0,008) | 0,148 *** (0,003) | 0,205 *** (0,020) | 0,266 *** (0,007) | 0,235 *** (0,045) |
| Mulher - Ens. Superior | 0,416 *** (0,013) | 0,384 *** (0,005) | 0,478 *** (0,023) | 0,489 *** (0,011) | 0,458 *** (0,048) |
| Jornada de Trabalho da Esposa/Parceira | | | | | |
| Mulher - Jornada Parcial | 0,095 *** (0,009) | 0,000 (0,004) | -0,058 *** (0,016) | 0,032 *** (0,008) | -0,028 (0,031) |
| Mulher - Jornada Integral | 0,026 *** (0,007) | -0,068 *** (0,003) | -0,102 *** (0,013) | -0,027 *** (0,006) | -0,173 *** (0,025) |
| Mulher - Jornada Excessiva | -0,027 * (0,012) | -0,094 *** (0,005) | -0,122 *** (0,025) | -0,115 *** (0,010) | -0,240 *** (0,039) |
| Inserção no Mercado de Trabalho da Esposa/Parceira | | | | | |
| Mulher - mesmo Tipo de Ocupação | -0,006 (0,009) | 0,012 *** (0,004) | 0,075 *** (0,014) | -0,012 (0,009) | -0,016 (0,027) |
| Mulher - mesmo Setor de Atividade | 0,029 ** (0,010) | 0,004 (0,004) | 0,008 (0,015) | 0,033 *** (0,010) | 0,086 *** (0,025) |
| Mulher - mesma Posição na Ocupação | -0,077 *** (0,007) | 0,008 * (0,003) | -0,134 *** (0,014) | 0,031 *** (0,008) | 0,089 ** (0,033) |
| N. Observações | 98563 | 361365 | 31586 | 140921 | 12598 |

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico Brasileiro de 2010 – IBGE/IPUMS-I.

Notas: *p<0,05, **p<0,01, ***p<0,001. Erro padrão linearizado entre parênteses. Considera o desenho amostral completo. Tabela completa nos Anexos (TAB A8).

FIGURA 5.7.3 – Coeficientes para esposa/parceira que trabalha na mesma área. Regressões lineares para o logaritmo natural do rendimento/hora. Estimativas separadas por posição na ocupação. Homens adultos ocupados, casados ou unidos – Brasil urbano, 2010.



Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico Brasileiro de 2010 – IBGE/IPUMS-I.

Quanto aos empregados sem carteira e funcionários públicos, os resultados são menos coerentes. Em ambos os casos, o relacionamento com uma mulher que trabalha na mesma posição na ocupação reflete uma penalidade nos rendimentos – de -7,4% para os empregados sem carteira e de -12,5% para os funcionários públicos. Esta penalidade é compensada, embora não totalmente, por associações positivas para aquelas que trabalham no mesmo setor de atividade (2,9% no caso dos empregados sem carteira) ou no mesmo tipo de ocupação (7,8% no caso dos funcionários públicos). De todo modo, o efeito líquido da esposa ou parceira que trabalha na mesma área é negativo para estas duas posições na ocupação.

Voltando a atenção ao trabalho remunerado da esposa/parceira em si, os resultados para as estimativas separadas por posição na ocupação também apontam caminhos distintos. Para os empregados sem carteira, a jornada de trabalho parcial e a jornada integral da mulher mostram relação positiva com o

rendimento/hora e a jornada excessiva é apenas marginalmente significativa. Para os autônomos também é observada uma relação positiva para a jornada de trabalho parcial. As maiores penalidades associadas ao trabalho remunerado da esposa/parceira são encontradas entre os funcionários públicos e profissionais liberais (TAB 5.7.6).

Conforme indicado na revisão bibliográfica, a discriminação por parte do empregador pode ser uma hipótese plausível se a penalidade associada ao trabalho da esposa for maior para os empregados do que para os trabalhadores por conta própria (Blackaby et al., 2007; Chun e Lee, 2001; Jacobsen e Rayack, 1996). Não parece ser o caso, já que as maiores penalidades observadas são encontradas entre os funcionários públicos e profissionais liberais, que não possuem um empregador direto para determinar seus rendimentos. Convém assinalar que, teoricamente, a discriminação por parte do empregador não se aplica aos funcionários públicos. Entretanto, existem mecanismos de ascensão na carreira no serviço público que podem ser discriminatórios. Igualmente, para os profissionais liberais, em teoria, não há um empregador, mas seus rendimentos podem ser influenciados por preferências subjetivas de seus clientes.

O ponto principal é que seria esperado que, se os empregadores fossem mais favoráveis aos homens cujas esposas/parceiras não trabalham, qualquer que seja o motivo para tal, os empregados sem carteira assinada seriam os mais penalizados quando a mulher trabalha, segundo a hipótese da discriminação por parte do empregador. Como o vínculo empregatício não é formalizado, os empregadores que não assinam a carteira podem ter maior liberdade para determinar os salários de seus empregados segundo suas percepções e preferências. Os dados mostram que, ao contrário, os empregados sem carteira constituem o único grupo que não apresenta penalidade associada ao trabalho de suas esposas/parceiras, em nenhuma das categorias da jornada de trabalho.

Observe-se que os empregados sem carteira, que possuem um prêmio para o trabalho da mulher, representam a posição na ocupação que recebe o menor rendimento/hora médio; e que os funcionários públicos e profissionais liberais, que são mais penalizados pelo trabalho da mulher, são os trabalhadores com os mais altos níveis de rendimento/hora. Além disso, as estimativas separadas por

tipo de união também mostram uma tendência semelhante, para o grupo dos homens unidos, que, em média, recebem os menores rendimentos horários, o trabalho parcial ou integral da mulher não representa uma penalidade. Dito isso, a análise de Song (2007) de que o processo de formação dos casais, em conjunto com o efeito renda, explica prêmios e penalidades associados ao trabalho da esposa/parceira faz sentido. Para Song (2007), a distribuição de rendimentos é o fator chave por trás dos prêmios para o trabalho das esposas/parceiras entre os mais pobres e das penalidades entre os mais ricos.

A TAB 5.7.7 mostra os resultados principais das regressões lineares estimadas separadamente segundo o nível de riqueza domiciliar²⁹. São apresentados os resultados para homens adultos ocupados com cônjuge (casados ou unidos) pertencentes desde os 20% de domicílios mais pobres até os pertencentes aos 20% dos domicílios urbanos brasileiros mais ricos. Na TAB A9, nos Anexos, são apresentadas as estimativas com todas as variáveis incluídas na especificação do modelo. Para facilitar a análise, a FIG. 5.7.4 exibe as estimativas para a jornada de trabalho da mulher, com os coeficientes transformados em mudança percentual no rendimento/hora, para cada nível de riqueza domiciliar.

É interessante observar que a jornada de trabalho parcial da mulher mostra prêmios significativos para os homens até o segundo quinto da distribuição de riqueza domiciliar e apresenta uma associação negativa e significativa com os rendimentos/hora masculinos apenas no último quinto. A jornada de trabalho integral da mulher associa-se de forma negativa e significativa aos rendimentos masculinos somente a partir do terceiro quinto. Quer dizer, prêmios para o trabalho parcial e integral da mulher são observados para os homens nos domicílios de menor nível de riqueza e penalidades são apenas observadas entre aqueles com maior nível de riqueza domiciliar. Este resultado está de acordo com a proposta de Song (2007), que advoga a favor da homogamia por produtividade entre homens com salários mais baixos e do efeito renda para homens com salários mais altos como fatores determinantes para a relação entre o trabalho da mulher e os rendimentos do marido/parceiro.

²⁹ Para mais detalhes sobre a construção do indicador de riqueza domiciliar, ver o Apêndice A.

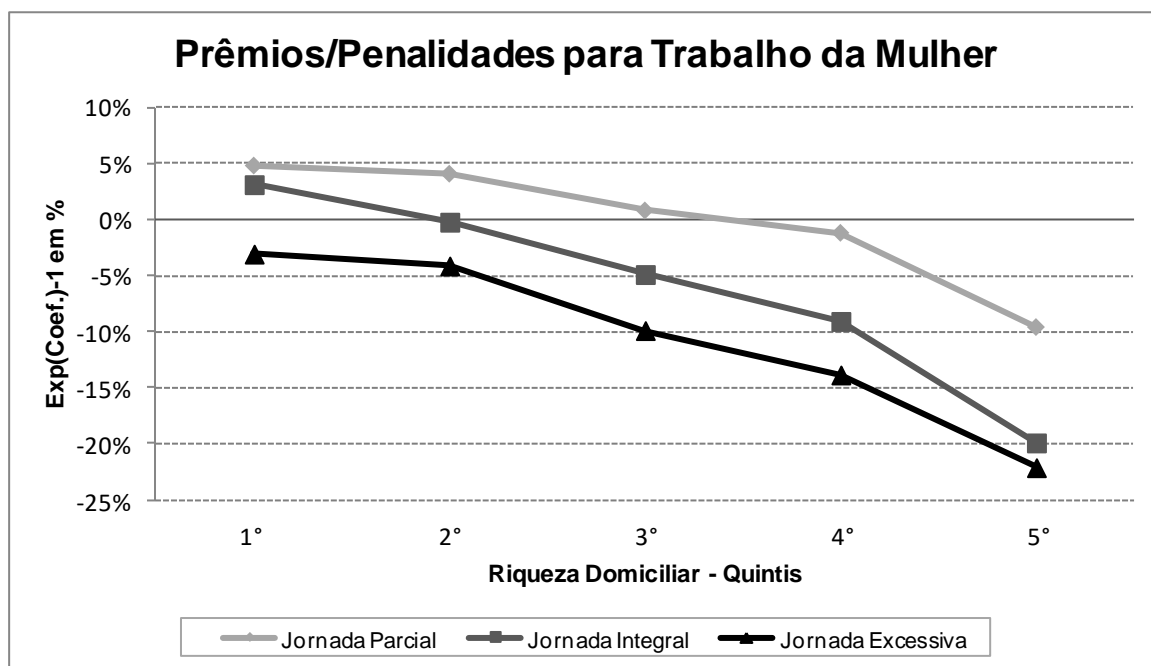
TABELA 5.7.7 – Coeficientes estimados para características produtivas da esposa/parceira. Modelos de regressão linear para o logaritmo natural do rendimento/hora. Estimativas separadas por nível de riqueza domiciliar. Homens adultos ocupados, casados ou unidos – Brasil urbano, 2010.

| Variáveis de interesse | Quintos do indicador do nível de riqueza domiciliar | | | | |
|---|---|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | 1° quinto | 2° quinto | 3° quinto | 4° quinto | 5° quinto |
| Tipo de União | | | | | |
| Casado | 0,012 ** (0,004) | 0,001 (0,003) | 0,014 *** (0,003) | 0,026 *** (0,004) | 0,068 *** (0,006) |
| Nível de Escolaridade da Esposa/Parceira | | | | | |
| Mulher - Ens. Fundamental | 0,059 *** (0,005) | 0,054 *** (0,004) | 0,046 *** (0,005) | 0,032 *** (0,006) | 0,023 (0,012) |
| Mulher - Ens. Médio | 0,109 *** (0,006) | 0,101 *** (0,005) | 0,087 *** (0,005) | 0,075 *** (0,006) | 0,090 *** (0,011) |
| Mulher - Ens. Superior | 0,221 *** (0,025) | 0,141 *** (0,014) | 0,144 *** (0,009) | 0,153 *** (0,008) | 0,269 *** (0,012) |
| Jornada de Trabalho da Esposa/Parceira | | | | | |
| Mulher - Jornada Parcial | 0,047 *** (0,007) | 0,040 *** (0,006) | 0,008 (0,006) | -0,012 (0,006) | -0,101 *** (0,008) |
| Mulher - Jornada Integral | 0,031 *** (0,006) | -0,002 (0,005) | -0,050 *** (0,005) | -0,095 *** (0,005) | -0,222 *** (0,007) |
| Mulher - Jornada Excessiva | -0,031 ** (0,010) | -0,042 *** (0,008) | -0,104 *** (0,008) | -0,149 *** (0,008) | -0,250 *** (0,011) |
| Inserção no Mercado de Trabalho da Esposa/Parceira | | | | | |
| Mulher - mesmo Tipo de Ocupação | -0,023 ** (0,008) | -0,023 *** (0,006) | -0,023 *** (0,006) | -0,015 ** (0,006) | 0,052 *** (0,007) |
| Mulher - mesmo Setor de Atividade | -0,016 (0,009) | -0,009 (0,006) | -0,002 (0,006) | 0,004 (0,006) | 0,036 *** (0,007) |
| Mulher - mesma Posição na Ocupação | -0,033 *** (0,007) | -0,015 ** (0,005) | -0,001 (0,005) | -0,002 (0,005) | -0,010 (0,006) |
| N. Observações | 107462 | 128659 | 141001 | 146944 | 120967 |

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico Brasileiro de 2010 – IBGE/IPUMS-I.

Notas: *p<0,05, **p<0,01, ***p<0,001. Erro padrão linearizado entre parênteses. Considera o desenho amostral completo. Tabela completa nos Anexos (TAB A9).

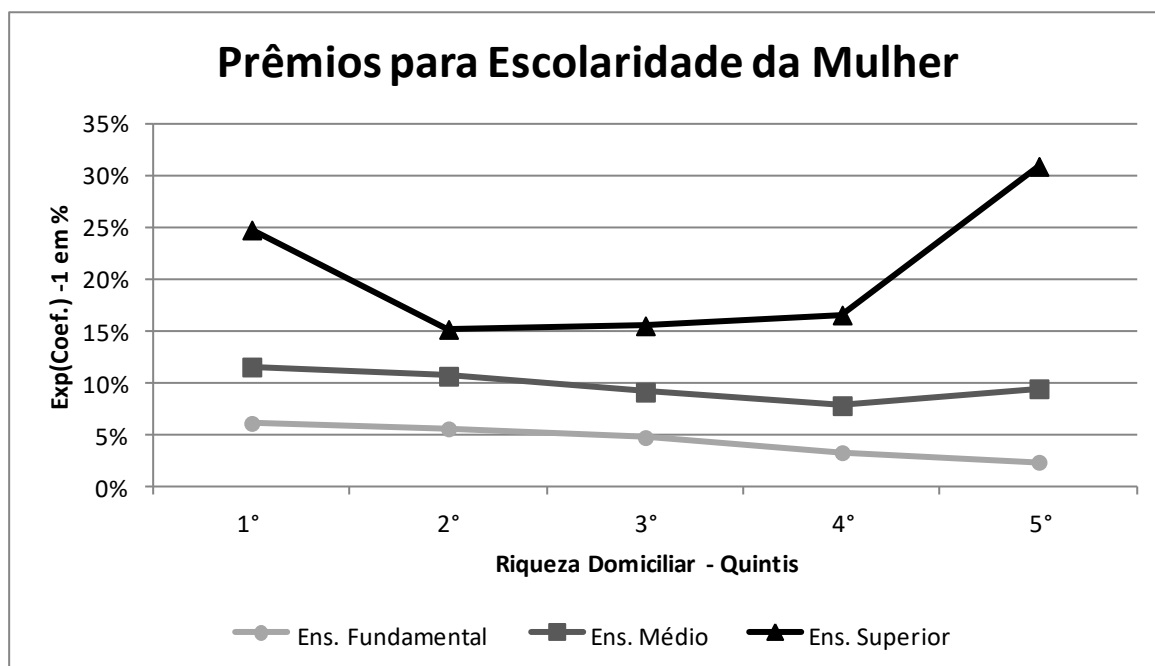
FIGURA 5.7.4 – Coeficientes para a jornada de trabalho da esposa/parceira. Regressões lineares para o logaritmo natural do rendimento/hora. Estimativas separadas por nível de riqueza domiciliar. Homens adultos ocupados, casados ou unidos – Brasil urbano, 2010.



Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico Brasileiro de 2010 – IBGE/IPUMS-I.

De todo modo, a relação entre a escolaridade da mulher e os rendimentos masculinos continua positiva e significativa para todos os níveis de riqueza, conforme pode ser observado na FIG 5.7.5. Para esposas/parceiras com baixa escolaridade, o prêmio é decrescente com o nível socioeconômico – por exemplo, viver com uma mulher com ensino fundamental associa-se a um prêmio de 6% entre os mais pobres e, entre os mais ricos, não é significativamente diferente de viver com uma mulher sem escolaridade. Para os níveis socioeconômicos intermediários, estar unido ou casado com uma mulher com ensino superior associa-se a um prêmio de cerca de 15% nos rendimentos masculinos. Para os mais pobres e para os mais ricos, este prêmio é substancialmente maior – 25% para os homens dos domicílios mais pobres e 31% para os domicílios mais ricos.

FIGURA 5.7.5 – Coeficientes para o nível de escolaridade da esposa/parceira. Regressões lineares para o logaritmo natural do rendimento/hora. Estimativas separadas por nível de riqueza domiciliar. Homens adultos ocupados, casados ou unidos – Brasil urbano, 2010.



Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico Brasileiro de 2010 – IBGE/IPUMS-I.

Para concluir esta seção e fechar o capítulo de resultados, julga-se necessário pontuar que, ao iniciar a pesquisa desta tese, análises separadas por nível socioeconômico não faziam parte dos objetivos principais da investigação. Não obstante, os resultados encontrados ao considerar esta dimensão são reveladores: evidenciam que as relações entre o estado conjugal e os rendimentos masculinos, e suas possíveis explicações, são muito mais intrincadas do que os resultados encontrados para a média permitem vislumbrar.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Esta tese iniciou-se com três perguntas principais, apresentadas na introdução: (1) se homens casados recebem mais pelo trabalho do que os homens solteiros e, adicionalmente, se o mesmo ocorre com os homens em união consensual; (2) se as características produtivas das mulheres influenciam os rendimentos masculinos; e, (3) quais são as explicações potenciais para o fenômeno denominado “prêmio salarial masculino do casamento” que se aplicam ao Brasil.

Para as duas primeiras perguntas, as respostas encontradas a partir dos resultados empíricos são bastante claras. Existe um prêmio para os homens casados e, em menor magnitude, para os homens em união consensual no Brasil. E sim, as características produtivas das esposas e parceiras parecem ter influência nos rendimentos dos homens e nos prêmios observados.

Já a terceira pergunta é mais difícil de ser respondida, tanto por esta tese quanto por qualquer outro estudo realizado sobre o tema do prêmio salarial masculino do casamento. Isto já foi dito, mas vale a pena repetir – não há consenso. Nenhum dos artigos revisados conseguiu chegar a uma conclusão inequívoca e eleger uma hipótese única para explicar o fenômeno.

A revisão da literatura, assim como os resultados desta tese, mostra que existem hipóteses ou mecanismos com maior ou menor importância para a explicação. Os mecanismos eleitos como mais salientes dependem, em grande medida, dos objetivos específicos e dos métodos empregados de cada pesquisa. Nesta tese não é diferente. Ressalta-se que, de maneira nenhuma, a tese criou, assumiu ou testou hipóteses, quanto às possíveis relações de causalidade. Com os dados disponíveis e os métodos utilizados, isto não é possível. Seu objetivo foi mais exploratório, no sentido de determinar a existência do prêmio e não de determinar suas causas. Quanto a estas, o esforço se concentrou no mapeamento das explicações possíveis, que, a partir das evidências, podem ser consideradas pertinentes ao caso brasileiro. Dito isso, em sentido estrito, julga-se que a tese

cumpriu o seu propósito e foi bem-sucedida em responder suas perguntas mais fundamentais.

Ao longo da investigação, as três perguntas iniciais se desdobraram em questionamentos adicionais, mas não menos relevantes para a discussão. Alguns destes foram prontamente respondidos, enquanto outros merecem maior investigação. Não oferecer uma resposta definitiva sobre o que está por trás dos prêmios do casamento e da coabitação pode ser visto como uma limitação, mas é também uma oportunidade, que abre espaço para uma agenda de pesquisa futura.

Nestas considerações finais, procura-se sintetizar os principais resultados encontrados e apresentar uma breve discussão sobre seus significados. Nos casos oportunos, são indicadas questões que merecem maior investigação.

A análise descritiva teve o propósito de investigar quem são os casados, os unidos e os solteiros e quais são as principais diferenças entre estes grupos quando são observadas suas características, inclusive seus rendimentos médios. Comparativamente, os homens casados representam o maior grupo – quase metade da amostra; são mais velhos, sendo que a idade é o principal fator que aumenta a probabilidade de observar um homem casado – quanto mais avançada a faixa etária, maior a probabilidade de ser casado; e recebem, sempre, os maiores rendimentos médios observados – qualquer que seja o subgrupo analisado. Os solteiros, por sua vez, são mais jovens, mais escolarizados e trabalham menos horas. Já os homens em união consensual estão em pior situação, considerando as características associadas aos rendimentos do trabalho. Isto porque estão proporcionalmente mais concentrados em categorias com rendimentos mais baixos. Eles são, por exemplo, menos escolarizados, mais concentrados nas regiões Norte e Nordeste e entre os empregados sem carteira e autônomos. Os unidos trabalham mais, mas recebem menos, tanto por mês quanto por hora de trabalho, do que os outros dois grupos.

Das análises descritivas, chega-se à conclusão que, de modo geral, os homens casados ganham mais e os unidos têm os menores rendimentos. Ao incluir as características dos homens como controles em um modelo de regressão, em que

a variável dependente é o rendimento/hora, os resultados confirmam os maiores rendimentos dos homens casados. E surge uma nova informação: um prêmio para a coabitação, menor do que o prêmio do casamento, mas, ainda assim, positivo e significativo. A seleção de modelos mostra que, quanto mais variáveis de controle são incluídas na regressão linear para o rendimento/hora, maiores os prêmios do casamento e da coabitação. Este resultado responde à primeira pergunta: existem prêmios para o casamento e para a coabitação no Brasil, da ordem de 29% e 16%, respectivamente.

As estimativas da regressão quantílica e por nível de riqueza tiveram duplo propósito: ver se os prêmios persistem e têm comportamento estável ao longo da distribuição de rendimentos. Os prêmios são persistentes – os homens recebem prêmios para o casamento e para a coabitação, qualquer que seja a posição na distribuição de rendimentos; mas não são estáveis – os mais ricos têm prêmios mais elevados do que os mais pobres. Esta afirmação é corroborada pelas regressões que consideram o nível de riqueza do domicílio, ao invés do nível de rendimento do trabalho. Além disso, a diferença entre os prêmios da coabitação e do casamento é mais pronunciada para aqueles nos domicílios mais ricos. Estes resultados estão de acordo com os argumentos de que os homens de maior nível socioeconômico seriam mais beneficiados pelo casamento, principalmente porque têm mais oportunidades de aumentarem sua produtividade no trabalho, usufruindo mais dos ganhos de especialização do que os homens em situações menos favoráveis (Western et al., 2005; Olsen e Coppin, 2010). Entretanto, permanece em aberto o porquê dos homens mais ricos serem mais beneficiados pela especialização. O trabalho doméstico da esposa, diretamente, assim como o suporte à carreira do marido, indiretamente, estão relacionados à especialização e permitem que eles sejam mais produtivos, assumam maiores responsabilidades e se dediquem mais ao trabalho. Pode ser que homens em ocupações superiores tenham mais oportunidades de traduzir o maior esforço em remunerações mais elevadas do que aqueles em ocupações mais manuais, que, em geral, exercem um trabalho mais padronizado e recebem menos. As análises por posição na ocupação prosseguem neste sentido, ao indicar que os maiores prêmios são observados para os profissionais liberais, categoria de ocupação mais bem remunerada e com maior nível de escolaridade exigido do que as demais e,

ainda, com mais flexibilidade de organização do trabalho do que os empregados do setor privado ou do setor público.

As decomposições das diferenças entre os rendimentos médios de homens casados e em união consensual, em relação aos homens solteiros, mostram que, em ambos os casos, o efeito de composição é favorável aos solteiros. Para os casados, as diferenças de atributos respondem por uma parte pequena da decomposição – os solteiros receberiam cerca de 5% a menos caso tivessem as mesmas características dos homens casados. A parte não explicada da decomposição é muito mais importante, neste caso, indicando que os solteiros receberiam 29% a mais caso estivessem submetidos à mesma estrutura salarial dos homens casados – este é o prêmio do casamento.

No caso dos homens unidos, a decomposição aponta que o efeito de composição é dominante, pois suas características observáveis diminuem seus rendimentos em quase 25% e o prêmio da coabitação, captado pela parte não explicada da decomposição, não chega a 16%. Nas análises descritivas, já foi possível vislumbrar que o efeito de composição é relevante para o caso dos homens em união consensual. Ao segmentar a análise dos rendimentos médios por nível de escolaridade, os unidos revelaram rendimentos horários significativamente superiores aos dos solteiros.

No contexto das decomposições, os prêmios do casamento e da coabitação são atribuídos à parte não explicada e reportados como sendo o efeito da estrutura salarial. Os métodos de decomposição são frequentemente utilizados para isolar a componente que pode ser atribuída à discriminação – na literatura, a parte não explicada é, muitas vezes, reportada como uma medida de discriminação (Fortin et al., 2010; Jann, 2008). E, convém lembrar, que uma das hipóteses para explicar o prêmio é justamente a discriminação. Entretanto, no presente caso, não seria adequado concluir que os prêmios encontrados para o casamento e para a coabitação são resultantes da discriminação por parte do empregador quanto ao estado conjugal do trabalhador. É possível que este seja o caso, mas os dados e procedimentos utilizados não permitem afirmar que os prêmios devem-se à discriminação. Seria precipitado interpretar estes resultados como indicativos a favor da hipótese da discriminação como explicação para os prêmios do

casamento e da coabitação no Brasil. Além da hipótese da discriminação, a componente não explicada da decomposição pode também captar processos associados às outras hipóteses, como características não observadas e seletividade, possibilidade discutida mais adiante.

Já a investigação por posição na ocupação teve o objetivo direto de verificar se há indícios de discriminação do empregador favorável aos homens que formaram uma família, através do casamento ou da união consensual. Não parece ser o caso, pois não são apenas os empregados que recebem um prêmio para o casamento ou a coabitação. Os autônomos, por exemplo, mostram prêmios significativos, o que, segundo Jacobsen e Rayack (1996), depõe contra o argumento da discriminação. Além disso, os empregados com carteira exibem os menores prêmios e os profissionais liberais, os maiores. Tal resultado corrobora os achados anteriores da regressão quantílica e das regressões por nível de riqueza domiciliar. Os profissionais liberais representam a categoria ocupacional com os maiores rendimentos; logo, não é surpreendente que recebam os maiores prêmios, pois a regressão quantílica já havia demonstrado que os prêmios aumentam com o nível de rendimentos.

As análises por posição na ocupação foram mais pontuais e, acredita-se, cumpriram seu propósito de refutar a ideia da discriminação como mecanismo principal por trás dos maiores rendimentos dos homens casados e unidos. Algumas das análises realizadas nesta tese poderiam ter sido replicadas para cada posição na ocupação, como é o caso da decomposição de diferenciais de rendimentos e da correção do viés de seletividade no estado conjugal. Estes resultados não foram apresentados, porque sua exposição ficaria excessivamente longa e repetitiva – apesar de apresentarem particularidades, os resultados por posição na ocupação seguem, mais ou menos, o mesmo padrão daqueles encontrados nas análises conjuntas. Tipologias ocupacionais diversas, que considerem não somente a posição, mas também níveis de qualificação, de autonomia e de criatividade requerida no trabalho, por exemplo, podem ter grande utilidade e, certamente, figuram em uma agenda de pesquisa futura sobre as desigualdades no mercado de trabalho em relação ao estado conjugal.

As estimativas com correção do viés de seleção no estado conjugal buscaram evidências sobre o papel da seletividade para os prêmios até então observados para o casamento e para a coabitação. Encontrou-se que casados são positivamente selecionados e que os unidos são negativamente selecionados no estado conjugal em que se encontram. Assim, características não observáveis associadas a maiores rendimentos no mercado de trabalho aumentam as chances de um homem estar casado e diminuem as chances de viver em uma união consensual.

As decomposições realizadas a partir das estimativas corrigidas apontam, novamente, que o diferencial de rendimentos entre solteiros e casados deve-se, em grande medida, ao efeito da estrutura salarial, que favorece os homens casados. O efeito positivo da seleção no estado conjugal é relativamente pequeno – um aumento médio de cerca de 3% nos rendimentos dos homens casados associado ao processo de seleção. Não é um número desprezível, mas a maior parte do prêmio do casamento ainda permanece não explicada após a consideração da seletividade.

A estrutura salarial também é favorável aos homens em união consensual e a seletividade, neste caso, não explica o prêmio da coabitação. Pelo contrário, tanto o efeito de composição quanto o efeito de seleção são negativos para os homens unidos. Ou seja, tanto suas características observáveis quanto aquelas não observáveis, que aumentam suas chances de seleção na coabitação, associam-se a menores rendimentos. Este resultado reforça o argumento de que as uniões consensuais no Brasil tendem a ser predominantemente do tipo tradicional, mais relacionada a restrições econômicas e dificuldades de formalizar a união do que aos valores da Segunda Transição Demográfica.

Dispondo apenas de dados transversais, as soluções metodológicas que permitem investigar os efeitos da seletividade sobre os prêmios do casamento e da união consensual são bastante limitadas. O ideal seria um acompanhamento longitudinal ou, pelo menos, perguntas retrospectivas sobre as trajetórias conjugais e de trabalho. Outra limitação das análises é o emprego da religião como variável de identificação. Dada a escassez de alternativas da base de dados, esta foi a melhor opção encontrada, mas a religião pode não ser uma

variável totalmente exógena aos rendimentos, o que comprometeria a correção do viés de seleção no estado conjugal. Entretanto, sinaliza a favor dos resultados encontrados seu alinhamento com os achados de Ginther e Zavodny (2001), Antonovics e Town (2004) e Leonard e Stanley (2015), que defendem que a seletividade explica uma parte reduzida do prêmio do casamento.

Por fim, a seletividade no estado conjugal e seus efeitos sobre os prêmios do casamento e da coabitação podem não ser os mesmos para os homens de diferentes níveis socioeconômicos. Uma questão possível de ser explorada é se tanto homens mais ricos quanto homens mais pobres são igualmente selecionados de forma positiva no casamento e negativa na coabitação. Uma pesquisa nesta direção poderia contribuir para o debate sobre a consubstancialidade entre as desigualdades sociais por classe, gênero e trabalho, tal qual defendida mais recentemente por Muniz e Veneroso (2019). Os autores mostram que, para o Brasil, a penalidade da maternidade e a desigualdade de rendimentos por sexo é maior para as mulheres mais pobres. Os resultados da presente tese, por sua vez, apontam que os homens mais pobres são menos premiados pelo casamento e pela coabitação do que os homens mais ricos. E, ainda, que entre os homens mais pobres, há um prêmio associado ao trabalho remunerado da mulher e, entre os homens mais ricos, uma penalidade.

Muniz e Veneroso (2019) afirmam que as normas de divisão sexual do trabalho são mais intensas entre os mais pobres do que entre os mais ricos, haja vista que a maternidade, por exemplo, reduz a participação das mulheres pobres no mercado de trabalho, mas aumenta a participação das mais ricas. Sendo assim, a penalidade masculina pelo trabalho da mulher encontrada nesta tese entre os homens mais ricos pode não ser, necessariamente, uma penalidade induzida por perdas diretas da especialização, em seu sentido clássico. O mecanismo defendido nas análises é o efeito renda, e não a especialização. O efeito renda prevê que quanto maior o rendimento do marido ou parceiro, menor a oferta de trabalho da mulher, e aponta que homens com rendimentos mais elevados permitem que a mulher trabalhe menos. Em geral, o argumento é que haveria uma menor necessidade de contribuição da mulher para o sustento da família.

Além da menor necessidade, a mulher pode trabalhar menos porque tem maior preferência ou vê mais vantagem em investir seu capital humano, social e emocional na carreira do marido/parceiro, desde que o nível de rendimento dele seja elevado o suficiente. O que não deixa de ser uma especialização, com os homens mais produtivos especializando-se no trabalho. É menos provável que os homens mais ricos necessitem do trabalho doméstico direto de suas mulheres para aumentarem sua produtividade – estes serviços podem ser facilmente terceirizados quando se têm recursos para tal. É mais provável que se beneficiem do capital social e humano compartilhado, do aumento do trabalho intelectual e do suporte profissional, direto e indireto, oferecido pelas esposas/parceiras que não trabalham.

Os homens mais pobres não mostram penalidades para o trabalho da mulher – empregados sem carteira e homens do primeiro quinto de riqueza domiciliar recebem prêmios quando a mulher trabalha em jornada parcial ou integral. O efeito renda não se aplica aqui, tampouco o argumento da especialização, o que fornece fundamento para estabelecer a homogamia como fator principal para explicar este resultado, proposição defendida por Song (2007). Nos níveis socioeconômicos mais baixos, homens com maior potencial produtivo tenderiam a se casar ou unir com mulheres igualmente produtivas. Esta tendência de casamento ou união entre pessoas semelhantes também está presente entre os mais favorecidos, um indício é a alta homogamia por escolaridade entre aqueles que possuem ensino superior, mas não se mostra como fator determinante, pois a associação entre o trabalho da mulher e os rendimentos masculinos é sempre negativa para este grupo.

Favorável ao argumento do capital humano compartilhado e da homogamia como mecanismo importante por trás dos prêmios é a associação positiva entre a escolaridade da mulher e os rendimentos masculinos. Segundo este argumento, um homem com maior potencial produtivo possui chance maior de se casar ou coabitar com uma mulher com alta escolaridade; e a alta escolaridade da mulher aumenta o estoque de capital humano e social disponível, elevando sua produtividade e seus rendimentos no trabalho.

A discussão sobre os possíveis mecanismos por trás do prêmio do casamento é complexa e vale recapitular os principais resultados encontrados nesta tese e as ideias discutidas até aqui. As análises descritivas mostraram que não apenas os rendimentos, mas também as características dos homens são diferentes em cada estado conjugal. A regressão linear confirmou que existe um prêmio para o casamento e revelou um prêmio para a união consensual. Na seção seguinte, a regressão quantílica assegurou que os prêmios não são um efeito só da média – eles estão presentes em toda a distribuição de rendimentos e são crescentes com o nível de riqueza. As decomposições mostraram que os prêmios não se devem às características observáveis dos casados, tampouco dos unidos. E a correção do viés de seletividade indicou que o efeito de seleção positivo é relativamente pequeno para os homens casados e inexistente para os homens unidos. As análises por posição na ocupação mostraram prêmios significativos para todas as categorias – menores para empregados com carteira e maiores para profissionais liberais, contrariando a hipótese inicial da discriminação do empregador como fator mais importante. Avanço maior foi alcançado quando foram incluídas as características produtivas das esposas e parceiras na equação de rendimentos masculinos, e cabe notar que as relações entre características da mulher e rendimentos masculinos são diferenciadas por nível de riqueza.

Prêmios e penalidades nos rendimentos masculinos relacionados ao trabalho remunerado da mulher indicam que o mecanismo dominante para esta associação, especificamente, é diferenciado por classe socioeconômica. A explicação que parece ser mais compatível com este resultado é a homogamia por produtividade para os mais pobres – com homens mais produtivos escolhendo ou sendo escolhidos por mulheres também mais produtivas; e o efeito renda para os mais ricos – quando um dos cônjuges é mais bem sucedido no mercado de trabalho, o outro tem menos incentivos para tal, ao menos em termos de remuneração. Mais do que o trabalho remunerado, é a escolaridade da mulher que aparece como a característica mais fortemente associada aos rendimentos dos homens. Os números encontrados para a associação entre escolaridade feminina e rendimentos masculinos são expressivos, qualquer que seja a amostra analisada. Esta associação, que é sempre positiva, é mais bem compreendida a partir da teoria do capital humano compartilhado, que postula que a escolaridade

da mulher tem o poder de aumentar consideravelmente a produtividade e, por conseguinte, os rendimentos masculinos.

Não se descarta completamente a hipótese da seletividade, pois o método utilizado para correção do viés de seleção no estado conjugal possui suas limitações, nem a hipótese da discriminação, pois os mecanismos geradores dos prêmios podem ser distintos para posições na ocupação distintas. Entretanto, as evidências encontradas não oferecem suporte a estas duas hipóteses como mecanismos principais. O que as evidências favorecem são os mecanismos associados à hipótese da produtividade. Como se vê, há uma amálgama entre as hipóteses e os resultados obtidos favorecem algumas delas, mas não refutam completamente as demais.

Os mecanismos mais explícitos por trás das teorias foram identificados e relacionados aos resultados encontrados para explicar os prêmios do casamento e da coabitação no Brasil. Muitos outros temas emergiram ao longo da pesquisa desenvolvida para a consecução desta tese, mas não foram abordados. Um deles diz respeito ao trabalho emocional desempenhado pelas mulheres dentro de suas famílias, que pode beneficiar a qualidade da inserção masculina no trabalho. Outro tema é a aversão ao risco e sua relação com o trabalho autônomo, o trabalho adicional da mulher, a segurança econômica oferecida pela esposa com alto potencial produtivo e o prêmio do casamento. Também não foi investigado o efeito da pressão exercida pela esposa para que o homem aumente seus rendimentos e seu poder de barganha em um contexto de crescente escolaridade e independência financeira feminina. Estes e muitos outros mecanismos implícitos que atuam na relação entre família e trabalho no contexto brasileiro certamente merecem figurar em uma agenda de pesquisas futuras. Porém, a identificação destes mecanismos implícitos demanda uma pesquisa mais qualitativa do que quantitativa.

Outras questões em aberto, que podem ser respondidas com métodos de pesquisa qualitativos, e que fazem parte da agenda de pesquisa estão relacionadas às hipóteses principais apresentadas na revisão bibliográfica. Citam-se três exemplos, mas que não esgotam as possibilidades. Para a hipótese da seletividade, questiona-se qual a percepção sobre o que é considerado um bom

trabalhador e um bom marido. Para a hipótese de discriminação, de quais formas o empregador ou o cliente, no caso dos trabalhadores conta própria, percebe que a família interfere no desempenho do trabalho. Para a hipótese da produtividade, quais são os incentivos para que homens casados se dediquem mais ao trabalho do que homens solteiros.

Junto às clássicas medidas de capital humano, como idade e escolaridade, o estado conjugal mostra-se um determinante significativo dos rendimentos masculinos. O estudo do “prêmio salarial masculino do casamento” é um tema importante porque perpassa vários outros e pode indicar tendências futuras para a desigualdade de gênero.

As evidências indicaram que os prêmios observados tendem a ser menores para a união consensual do que para o casamento e estudos anteriores revelaram que há um aumento contínuo nos níveis de coabitação no país. As implicações de tais tendências dependem do que está por trás do menor prêmio da coabitação. Se os casais unidos informalmente apresentam uma divisão sexual do trabalho menos tradicional, com menor especialização de tarefas no domicílio, pode-se esperar que o aumento da união consensual leve a uma redução das desigualdades de gênero, tanto dentro das famílias quanto no mundo do trabalho.

Ainda com relação à especialização, se considerarmos que os prêmios do casamento e da coabitação são derivados da maior produtividade dos homens com cônjuge e que esta maior produtividade deve-se à especialização, o aumento da participação e do investimento femininos no mercado de trabalho e a busca por uma ampla igualdade de gênero pode ter o efeito secundário de diminuir a produtividade masculina, ao menos a dos homens casados. Sendo a produtividade e o rendimento diretamente proporcionais, o efeito negativo é uma tendência de redução dos rendimentos masculinos, o efeito positivo é que, todo o mais constante, a desigualdade salarial por sexo também tende a diminuir. Neste caso, não parece ser um “jogo de soma zero” – o avanço das mulheres ocorre em detrimento dos homens. A revolução de gênero incompleta (England, 2010) e o retorno de crenças essencialistas de gênero (Pepin e Cotter, 2018) permitem antever uma tensão social nesta matéria.

Por outro lado, a perspectiva é mais otimista se considerarmos que os prêmios do casamento e, em menor escala, da coabitação são conduzidos pelo capital humano compartilhado dos cônjuges. Aumentos na escolaridade feminina e a busca por carreiras profissionais, e não apenas trabalhos intermitentes, podem beneficiar tanto as mulheres quanto os homens que estas escolherem para formar uma família.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ADLER, P.; ONER, O. **Occupational Class and the Marriage Premium: Exploring Treatment Mechanisms**. UCLA: The Institute for Research on Labor and Employment, mai. 2013. (Working Papers).

AHITUV, A.; LERMAN, R. I. How Do Marital Status, Work Effort, and Wage Rates Interact? **Demography**. v.44, n.3, p. 623-647, ago. 2007.

ALVES, J. E. D. Desafios da equidade de gênero no século XXI. **Revista Estudos Feministas**, v.24, n.2, p.629-638, mai./ago. 2016.

ALVES, J. E. D.; BARROS, L. F. W.; CAVENAGHI, S. A dinâmica das filiações religiosas no Brasil entre 2000 e 2010: diversificação e processo de mudança de hegemonia. **Revista de Estudos da Religião – REVER**. v.12, n.2, p.145-174, jul./dez. 2012.

ANTONOVICS, K.; TOWN, R. Are all the good men married? Uncovering the sources of the marital wage premium. **The American Economic Review**. v.94, n.2, p.317-321, mai. 2004.

ASHWIN, S.; ISUPOVA, O. “Behind Every Great Man...”: The Male Marriage Wage Premium Examined Qualitatively. **Journal of Marriage and Family**. v.76, p.37-55, fev. 2014.

BARDASI, E.; TAYLOR, M. Marriage and wages: A test of the specialization hypothesis. **Economica**. v.75, p.569-591, ago. 2008.

BARG, K.; BEBLO, M. The male marital wage premium in Germany: Selection versus specialization. **Schmollers Jahrbuch**. v.127, n.1, p.59-73, 2007.

BARG, K.; BEBLO, M. Does marriage pay more than cohabitation? **Journal of Economic Studies**. v.36, n.6, p.552-570, 2009.

BARROS, A. J. D.; VICTORA, C. G. Indicador econômico para o Brasil baseado no censo demográfico de 2000. **Revista de Saúde Pública**. v.39, n.4, p.523-529, 2005.

BECKER, G. **A treatise on the family**. Enl. ed. Cambridge: Harvard University Press, 1991. 424p.

BERQUÓ, E. A família no século XXI: um enfoque demográfico. **Revista Brasileira de Estudos de População**. v.6, n.2, p.1-16, jul./dez. 1989.

BIRCH, E. R.; MILLER, P. W. How does marriage affect the wages of men in Australia?. **The Economic Record**. v.82, n.257, p.150-164, jun. 2006.

BLACKABY, D. H.; CARLIN, P. S.; MURPHY, P. D. A change in the earnings penalty for British men with working wives: Evidence from the 1980's and 1990's. **Labour Economics**. v.14, n.1, p.119-134, 2007.

BOURGUIGNON, F.; FOURNIER, M.; GURGAND, M. Selection bias corrections based on the multinomial logit model: Monte Carlo comparisons. **Journal of Economic Surveys**. v.21, n.1, p.174-205, 2007.

BRASIL, Constituição da República Federativa do Brasil. 1988.

BRASIL, Lei n. 8.213, de 24 de julho de 1991. Dispõe sobre os Planos de Benefícios da Previdência Social e dá outras providências.

BRASIL, Lei n. 9.278, de 10 de maio de 1996. Regula o inciso 3 do art. 226 da Constituição Federal.

BRASIL, Lei n. 10.406, de 10 de janeiro de 2002. Institui o Código Civil.

BRUSCHINI, M. C. Trabalho doméstico: inatividade econômica ou trabalho não-remunerado? **Revista Brasileira de Estudos de População**. v.23, n.02, p.331-353, jul./dez. 2006.

CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. **Microeconometrics: Methods and applications**. New York: Cambridge University Press, 2005. Cap. 4. Linear models, p.65-115.

CHIODO, A. J.; OWYANG, M. T. For Love or Money: Why Married Men Make More. **The Regional Economist**, St. Louis: Federal Reserve Bank of St. Louis, p.10-11, abr. 2002.

CHUN, H.; LEE, I. Why do married men earn more: Productivity or marriage selection?. **Economic Inquiry**. v.39, n.2, p.307-319, abr. 2001.

COHEN, P. N. Cohabitation and the declining marriage premium for men. **Work and Occupations**. v.29, n.3, p.346-363, ago. 2002.

COSTA, I. G. D. **Padrão de formação familiar em diferentes grupos religiosos no Brasil**. 2015. 240f. Tese (Doutorado em Demografia) – Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2015.

COUTINHO, R. Z.; GOLGHER, A. B. The changing landscape of religious affiliation in Brazil between 1980 and 2010: age, period, and cohort perspectives. **Revista Brasileira de Estudos de População**, v.31, n.1, p.73-98, jan./jun. 2014.

COVRE-SUSSAI, M.; MEULEMAN, B.; BOTTERMAN, S.; MATTHIJS, K. Traditional and modern cohabitation in Latin America: A comparative typology. **Demographic Research**. v.32, article 32, p. 873-914, mai. 2015.

CUNHA, M.; VERONA, A. P. Uniões conjugais informais e escolaridade no Brasil: uma comparação entre 1980 e 2010. In: Encontro Nacional de Estudos Populacionais, 21, 2018, Poços de Caldas. **Anais eletrônicos**. Poços de Caldas: ABEP, 2018. Disponível em: <<http://www.abep.org.br/xxiencontro/arquivos/R0034-2.pdf>>. Acesso em: 15 dez. 2018.

DANIEL, K. The marriage premium. In: TOMMASI, M.; IERULLI, K. (Orgs.) *The new economics of human behavior*. New York: Cambridge University Press, 1995. p.113-125.

DE HOYOS, R. E. Svyselmlog: Stata module to compute selectivity adjustment based on the multinomial logit for survey design. **Statistical Software Components**, Boston College, 2005. Disponível em: <<https://econpapers.repec.org/software/bocbocode/s454901.htm>>. Acesso em: 26 set. 2018.

DEDECCA, C. S. Tempo, trabalho e gênero. In: COSTA, A. A.; OLIVEIRA, E. M.; LIMA, M. E. B.; SOARES, V. (Org.) **Reconfiguração das relações de gênero no trabalho**, p.21-52. São Paulo: CUT Brasil, 2004.

ENGLAND, P. The gender revolution: uneven and stalled. **Gender & Society**. v.24, n.02, p.149-166, abr. 2010.

ESTEVE, A.; LESTHAEGHE, R.; LÓPEZ-GAY, A. The Latin American cohabitation boom, 1970–2007. **Population and Development Review**. v.38, n.1, p.55-81, mar. 2012.

FORTIN, N.; LEMIEUX, T.; FIRPO, S. **Decomposition methods in economics**. Cambridge: The National Bureau of Economic Research, 2010. 118p. (NBER Working Paper, 16045).

FREIRE, F. H. M. A.; AGUIRRE, M. A. C. Três décadas de encontros e reencontros configuram o novo perfil demográfico da nupcialidade brasileira 1991, 2000 e 2010. **Cadernos de Estudos Sociais**, v.29, n.1, p.133-158, 2014.

FREIRE, F. H. M. A.; AGUIRRE, M. A. C.; MONTENEGRO, A. A. F.; ARAÚJO, K. L. S. Casamento e re-casamento: uma análise multivariada do mercado matrimonial no Nordeste. In: Encontro Nacional de Estudos Populacionais, 15, 2006, Caxambu. **Anais eletrônicos**. Caxambu: ABEP, 2006. Disponível em: <<http://www.abep.org.br/publicacoes/index.php/anais/article/viewFile/1472/1437>>. Acesso em: 12 dez. 2018.

FUSSELL, E.; PALLONI, A. Persistent marriage regimes in changing times. **Journal of Marriage and Family**. v.66, n.5, p.1201-1213, dez. 2004.

GINTHER, D. K.; ZAVODNY, M. Is the male marriage premium due to selection? The effect of shotgun weddings on the return to marriage. **Journal of Population Economics**. v.14, n.2, p.313-328, 2001.

GOLDSCHIEDER, F.; BERNHARDT, E.; LAPPEGARD, T. 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, W. H. **Econometric Analysis**. 7. ed. New York University: Pearson, 2012. 1188p.

GROOTHUIS, P.; GABRIEL, P. E. Positive assortative mating and spouses as complementary factors of production: A theory of labour augmentation. **Applied Economics**. v.42, n.9, p.1101-1111, 2010.

GUIGINSKI, J. T. **Mercado de trabalho e relações de gênero** – associação entre a presença de filhos e as condições de acesso ao trabalho das mulheres. 2015. 165f. Dissertação (Mestrado em Demografia) – Cedeplar, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2014.

HERSCH, J.; STRATTON, L. Household Specialization and the Male Marriage Wage Premium. **Industrial and Labor Relations Review**. v.54, n.1, p.78-94, out. 2000.

HIRATA, H. S. Novas configurações da divisão sexual do trabalho. **Revista Tecnologia e Sociedade**. (versão online) 2. ed., 2010. Disponível em: <<https://periodicos.utfpr.edu.br/rts/article/view/2557/1661>> Acesso em: 18 fev. 2018.

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

IBGE, Censo Demográfico. **Censo Demográfico 2010**: Nupcialidade, fecundidade e migração – Resultados da amostra. p.54-71, 2012.

INTERNATIONAL LABOUR OFFICE (ILO). **International Standard Classification of Occupations 2008 (ISCO-08)**: Structure, group definitions and correspondence tables. International Labour Office, 2012.

JACOBSEN, J. P.; RAYACK, W. L. Do men whose wives work really earn less?. **The American Economic Review**. v.86, n.2, p.268-273, mai. 1996.

JANN, B. The Blinder-Oaxaca decomposition for linear regression models. **The Stata Journal**. v.8, n.4, p.453-479, 2008.

KALMIJN, M. Intermarriage and homogamy: Causes, patterns, trends. **Annual Review of Sociology**. v.24, n.1, p.395-421, 1998.

KILLEWALD, A. A reconsideration of the fatherhood premium: Marriage, coresidence, biology, and fathers' wages. **American Sociological Review**. v.78, n.1, p.96-116, fev. 2013.

KILLEWALD, A.; GOUGH, M. Does specialization explain marriage penalties and premiums?. **American Sociological Review**. v.78, n.3, p.477-502, mai. 2013.

KORENMAN, S.; NEUMARK, D. Does marriage really make men more productive? *Journal of Human Resources*. v.26, n.2, p.282-307, 1991. apud STRIKE, A. What is the source of the male marital wage premium? **Major Themes in Economics**. v.14, art.7, p. 77-89, 2012.

LEE, L. F. Generalized econometric models with selectivity. *Econometrica*. v.51, n.2, p.507-512, mar. 1983.

LENA, F. F.; OLIVEIRA, A. M. H. C. Padrões de seletividade relacionados aos casais homossexuais e heterossexuais no Brasil. **Revista Brasileira de Estudos de População**. v.32, n.1, p.121-137, jan./abr. 2015.

LEONARD, M. L.; STANLEY, T. D. Married with children: What remains when observable biases are removed from the reported male marriage wage premium. **Labour Economics**. v.33, p.72-80, 2015.

LESTHAEGHE, R. The unfolding story of the Second Demographic Transition. **Population and Development Review**, v.36, n.2, p.211-251, jun. 2010.

LOH, E. S. Productivity differences and the marriage wage premium for white males. *Journal of Human Resources*. v.31, n.3, p.566-589, 1996. apud STRIKE, A. What is the source of the male marital wage premium? **Major Themes in Economics**. v.14, art.7, p.77-89, 2012.

MAASOUMI, E.; MILLIMET, D. L.; SARKAR, D. Who benefits from marriage?. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**. v.71, n.1, p.1-33, 2009.

MADALOZZO, R.; GOMES, C. F. The impact of civil status on women's wages in Brazil. **Estudos Econômicos**. v.42, n.3, p.457-487, jul./set. 2012.

MADALOZZO, R. An analysis of income differentials by marital status. **Estudos Econômicos**. v.38, n.2, p.267-292, abr./jun. 2008.

MAMUN, A. Cohabitation premium in men's earnings: Testing the joint human capital hypothesis. **Journal of Family and Economic Issues**. v.33, n.1, p.53-68, mar. 2012.

MARRI, I. G.; WAJNMAN, S. Esposas como principais provedoras de renda familiar. **Revista Brasileira de Estudos da População**. v.24, n.1, p.19-35, jan./jun. 2007.

MARTIN, T. C. Consensual unions in Latin America: Persistence of a dual nuptiality system. **Journal of Comparative Family Studies**. v.33, n.1, p.35-55, 2002.

Minnesota Population Center. **Integrated Public Use Microdata Series**, International (IPUMS-I). Version 7.1 [dataset]. Minneapolis, MN: IPUMS, 2018. Disponível em: <<https://doi.org/10.18128/D020.V7.1>>. Acesso em: 13 jan. 2019.

MIRANDA-RIBEIRO, P.; LONGO, L. A. F. B.; MARTELETO, L. **What's God got to do with it?** Religion, religiosity, and union formation among women in Brazil. [2010]. (Trabalho apresentado em Population Association of America 2010 Annual Meeting Program, 2010, Dallas, Texas)

MUNIZ, J. O.; RIOS-NETO, E. L. G. Diferenciais Salariais por Estado Civil e Sexo: uma Análise de Gênero sobre o Prêmio do Casamento. In: MUNIZ, J. O. **Demografia Econômica: Aplicações Macro e Micro ao Caso Brasileiro**. 91f. 2002. Dissertação (Mestrado em Demografia). Cedeplar, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2002. p.48-79.

MUNIZ, J. O.; VENEROSO, C. Z. Diferenciais de participação laboral e rendimento por gênero e classes de renda: uma investigação sobre o ônus da maternidade no Brasil. **Dados**. v.62, n.1, p.1-38, 2019.

NAKOSTEEN, R. A.; ZIMMER, M. A. Men, money, and marriage: Are high earners more prone than low earners to marry? **Social Science Quarterly**. v.78, n.1, p.66-82, mar. 1997.

NAKOSTEEN, R. A.; ZIMMER, M. A. Spouse selection and earnings: Evidence of marital sorting. **Economic Inquiry**. v.39, n.2, p.201-213, abr. 2001.

NERI, M. C. **Novo Mapa das Religiões**. Rio de Janeiro: FGV Social, 2011. Disponível em: <<http://cps.fgv.br/pesquisas/novo-mapa-das-religioes>>. Acesso em: 03 jan. 2019.

OAXACA, R. Male-female wage differentials in urban labor markets. **International Economic Review**. v.14, n.3, p.693-709, out. 1973.

OLIVEIRA, M. C. A família brasileira no limiar do ano 2000. **Revista Estudos Feministas**. v.4, n.1, p.55-63, jan./jun. 1996.

OLSEN, R. N.; COPPIN, A. Marital earnings premiums in Trinidad & Tobago: ethnicity and socioeconomic status. **The Journal of Developing Areas**. v.44, n.1, p.201-227, 2010.

OPICE, I. B. **Os efeitos do trabalho da mulher no salário do marido para o Brasil**. 2010. 25f. Monografia (Graduação) – Faculdade de Economia e Administração, Instituto de Ensino e Pesquisa (Insper), São Paulo, 2010.

ORGANIZAÇÃO INTERNACIONAL DO TRABALHO (OIT). **Perfil do Trabalho Decente no Brasil**. Brasília: Genebra: OIT, 2009.

ORGANIZAÇÃO INTERNACIONAL DO TRABALHO (OIT). **Perfil do Trabalho Decente no Brasil: um olhar sobre as Unidades da Federação**. Brasília: OIT, 2012.

OSPINO, C. G.; VASQUEZ, P. R.; NARVAEZ, N. B. Oaxaca-Blinder wage decomposition: methods, critiques and applications. A literature review. **Revista de Economía del Caribe**. n.5, p.237-274, 2010.

PEPIN, J. R.; COTTER, D. A. Separating spheres? Diverging trends in youth's gender attitudes about work and family. **Journal of Marriage and Family**. v.80, p.7-24, fev. 2018.

PEREIRA, L.; SANTOS, C. Casamentos seletivos e desigualdade de renda no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**. v.71, n.3, p.361-377, jul./set. 2017.

PETERSEN, T.; PENNER, A. M.; HØGSNES, G. The male marital wage premium: Sorting vs. differential pay. **Industrial and Labor Relations Review**. v.64, n.2, p.283-304, jan. 2011.

RIBAR, D. **What do social scientists know about the benefits of marriage?** A review of quantitative methodologies. Bonn: Institute for the Study of Labor, 2004. 90p. (Discussion Paper Series, 998)

RIBEIRO, C. A. C.; SILVA, N. V. Cor, educação e casamento: Tendências da seletividade marital no Brasil, 1960 a 2000. **Dados**. v.52, n.1, p.7-51, 2009.

SONG, Y. The working spouse penalty/premium and married women's labor supply. **Review of Economics of the Household**. v.5, n.3, p.279-304, jun. 2007.

SORJ, B.; FONTES, A.; MACHADO, D. C. Políticas e práticas de conciliação entre família e trabalho no Brasil. **Cadernos de Pesquisa**. v.37, n.137, p. 573-594, set./dez., 2007.

SOUZA, P. F. L.; FRANÇA, J. M. S. **Casamento: penalização salarial para as mulheres e prêmio para os homens**. Fortaleza: UFC/CAEN, 2013. Disponível em: <http://www.caen.ufc.br/attachments/article/251/Casamento_penaliza%C3%A7%C3%A3o_salarial_para_as_mulheres_e_pr%C3%AAmio_para_os_homens.pdf>. Acesso em: 04 dez. 2016.

STRATTON, L. S. Examining the wage differential for married and cohabiting men. **Economic Inquiry**. v.40, n.2, p.199-212, abr. 2002.

STRIKE, A. What is the source of the male marital wage premium? **Major Themes in Economics**. v.14, art.7, p. 77-89, 2012.

VERBAKEL, E.; GRAAF, P. M. Resources of the partner: Support or restriction in the occupational career? Developments in the Netherlands between 1940 and 2003. **European Sociological Review**. v.24, n.1, p.81-95, 2008.

_____. Partner effects on labour market participation and job level: Opposing mechanisms. **Work, employment and society**. v.23, n.4, p.635-654, dez. 2009.

VERONA, A. P.; DIAS Jr., C. S.; FAZITO, D.; MIRANDA-RIBEIRO, P. First conjugal union and religion: Signs contrary to the Second Demographic Transition in Brazil? **Demographic Research**, v.33, p.985-1014, nov. 2015.

VIEIRA, J. M.; ALVES, L. C. O comportamento da idade média à união e ao casamento no Brasil em 2000 e 2010. **Revista Latinoamericana de Población**. v.10, n.19, p.107-126, jul./dez. 2016.

VYAS, S.; KUMARANAYAKE, L. Constructing socio-economic status indices: how to use principal components analysis. **Health Policy and Planning**. v.21, n.6, p.459-468, nov. 2006.

WAJNMAN, S. Mulheres na sociedade e no mercado de trabalho brasileiro: avanços e entraves. In: PORTO, M. (Org.). **Olhares femininos, mulheres brasileiras**. Rio de Janeiro: X Brasil, 2006. p77-108.

WAJNMAN, S. Relações familiares e diferenciais de rendimentos por sexo no Brasil. In: TURRA, C. M.; CUNHA, J.M.P. (Org.) **População e desenvolvimento em debate**: contribuições da Associação Brasileira de Estudos Populacionais. pp. 187-192. Belo Horizonte: ABEP, 2012.

WAJNMAN, S. “Quantidade” e “qualidade” da participação das mulheres na força de trabalho brasileira. In: ITABORAI, N. R.; RICOLDI, A. M. (Orgs.). **Até onde caminhou a revolução de gênero no Brasil?** Belo Horizonte: ABEP, 2016. p.45-58.

WESTERN, M.; HEWITT, B.; BAXTER, J. Marriage and money: Variations across the earnings distribution. **Australian Journal of Labour Economics**. v.8, n.2, p.163-179, jun. 2005.

YUN, M. S. An extension of the Oaxaca decomposition using generalized residuals. **Journal of Economic and Social Measurement**. v.32, n.1, p.15-22, 2007.

ZAVODNY, M. Is there a ‘marriage premium’ for gay men?. **Review of Economics of the Household**. v.6, n.4, p.369-389, 2008.

APÊNDICE A

Este apêndice tem o propósito de demonstrar a construção da variável que indica o nível de riqueza domiciliar, utilizada nas análises das seções 5.3 e 5.6 da tese. O nível de riqueza domiciliar foi desenvolvido através de um indicador socioeconômico, estimado por meio do método de Análise de Componentes Principais, classificando os homens da amostra em cinco categorias.

Foram utilizados os dados do Censo Demográfico Brasileiro de 2010, coletados pelo IBGE e disponibilizados pelo IPUMS-I. Para o cálculo do indicador, foram considerados os domicílios particulares, localizados em áreas urbanas ou metropolitanas e com informações válidas para as variáveis selecionadas, totalizando 2.323.465 domicílios. As estimativas levam em consideração os pesos amostrais disponibilizados pelo Censo.

A estratégia empírica segue as sugestões encontradas em Barros e Victora (2005) e Vyas e Kumaranayake (2006), que afirmam que a Análise de Componentes Principais é adequada para derivar um indicador de nível socioeconômico. Uma das vantagens deste procedimento é que o método permite incluir uma grande quantidade de variáveis relacionadas às características do domicílio, organizando e reduzindo a dimensionalidade dos dados. Outra vantagem é que não necessita utilizar medidas associadas ao nível de renda ou de consumo do domicílio, evitando problemas derivados de erros na coleta ou na declaração dos rendimentos pelos entrevistados, por exemplo. As variáveis incluídas na estimativa relacionam-se ao acesso a serviços de infraestrutura urbana, à posse de bens duráveis, às características do domicílio e à escolaridade do chefe. Foram selecionadas variáveis correlacionadas entre si e que apresentam variação entre as observações, permitindo capturar diferenças entre os níveis socioeconômicos dos domicílios.

Portanto, o indicador para o nível de riqueza domiciliar foi desenvolvido a partir do método de Análise de Componentes Principais e baseou-se em 12 variáveis relacionadas ao acesso a bens de consumo e serviços, às características do

domicílio e à escolaridade da pessoa de referência, conforme mostra a TAB 1. Além da média e do desvio-padrão, a TAB 1 também apresenta a carga (*factor score*) das variáveis estimadas pela matriz de correlação para o primeiro componente principal, utilizado como medida para o nível de riqueza domiciliar. Este primeiro componente explica 35% da variância nos dados originais. Variáveis com o valor de carga negativo são relacionadas a níveis socioeconômicos menores, como é o caso da densidade de pessoas por dormitório. Para todas as demais variáveis, os valores são positivos, indicando que estas associam-se a maiores níveis de riqueza domiciliar.

TABELA 1 – Média, desvio padrão e cargas da Análise de Componentes Principais. Domicílios – Brasil urbano, 2010.

| Variáveis | Média | Desvio padrão | Carga |
|-------------------------------------|---------|---------------|--------|
| Possui acesso à rede de esgoto | 0,745 | 0,436 | 0,195 |
| Possui telefone | 0,457 | 0,498 | 0,309 |
| Possui celular | 0,867 | 0,340 | 0,174 |
| Possui computador | 0,426 | 0,495 | 0,382 |
| Possui acesso à internet | 0,346 | 0,476 | 0,382 |
| Possui automóvel | 0,418 | 0,493 | 0,321 |
| Possui máquina de lavar | 0,519 | 0,500 | 0,317 |
| Possui geladeira | 0,960 | 0,196 | 0,150 |
| Número de cômodos | 5,755 | 2,257 | 0,319 |
| Número de banheiros | 1,353 | 0,766 | 0,331 |
| Densidade de pessoas por dormitório | 1,736 | 0,905 | -0,154 |
| Escolaridade do chefe do domicílio | 2,115 | 1,042 | 0,289 |
| N. Observações | 2323465 | | |
| Proporção da variância explicada | 0,3506 | | |

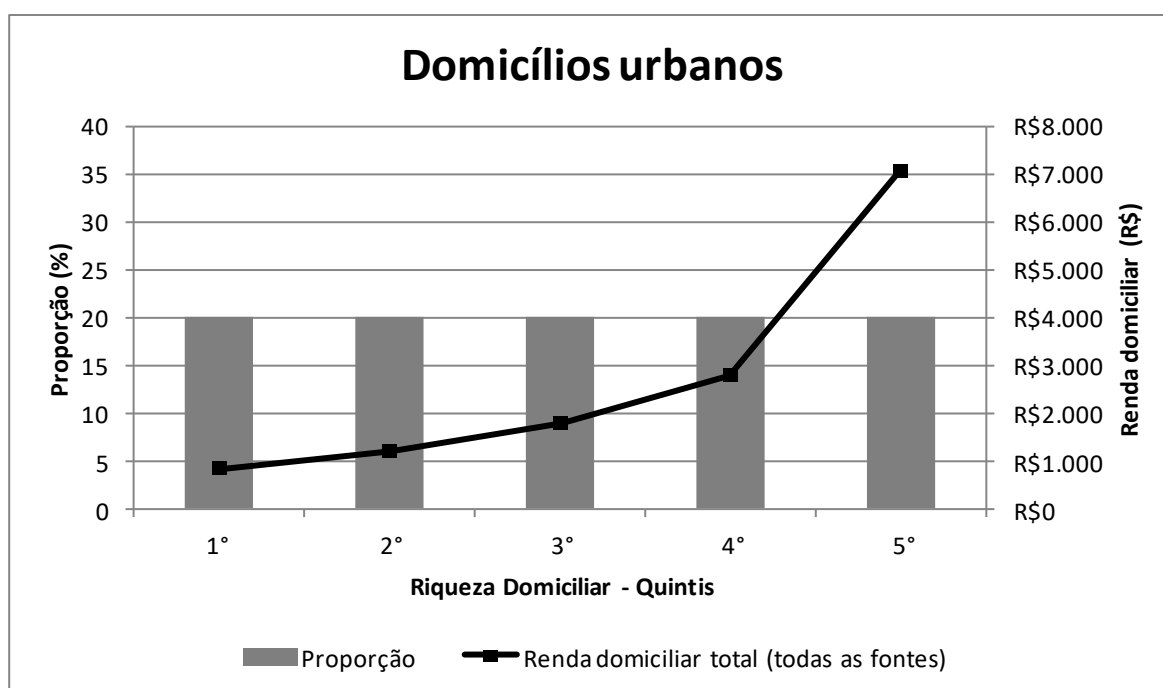
Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico Brasileiro de 2010 – IBGE/IPUMS-I.

Seguindo a estratégia proposta por Vyas e Kumaranayake (2006), para cada domicílio, foi estimada uma variável dependente, com o valor de carga das variáveis da TAB 1 como peso. A partir da distribuição desta variável, os domicílios foram separados em quintos, originando, assim, a variável de nível de riqueza domiciliar, com cinco categorias. Esta variável, calculada para domicílios, foi incorporada à base de dados utilizada na tese, indicando o quintil de riqueza do domicílio ao qual pertence o indivíduo.

De modo a avaliar a coerência interna da variável, a FIG 1 e a FIG 2 apresentam a proporção e a média do rendimento total domiciliar segundo o quinto de riqueza dos domicílios urbanos e dos homens da amostra, respectivamente. Conforme

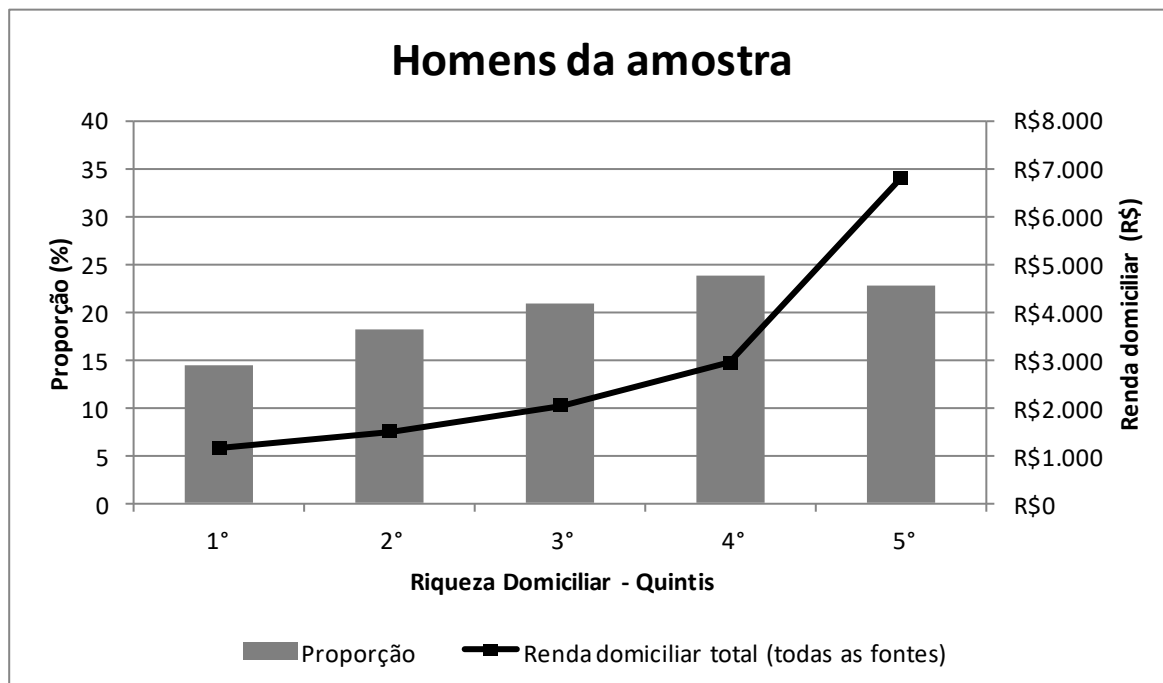
pode ser observado a partir das figuras, a renda domiciliar média aumenta conforme aumenta o nível de riqueza do domicílio. Os homens da amostra mostram proporções ligeiramente menores nos níveis de riqueza mais baixos, em comparação ao total de domicílios, o que é explicado pelo próprio recorte amostral, que considera somente homens adultos ocupados.

FIGURA 1 – Proporção e renda domiciliar média, por nível de riqueza domiciliar. Domicílios – Brasil urbano, 2010.



Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico Brasileiro de 2010 – IBGE/IPUMS-I.

FIGURA 2 – Proporção e renda domiciliar média, por nível de riqueza domiciliar. Homens adultos ocupados – Brasil urbano, 2010.



Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico Brasileiro de 2010 – IBGE/IPUMS-I.

ANEXOS

TABELA A1 – Coeficientes estimados pelo modelo logístico multinomial para o estado conjugal. Homens adultos ocupados – Brasil urbano, 2010.

| Variáveis | Casados | | Unidos | |
|--------------------------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| | Coeficiente | Erro padrão | Coeficiente | Erro padrão |
| Faixa Etária | | | | |
| 30 a 34 anos | 1,110 *** | (0,010) | 0,701 *** | (0,010) |
| 35 a 39 anos | 1,838 *** | (0,012) | 1,118 *** | (0,013) |
| 40 a 44 anos | 2,303 *** | (0,014) | 1,315 *** | (0,014) |
| 45 a 49 anos | 2,679 *** | (0,016) | 1,446 *** | (0,017) |
| Nível de Escolaridade | | | | |
| Sem Escolaridade | 0,122 *** | (0,012) | 0,718 *** | (0,012) |
| Ens. Fundamental | 0,235 *** | (0,010) | 0,630 *** | (0,011) |
| Ens. Superior | -0,360 *** | (0,013) | -0,835 *** | (0,016) |
| Raça/Cor | | | | |
| Cor preta | -0,085 *** | (0,016) | 0,292 *** | (0,016) |
| Cor parda | -0,049 *** | (0,009) | 0,123 *** | (0,009) |
| Região Metropolitana | | | | |
| Reg. Metropolitana | -0,211 *** | (0,008) | 0,072 *** | (0,008) |
| Macrorregião | | | | |
| Norte | 0,131 *** | (0,019) | 0,876 *** | (0,018) |
| Nordeste | 0,228 *** | (0,011) | 0,504 *** | (0,011) |
| Sul | 0,279 *** | (0,011) | 0,548 *** | (0,012) |
| Centro Oeste | 0,238 *** | (0,017) | 0,430 *** | (0,017) |
| Nível Sócio Ocupacional | | | | |
| Ocup. Superior | 0,020 | (0,011) | -0,198 *** | (0,012) |
| Ocup. Manual | -0,580 *** | (0,012) | -0,271 *** | (0,012) |
| Posição na Ocupação | | | | |
| Empreg. sem carteira | -0,452 *** | (0,012) | -0,110 *** | (0,012) |
| Autônomo | -0,155 *** | (0,012) | -0,001 | (0,012) |
| Profissional Liberal | -0,306 *** | (0,025) | -0,066 * | (0,029) |
| Funcionário Público | 0,036 | (0,019) | -0,038 | (0,022) |
| Jornada de Trabalho | | | | |
| Jornada Parcial | -0,310 *** | (0,013) | -0,236 *** | (0,013) |
| Jornada excessiva | 0,443 *** | (0,011) | 0,540 *** | (0,012) |
| Setor de Atividade | | | | |
| Indústria | 0,327 *** | (0,011) | 0,209 *** | (0,011) |
| Construção | 0,074 *** | (0,013) | 0,288 *** | (0,013) |
| Comércio | 0,116 *** | (0,011) | 0,058 *** | (0,011) |
| Constante | -0,315 *** | (0,013) | -0,809 *** | (0,014) |
| N. Observações | 789182 | | | |

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico Brasileiro de 2010 – IBGE/IPUMS-I.

Notas: *p<0,05, **p<0,01, ***p<0,001. Erro padrão linearizado entre parênteses. Considera o desenho amostral completo. Categoria base = solteiros.

TABELA A2 – Regressão quantílica para o logaritmo natural do rendimento/hora. Homens adultos ocupados – Brasil urbano, 2010.

(continua)

| Variáveis | Décimos da Distribuição de Rendimentos/Hora | | | | | | | | | |
|--------------------------------|---|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|--|
| | 0.10 | 0.20 | 0.30 | 0.40 | 0.50 | 0.60 | 0.70 | 0.80 | 0.90 | |
| Estado Conjugal | | | | | | | | | | |
| Unido | 0,115 *** (0,003) | 0,116 *** (0,002) | 0,122 *** (0,002) | 0,127 *** (0,002) | 0,128 *** (0,003) | 0,128 *** (0,002) | 0,131 *** (0,003) | 0,135 *** (0,004) | 0,135 *** (0,005) | |
| Casado | 0,196 *** (0,003) | 0,203 *** (0,002) | 0,212 *** (0,002) | 0,221 *** (0,002) | 0,227 *** (0,002) | 0,233 *** (0,002) | 0,241 *** (0,003) | 0,249 *** (0,004) | 0,250 *** (0,004) | |
| Faixa Etária | | | | | | | | | | |
| 30 a 34 anos | 0,044 *** (0,003) | 0,052 *** (0,002) | 0,054 *** (0,002) | 0,060 *** (0,002) | 0,068 *** (0,002) | 0,073 *** (0,002) | 0,080 *** (0,003) | 0,087 *** (0,004) | 0,101 *** (0,005) | |
| 35 a 39 anos | 0,072 *** (0,003) | 0,082 *** (0,003) | 0,091 *** (0,002) | 0,102 *** (0,002) | 0,112 *** (0,003) | 0,121 *** (0,003) | 0,129 *** (0,003) | 0,140 *** (0,004) | 0,162 *** (0,005) | |
| 40 a 44 anos | 0,086 *** (0,003) | 0,101 *** (0,003) | 0,114 *** (0,003) | 0,128 *** (0,002) | 0,144 *** (0,003) | 0,157 *** (0,003) | 0,170 *** (0,003) | 0,189 *** (0,004) | 0,227 *** (0,005) | |
| 45 a 49 anos | 0,093 *** (0,003) | 0,113 *** (0,003) | 0,132 *** (0,003) | 0,146 *** (0,002) | 0,165 *** (0,003) | 0,183 *** (0,003) | 0,203 *** (0,003) | 0,231 *** (0,004) | 0,276 *** (0,005) | |
| Nível de Escolaridade | | | | | | | | | | |
| Sem Escolaridade | -0,239 *** (0,003) | -0,240 *** (0,002) | -0,250 *** (0,002) | -0,259 *** (0,002) | -0,276 *** (0,002) | -0,292 *** (0,002) | -0,315 *** (0,003) | -0,339 *** (0,004) | -0,383 *** (0,005) | |
| Ens. Fundamental | -0,118 *** (0,003) | -0,129 *** (0,002) | -0,140 *** (0,002) | -0,151 *** (0,002) | -0,164 *** (0,002) | -0,175 *** (0,002) | -0,195 *** (0,002) | -0,212 *** (0,003) | -0,239 *** (0,004) | |
| Ens. Superior | 0,432 *** (0,004) | 0,522 *** (0,003) | 0,579 *** (0,003) | 0,621 *** (0,003) | 0,654 *** (0,003) | 0,695 *** (0,003) | 0,731 *** (0,004) | 0,767 *** (0,005) | 0,785 *** (0,006) | |
| Raça/Cor | | | | | | | | | | |
| Cor parda | -0,077 *** (0,002) | -0,087 *** (0,002) | -0,094 *** (0,002) | -0,100 *** (0,002) | -0,108 *** (0,002) | -0,117 *** (0,002) | -0,126 *** (0,002) | -0,133 *** (0,003) | -0,150 *** (0,003) | |
| Cor preta | -0,086 *** (0,004) | -0,093 *** (0,003) | -0,102 *** (0,003) | -0,107 *** (0,003) | -0,116 *** (0,003) | -0,125 *** (0,003) | -0,136 *** (0,003) | -0,148 *** (0,004) | -0,167 *** (0,006) | |
| Região Metropolitana | | | | | | | | | | |
| Reg. Metropolitana | 0,108 *** (0,002) | 0,100 *** (0,002) | 0,100 *** (0,002) | 0,101 *** (0,001) | 0,103 *** (0,002) | 0,104 *** (0,002) | 0,105 *** (0,002) | 0,103 *** (0,002) | 0,105 *** (0,003) | |
| Macrorregião | | | | | | | | | | |
| Norte | -0,175 *** (0,004) | -0,168 *** (0,004) | -0,173 *** (0,003) | -0,173 *** (0,003) | -0,167 *** (0,004) | -0,156 *** (0,004) | -0,138 *** (0,004) | -0,119 *** (0,005) | -0,089 *** (0,006) | |
| Nordeste | -0,340 *** (0,003) | -0,328 *** (0,002) | -0,333 *** (0,002) | -0,344 *** (0,002) | -0,346 *** (0,002) | -0,343 *** (0,002) | -0,337 *** (0,003) | -0,330 *** (0,003) | -0,304 *** (0,004) | |
| Sul | 0,011 *** (0,003) | 0,005 * (0,002) | -0,005 * (0,002) | -0,010 *** (0,002) | -0,019 *** (0,002) | -0,025 *** (0,002) | -0,032 *** (0,003) | -0,039 *** (0,003) | -0,052 *** (0,004) | |
| Centro Oeste | -0,008 (0,004) | -0,004 (0,003) | -0,003 (0,003) | 0,003 (0,003) | 0,010 ** (0,003) | 0,018 *** (0,003) | 0,027 *** (0,004) | 0,039 *** (0,005) | 0,054 *** (0,006) | |
| Nível Sócio Ocupacional | | | | | | | | | | |
| Ocup. Manual | -0,181 *** (0,003) | -0,190 *** (0,002) | -0,205 *** (0,002) | -0,216 *** (0,002) | -0,232 *** (0,003) | -0,248 *** (0,002) | -0,270 *** (0,003) | -0,296 *** (0,004) | -0,328 *** (0,005) | |
| Ocup. Superior | 0,213 *** (0,003) | 0,253 *** (0,002) | 0,291 *** (0,002) | 0,329 *** (0,002) | 0,365 *** (0,002) | 0,399 *** (0,002) | 0,433 *** (0,003) | 0,471 *** (0,003) | 0,518 *** (0,004) | |

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico Brasileiro de 2010 – IBGE/IPUMS-I.

Notas: *p<0,05, **p<0,01, ***p<0,001. Erro padrão entre parênteses. Considera pesos amostrais.

| (fim) | | | | | | | | | |
|----------------------------|---|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| Variáveis | Décimos da Distribuição de Rendimentos/Hora | | | | | | | | |
| | 0.10 | 0.20 | 0.30 | 0.40 | 0.50 | 0.60 | 0.70 | 0.80 | 0.90 |
| Posição na Ocupação | | | | | | | | | |
| Empreg. sem carteira | -0,326 *** (0,003) | -0,243 *** (0,002) | -0,206 *** (0,002) | -0,185 *** (0,002) | -0,167 *** (0,003) | -0,148 *** (0,002) | -0,128 *** (0,003) | -0,105 *** (0,004) | -0,070 *** (0,005) |
| Autônomo | -0,250 *** (0,003) | -0,154 *** (0,002) | -0,090 *** (0,002) | -0,040 *** (0,002) | 0,001 (0,002) | 0,041 *** (0,002) | 0,086 *** (0,003) | 0,148 *** (0,003) | 0,235 *** (0,004) |
| Profissional Liberal | -0,107 *** (0,007) | -0,031 *** (0,006) | 0,022 *** (0,006) | 0,046 *** (0,005) | 0,056 *** (0,006) | 0,090 *** (0,006) | 0,109 *** (0,007) | 0,147 *** (0,009) | 0,202 *** (0,011) |
| Funcionário Público | 0,058 *** (0,005) | 0,060 *** (0,004) | 0,074 *** (0,004) | 0,094 *** (0,003) | 0,122 *** (0,004) | 0,155 *** (0,004) | 0,203 *** (0,005) | 0,238 *** (0,007) | 0,291 *** (0,008) |
| Jornada de Trabalho | | | | | | | | | |
| Jornada parcial | 0,440 *** (0,003) | 0,551 *** (0,003) | 0,666 *** (0,003) | 0,807 *** (0,002) | 0,966 *** (0,003) | 1,112 *** (0,003) | 1,217 *** (0,003) | 1,304 *** (0,004) | 1,386 *** (0,005) |
| Jornada excessiva | -0,326 *** (0,003) | -0,292 *** (0,002) | -0,271 *** (0,002) | -0,252 *** (0,002) | -0,236 *** (0,002) | -0,221 *** (0,002) | -0,205 *** (0,002) | -0,185 *** (0,003) | -0,164 *** (0,004) |
| Setor de Atividade | | | | | | | | | |
| Indústria | 0,055 *** (0,003) | 0,061 *** (0,002) | 0,064 *** (0,002) | 0,065 *** (0,002) | 0,068 *** (0,002) | 0,068 *** (0,002) | 0,068 *** (0,003) | 0,066 *** (0,003) | 0,054 *** (0,004) |
| Construção | 0,034 *** (0,003) | 0,031 *** (0,003) | 0,030 *** (0,002) | 0,029 *** (0,002) | 0,024 *** (0,003) | 0,010 *** (0,003) | -0,005 (0,003) | -0,029 *** (0,004) | -0,072 *** (0,005) |
| Comércio | -0,036 *** (0,003) | -0,036 *** (0,002) | -0,033 *** (0,002) | -0,030 *** (0,002) | -0,030 *** (0,002) | -0,029 *** (0,002) | -0,024 *** (0,003) | -0,022 *** (0,003) | -0,018 *** (0,004) |
| Constante | 1,157 *** (0,004) | 1,302 *** (0,003) | 1,413 *** (0,003) | 1,510 *** (0,003) | 1,612 *** (0,003) | 1,720 *** (0,003) | 1,845 *** (0,004) | 1,999 *** (0,005) | 2,245 *** (0,006) |
| N. Obs. | 789182 | | | | | | | | |

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico Brasileiro de 2010 – IBGE/IPUMS-I.

Notas: *p<0,05, **p<0,01, ***p<0,001. Erro padrão entre parênteses. Considera pesos amostrais.

TABELA A3 – Modelos de regressão linear para o logaritmo natural do rendimento/hora. Estimativas separadas por nível de riqueza domiciliar. Homens adultos ocupados – Brasil urbano, 2010.

(continua)

| Variáveis | Quintos do indicador do nível de riqueza domiciliar | | | | |
|--------------------------------|---|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | 1° quinto | 2° quinto | 3° quinto | 4° quinto | 5° quinto |
| Estado Conjugal | | | | | |
| Unido | 0,078 *** (0,006) | 0,111 *** (0,005) | 0,159 *** (0,005) | 0,180 *** (0,005) | 0,275 *** (0,008) |
| Casado | 0,097 *** (0,006) | 0,118 *** (0,005) | 0,177 *** (0,005) | 0,213 *** (0,005) | 0,358 *** (0,006) |
| Faixa Etária | | | | | |
| 30 a 34 anos | 0,016 ** (0,005) | 0,038 *** (0,004) | 0,047 *** (0,004) | 0,069 *** (0,005) | 0,136 *** (0,007) |
| 35 a 39 anos | 0,023 *** (0,005) | 0,039 *** (0,005) | 0,056 *** (0,005) | 0,084 *** (0,005) | 0,211 *** (0,007) |
| 40 a 44 anos | 0,024 *** (0,006) | 0,038 *** (0,005) | 0,063 *** (0,005) | 0,091 *** (0,005) | 0,243 *** (0,008) |
| 45 a 49 anos | 0,009 (0,007) | 0,029 *** (0,006) | 0,053 *** (0,006) | 0,090 *** (0,006) | 0,273 *** (0,008) |
| Nível de Escolaridade | | | | | |
| Sem Escolaridade | -0,111 *** (0,006) | -0,109 *** (0,004) | -0,122 *** (0,004) | -0,129 *** (0,005) | -0,164 *** (0,011) |
| Ens. Fundamental | -0,042 *** (0,006) | -0,048 *** (0,004) | -0,070 *** (0,004) | -0,091 *** (0,004) | -0,134 *** (0,006) |
| Ens. Superior | 0,299 *** (0,036) | 0,248 *** (0,018) | 0,300 *** (0,011) | 0,353 *** (0,007) | 0,517 *** (0,005) |
| Raça/Cor | | | | | |
| Cor parda | -0,030 *** (0,004) | -0,040 *** (0,003) | -0,057 *** (0,003) | -0,084 *** (0,004) | -0,151 *** (0,005) |
| Cor preta | -0,012 * (0,006) | -0,032 *** (0,005) | -0,059 *** (0,006) | -0,111 *** (0,006) | -0,208 *** (0,010) |
| Região Metropolitana | | | | | |
| Reg. Metropolitana | 0,106 *** (0,004) | 0,075 *** (0,003) | 0,050 *** (0,003) | 0,069 *** (0,003) | 0,171 *** (0,004) |
| Macrorregião | | | | | |
| Norte | -0,088 *** (0,006) | -0,050 *** (0,007) | -0,027 ** (0,008) | 0,045 *** (0,010) | 0,061 *** (0,015) |
| Nordeste | -0,335 *** (0,005) | -0,294 *** (0,004) | -0,258 *** (0,005) | -0,179 *** (0,006) | -0,093 *** (0,008) |
| Sul | -0,052 *** (0,006) | -0,018 *** (0,004) | 0,006 (0,004) | -0,008 * (0,004) | -0,100 *** (0,005) |
| Centro Oeste | 0,051 *** (0,007) | 0,054 *** (0,006) | 0,062 *** (0,006) | 0,066 *** (0,007) | 0,099 *** (0,009) |
| Nível Sócio Ocupacional | | | | | |
| Ocup. Manual | -0,219 *** (0,004) | -0,234 *** (0,004) | -0,239 *** (0,004) | -0,227 *** (0,006) | -0,158 *** (0,010) |
| Ocup. Superior | 0,111 *** (0,009) | 0,156 *** (0,007) | 0,192 *** (0,005) | 0,275 *** (0,004) | 0,403 *** (0,005) |

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico Brasileiro de 2010 – IBGE/IPUMS-I.

Notas: *p<0,05, **p<0,01, ***p<0,001. Erro padrão linearizado entre parênteses. Considera o desenho amostral completo.

(fim)

| Variáveis | Quintos do indicador do nível de riqueza domiciliar | | | | |
|----------------------------|---|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | 1° quinto | 2° quinto | 3° quinto | 4° quinto | 5° quinto |
| Posição na Ocupação | | | | | |
| Empreg. sem carteira | -0,313 *** (0,004) | -0,214 *** (0,004) | -0,147 *** (0,005) | -0,117 *** (0,006) | -0,155 *** (0,009) |
| Autônomo | -0,317 *** (0,006) | -0,135 *** (0,005) | -0,008 (0,005) | 0,069 *** (0,005) | 0,055 *** (0,007) |
| Profissional Liberal | -0,377 *** (0,041) | -0,233 *** (0,033) | -0,023 (0,024) | 0,014 (0,016) | 0,064 *** (0,011) |
| Funcionário Público | -0,053 *** (0,011) | -0,032 ** (0,010) | 0,067 *** (0,010) | 0,159 *** (0,009) | 0,215 *** (0,009) |
| Jornada de Trabalho | | | | | |
| Jornada parcial | 0,894 *** (0,009) | 0,977 *** (0,009) | 1,013 *** (0,008) | 0,971 *** (0,008) | 0,798 *** (0,009) |
| Jornada excessiva | -0,294 *** (0,004) | -0,271 *** (0,004) | -0,242 *** (0,004) | -0,229 *** (0,004) | -0,170 *** (0,006) |
| Setor de Atividade | | | | | |
| Indústria | 0,032 *** (0,005) | 0,042 *** (0,004) | 0,058 *** (0,004) | 0,087 *** (0,004) | 0,126 *** (0,005) |
| Construção | 0,099 *** (0,005) | 0,059 *** (0,005) | 0,012 * (0,005) | -0,002 (0,006) | 0,034 *** (0,009) |
| Comércio | -0,035 *** (0,006) | -0,034 *** (0,005) | -0,041 *** (0,004) | -0,025 *** (0,004) | 0,002 (0,006) |
| Constante | 1,509 *** (0,009) | 1,537 *** (0,006) | 1,594 *** (0,006) | 1,667 *** (0,006) | 1,631 *** (0,007) |
| R2 | 0,355 | 0,355 | 0,340 | 0,344 | 0,395 |
| N. Observações | 127184 | 155588 | 171097 | 180606 | 154707 |

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico Brasileiro de 2010 – IBGE/IPUMS-I.

Notas: *p<0,05, **p<0,01, ***p<0,001. Erro padrão linearizado entre parênteses. Considera o desenho amostral completo.

TABELA A4 – Efeitos marginais para probabilidades de ser casado. Modelo multinomial para estado conjugal. Estimativas separadas por posição na ocupação. Homens adultos ocupados – Brasil urbano, 2010.

| Variáveis | Efeitos Marginais - Casados | | | | |
|--------------------------------|-----------------------------|-------------------------|-----------------------|-----------------------|------------------------|
| | Empregados sem carteira | Empregados com carteira | Funcionários Públicos | Autônomos | Profissionais Liberais |
| Faixa Etária | | | | | |
| 30 a 34 anos | 0,124 *** (0,004) | 0,167 *** (0,002) | 0,186 *** (0,009) | 0,130 *** (0,004) | 0,215 *** (0,012) |
| 35 a 39 anos | 0,221 *** (0,004) | 0,276 *** (0,002) | 0,310 *** (0,009) | 0,224 *** (0,004) | 0,355 *** (0,012) |
| 40 a 44 anos | 0,296 *** (0,005) | 0,352 *** (0,003) | 0,368 *** (0,009) | 0,299 *** (0,004) | 0,421 *** (0,013) |
| 45 a 49 anos | 0,361 *** (0,005) | 0,415 *** (0,003) | 0,393 *** (0,009) | 0,362 *** (0,004) | 0,475 *** (0,012) |
| Nível de Escolaridade | | | | | |
| Sem Escolaridade | -0,093 *** (0,004) | -0,076 *** (0,002) | -0,076 *** (0,012) | -0,092 *** (0,004) | -0,075 *** (0,018) |
| Ens. Fundamental | -0,051 *** (0,004) | -0,041 *** (0,002) | -0,043 *** (0,009) | -0,047 *** (0,004) | -0,023 (0,015) |
| Ens. Superior | -0,010 (0,008) | 0,017 *** (0,003) | 0,005 (0,007) | 0,016 * (0,007) | 0,051 *** (0,010) |
| Raça/Cor | | | | | |
| Cor preta | -0,067 *** (0,005) | -0,058 *** (0,003) | -0,047 *** (0,012) | -0,078 *** (0,005) | -0,040 (0,022) |
| Cor parda | -0,023 *** (0,003) | -0,029 *** (0,002) | -0,016 * (0,007) | -0,037 *** (0,003) | -0,023 * (0,011) |
| Região Metropolitana | | | | | |
| Reg. Metropolitana | -0,067 *** (0,003) | -0,051 *** (0,002) | -0,044 *** (0,006) | -0,068 *** (0,003) | -0,057 *** (0,008) |
| Macrorregião | | | | | |
| Norte | -0,088 *** (0,005) | -0,109 *** (0,004) | -0,091 *** (0,010) | -0,117 *** (0,005) | -0,045 * (0,021) |
| Nordeste | -0,013 *** (0,004) | -0,026 *** (0,002) | 0,005 (0,008) | -0,032 *** (0,004) | -0,008 (0,012) |
| Sul | -0,017 *** (0,005) | -0,023 *** (0,002) | 0,005 (0,009) | -0,013 ** (0,004) | -0,013 (0,010) |
| Centro Oeste | -0,008 (0,006) | -0,015 *** (0,003) | 0,007 (0,010) | -0,001 (0,005) | 0,031 (0,017) |
| Nível Sócio Ocupacional | | | | | |
| Ocup. Superior | 0,062 *** (0,005) | 0,034 *** (0,002) | -0,002 (0,007) | 0,028 *** (0,004) | NA |
| Ocup. Manual | -0,080 *** (0,004) | -0,087 *** (0,002) | -0,037 ** (0,012) | -0,111 *** (0,005) | NA |
| Jornada de Trabalho | | | | | |
| Jornada Parcial | -0,034 *** (0,004) | -0,019 *** (0,003) | -0,051 *** (0,008) | -0,052 *** (0,004) | -0,081 *** (0,011) |
| Jornada excessiva | 0,015 *** (0,004) | 0,011 *** (0,002) | 0,030 ** (0,010) | 0,014 *** (0,003) | 0,031 ** (0,010) |
| Setor de Atividade | | | | | |
| Indústria | 0,005 (0,005) | 0,052 *** (0,002) | NA | 0,020 *** (0,005) | 0,013 (0,015) |
| Construção | -0,018 *** (0,004) | -0,020 *** (0,003) | NA | -0,042 *** (0,004) | 0,032 (0,024) |
| Comércio | -0,001 (0,004) | 0,018 *** (0,002) | NA | 0,032 *** (0,004) | 0,039 ** (0,014) |
| N. Observações | 124784 | 444742 | 39154 | 163376 | 17126 |

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico Brasileiro de 2010 – IBGE/IPUMS-I.

Notas: *p<0,05, **p<0,01, ***p<0,001. Erro padrão linearizado entre parênteses. Considera pesos e desenho amostral.

TABELA A5 – Efeitos marginais para probabilidades de ser solteiro. Modelo multinomial para estado conjugal. Estimativas separadas por posição na ocupação. Homens adultos ocupados – Brasil urbano, 2010.

| Variáveis | Efeitos Marginais - Solteiros | | | | |
|--------------------------------|-------------------------------|-------------------------|-----------------------|-----------------------|------------------------|
| | Empregados sem carteira | Empregados com carteira | Funcionários Públicos | Autônomos | Profissionais Liberais |
| Faixa Etária | | | | | |
| 30 a 34 anos | -0,145 *** (0,004) | -0,180 *** (0,002) | -0,212 *** (0,009) | -0,142 *** (0,004) | -0,255 *** (0,012) |
| 35 a 39 anos | -0,218 *** (0,004) | -0,261 *** (0,002) | -0,327 *** (0,009) | -0,200 *** (0,004) | -0,394 *** (0,012) |
| 40 a 44 anos | -0,252 *** (0,004) | -0,296 *** (0,002) | -0,370 *** (0,008) | -0,228 *** (0,004) | -0,456 *** (0,012) |
| 45 a 49 anos | -0,279 *** (0,004) | -0,317 *** (0,002) | -0,396 *** (0,008) | -0,245 *** (0,004) | -0,489 *** (0,011) |
| Nível de Escolaridade | | | | | |
| Sem Escolaridade | -0,064 *** (0,004) | -0,059 *** (0,002) | -0,028 ** (0,009) | -0,042 *** (0,003) | -0,029 (0,017) |
| Ens. Fundamental | -0,068 *** (0,004) | -0,055 *** (0,002) | -0,030 *** (0,007) | -0,042 *** (0,003) | -0,061 *** (0,013) |
| Ens. Superior | 0,123 *** (0,007) | 0,085 *** (0,003) | 0,067 *** (0,006) | 0,076 *** (0,006) | 0,048 *** (0,009) |
| Raça/Cor | | | | | |
| Cor preta | -0,004 (0,005) | -0,016 *** (0,002) | -0,014 (0,010) | -0,003 (0,004) | -0,022 (0,020) |
| Cor parda | 0,000 (0,003) | -0,005 ** (0,002) | -0,015 ** (0,005) | 0,000 (0,002) | -0,008 (0,010) |
| Região Metropolitana | | | | | |
| Reg. Metropolitana | 0,009 *** (0,003) | 0,011 *** (0,001) | 0,029 *** (0,005) | 0,008 *** (0,002) | 0,032 *** (0,007) |
| Macrorregião | | | | | |
| Norte | -0,085 *** (0,005) | -0,058 *** (0,003) | -0,064 *** (0,008) | -0,064 *** (0,004) | -0,044 * (0,020) |
| Nordeste | -0,062 *** (0,003) | -0,043 *** (0,002) | -0,041 *** (0,006) | -0,046 *** (0,003) | -0,035 ** (0,011) |
| Sul | -0,051 *** (0,004) | -0,054 *** (0,002) | -0,074 *** (0,007) | -0,044 *** (0,003) | -0,059 *** (0,009) |
| Centro Oeste | -0,052 *** (0,005) | -0,042 *** (0,003) | -0,048 *** (0,008) | -0,040 *** (0,004) | -0,046 ** (0,014) |
| Nível Sócio Ocupacional | | | | | |
| Ocup. Superior | 0,010 * (0,004) | 0,009 *** (0,002) | 0,017 ** (0,006) | 0,004 (0,003) | NA |
| Ocup. Manual | 0,075 *** (0,004) | 0,056 *** (0,002) | 0,005 (0,010) | 0,078 *** (0,004) | NA |
| Jornada de Trabalho | | | | | |
| Jornada Parcial | 0,059 *** (0,004) | 0,028 *** (0,003) | 0,036 *** (0,006) | 0,047 *** (0,003) | 0,061 *** (0,010) |
| Jornada excessiva | -0,065 *** (0,003) | -0,060 *** (0,002) | -0,046 *** (0,008) | -0,047 *** (0,002) | -0,059 *** (0,009) |
| Setor de Atividade | | | | | |
| Indústria | -0,037 *** (0,004) | -0,040 *** (0,002) | NA | -0,020 *** (0,004) | -0,019 (0,014) |
| Construção | -0,029 *** (0,004) | -0,040 *** (0,002) | NA | -0,007 ** (0,003) | -0,041 * (0,021) |
| Comércio | -0,010 * (0,004) | -0,009 *** (0,002) | NA | -0,021 *** (0,003) | -0,033 ** (0,013) |
| N. Observações | 124784 | 444742 | 39154 | 163376 | 17126 |

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico Brasileiro de 2010 – IBGE/IPUMS-I.

Notas: *p<0,05, **p<0,01, ***p<0,001. Erro padrão linearizado entre parênteses. Considera pesos e desenho amostral.

TABELA A6 – Efeitos marginais para probabilidades de ser unido. Modelo multinomial para estado conjugal. Estimativas separadas por posição na ocupação. Homens adultos ocupados – Brasil urbano, 2010.

| Variáveis | Efeitos Marginais - Unidos | | | | |
|--------------------------------|----------------------------|-------------------------|-----------------------|-----------------------|------------------------|
| | Empregados sem carteira | Empregados com carteira | Funcionários Públicos | Autônomos | Profissionais Liberais |
| Faixa Etária | | | | | |
| 30 a 34 anos | 0,022 *** (0,005) | 0,013 *** (0,002) | 0,026 *** (0,008) | 0,012 ** (0,005) | 0,040 *** (0,010) |
| 35 a 39 anos | -0,003 (0,005) | -0,016 *** (0,002) | 0,017 * (0,008) | -0,024 *** (0,005) | 0,039 *** (0,011) |
| 40 a 44 anos | -0,044 *** (0,005) | -0,057 *** (0,002) | 0,001 (0,008) | -0,071 *** (0,005) | 0,035 ** (0,011) |
| 45 a 49 anos | -0,082 *** (0,005) | -0,098 *** (0,003) | 0,003 (0,008) | -0,117 *** (0,005) | 0,014 (0,011) |
| Nível de Escolaridade | | | | | |
| Sem Escolaridade | 0,156 *** (0,005) | 0,135 *** (0,002) | 0,104 *** (0,011) | 0,134 *** (0,004) | 0,104 *** (0,018) |
| Ens. Fundamental | 0,119 *** (0,004) | 0,096 *** (0,002) | 0,072 *** (0,009) | 0,089 *** (0,004) | 0,084 *** (0,014) |
| Ens. Superior | -0,113 *** (0,007) | -0,102 *** (0,003) | -0,072 *** (0,006) | -0,092 *** (0,007) | -0,099 *** (0,009) |
| Raça/Cor | | | | | |
| Cor preta | 0,072 *** (0,006) | 0,074 *** (0,003) | 0,061 *** (0,010) | 0,081 *** (0,005) | 0,062 ** (0,019) |
| Cor parda | 0,023 *** (0,004) | 0,033 *** (0,002) | 0,031 *** (0,006) | 0,037 *** (0,003) | 0,031 *** (0,009) |
| Região Metropolitana | | | | | |
| Reg Metropolitana | 0,058 *** (0,003) | 0,040 *** (0,002) | 0,015 ** (0,005) | 0,060 *** (0,003) | 0,024 *** (0,007) |
| Macrorregião | | | | | |
| Norte | 0,172 *** (0,006) | 0,168 *** (0,004) | 0,154 *** (0,009) | 0,181 *** (0,006) | 0,089 *** (0,018) |
| Nordeste | 0,075 *** (0,004) | 0,070 *** (0,002) | 0,036 *** (0,006) | 0,078 *** (0,004) | 0,043 *** (0,010) |
| Sul | 0,068 *** (0,005) | 0,077 *** (0,002) | 0,069 *** (0,008) | 0,057 *** (0,004) | 0,072 *** (0,010) |
| Centro Oeste | 0,060 *** (0,006) | 0,057 *** (0,003) | 0,042 *** (0,008) | 0,041 *** (0,005) | 0,016 (0,014) |
| Nível Sócio Ocupacional | | | | | |
| Ocup. Superior | -0,071 *** (0,005) | -0,043 *** (0,002) | -0,015 ** (0,006) | -0,031 *** (0,004) | NA |
| Ocup. Manual | 0,005 (0,004) | 0,031 *** (0,002) | 0,032 *** (0,009) | 0,033 *** (0,005) | NA |
| Jornada de Trabalho | | | | | |
| Jornada Parcial | -0,025 *** (0,005) | -0,009 ** (0,003) | 0,015 * (0,006) | 0,005 (0,004) | 0,019 * (0,009) |
| Jornada excessiva | 0,051 *** (0,004) | 0,049 *** (0,002) | 0,016 (0,009) | 0,033 *** (0,003) | 0,027 ** (0,009) |
| Setor de Atividade | | | | | |
| Indústria | 0,032 *** (0,005) | -0,012 *** (0,002) | NA | -0,000 (0,005) | 0,006 (0,012) |
| Construção | 0,046 *** (0,004) | 0,060 *** (0,003) | NA | 0,049 *** (0,004) | 0,009 (0,020) |
| Comércio | 0,011 * (0,004) | -0,008 *** (0,002) | NA | -0,012 *** (0,004) | -0,006 (0,011) |
| N. Observações | 124784 | 444742 | 39154 | 163376 | 17126 |

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico Brasileiro de 2010 – IBGE/IPUMS-I.

Notas: *p<0,05, **p<0,01, ***p<0,001. Erro padrão linearizado entre parênteses. Considera pesos e desenho amostral.

TABELA A7 – Modelos de regressão linear para o logaritmo natural do rendimento/hora, com controles para características produtivas da esposa/parceira. Homens adultos ocupados – Brasil urbano, 2010.

| Variáveis | (continua) | | | |
|---|----------------------------|------------------------------|-------------------------|--------------------------|
| | (1) Todos da Amostra | (2) Homens com cônjuge | (3) Apenas unidos | (4) Apenas casados |
| Estado Conjugal | | | | |
| Unido | 0,008 * (0,003) | NA | NA | NA |
| Casado | 0,089 *** (0,003) | 0,079 *** (0,002) | NA | NA |
| Nível de Escolaridade da Esposa/Parceira | | | | |
| Mulher - Ens. Fundamental | 0,086 *** (0,003) | 0,090 *** (0,003) | 0,099 *** (0,004) | 0,080 *** (0,004) |
| Mulher - Ens. Médio | 0,186 *** (0,003) | 0,191 *** (0,003) | 0,212 *** (0,004) | 0,174 *** (0,004) |
| Mulher - Ens. Superior | 0,424 *** (0,004) | 0,427 *** (0,004) | 0,446 *** (0,008) | 0,409 *** (0,005) |
| Jornada de Trabalho da Esposa/Parceira | | | | |
| Mulher - Jornada Parcial | 0,032 *** (0,003) | 0,024 *** (0,003) | 0,054 *** (0,005) | 0,004 (0,004) |
| Mulher - Jornada Integral | -0,046 *** (0,003) | -0,047 *** (0,003) | 0,000 (0,004) | -0,077 *** (0,004) |
| Mulher - Jornada Excessiva | -0,085 *** (0,004) | -0,086 *** (0,004) | -0,044 *** (0,006) | -0,116 *** (0,006) |
| Inserção no Mercado de Trabalho da Esposa/Parceira | | | | |
| Mulher - mesmo Tipo de Ocupação | 0,019 *** (0,003) | 0,018 *** (0,003) | -0,006 (0,005) | 0,029 *** (0,004) |
| Mulher - mesmo Setor de Atividade | 0,024 *** (0,003) | 0,021 *** (0,003) | 0,030 *** (0,005) | 0,015 *** (0,004) |
| Mulher - mesma Posição na Ocupação | -0,024 *** (0,003) | -0,020 *** (0,003) | -0,028 *** (0,004) | -0,015 *** (0,003) |
| Faixa Etária | | | | |
| 30 a 34 anos | 0,076 *** (0,002) | 0,082 *** (0,003) | 0,074 *** (0,004) | 0,095 *** (0,004) |
| 35 a 39 anos | 0,128 *** (0,003) | 0,142 *** (0,003) | 0,122 *** (0,004) | 0,164 *** (0,004) |
| 40 a 44 anos | 0,174 *** (0,003) | 0,190 *** (0,003) | 0,169 *** (0,004) | 0,211 *** (0,004) |
| 45 a 49 anos | 0,207 *** (0,003) | 0,223 *** (0,003) | 0,195 *** (0,005) | 0,245 *** (0,004) |
| Nível de Escolaridade | | | | |
| Sem Escolaridade | -0,228 *** (0,003) | -0,226 *** (0,003) | -0,208 *** (0,004) | -0,240 *** (0,004) |
| Ens. Fundamental | -0,131 *** (0,002) | -0,130 *** (0,002) | -0,119 *** (0,004) | -0,139 *** (0,003) |
| Ens. Superior | 0,543 *** (0,004) | 0,546 *** (0,005) | 0,529 *** (0,009) | 0,543 *** (0,005) |

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico Brasileiro de 2010 – IBGE/IPUMS-I.

Notas: *p<0,05, **p<0,01, ***p<0,001. Erro padrão linearizado entre parênteses. Considera o desenho amostral completo.

| Variáveis | (fim) | | | |
|--------------------------------|----------------------------|------------------------------|-------------------------|--------------------------|
| | (1) Todos da Amostra | (2) Homens com cônjuge | (3) Apenas unidos | (4) Apenas casados |
| Raça/Cor | | | | |
| Cor parda | -0,114 *** (0,002) | -0,112 *** (0,002) | -0,086 *** (0,003) | -0,130 *** (0,003) |
| Cor preta | -0,125 *** (0,003) | -0,125 *** (0,003) | -0,095 *** (0,005) | -0,148 *** (0,004) |
| Região Metropolitana | | | | |
| Reg. Metropolitana | 0,133 *** (0,002) | 0,124 *** (0,002) | 0,097 *** (0,003) | 0,142 *** (0,002) |
| Macrorregião | | | | |
| Norte | -0,156 *** (0,004) | -0,166 *** (0,004) | -0,185 *** (0,005) | -0,144 *** (0,006) |
| Nordeste | -0,355 *** (0,002) | -0,368 *** (0,002) | -0,374 *** (0,004) | -0,362 *** (0,003) |
| Sul | -0,030 *** (0,002) | -0,024 *** (0,002) | -0,011 ** (0,004) | -0,033 *** (0,003) |
| Centro Oeste | 0,024 *** (0,003) | 0,020 *** (0,004) | 0,016 ** (0,005) | 0,021 *** (0,005) |
| Nível Sócio Ocupacional | | | | |
| Ocup. Manual | -0,251 *** (0,002) | -0,254 *** (0,003) | -0,252 *** (0,004) | -0,260 *** (0,004) |
| Ocup. Superior | 0,342 *** (0,003) | 0,343 *** (0,003) | 0,297 *** (0,005) | 0,365 *** (0,004) |
| Posição na Ocupação | | | | |
| Empreg. sem carteira | -0,205 *** (0,003) | -0,181 *** (0,003) | -0,191 *** (0,004) | -0,177 *** (0,004) |
| Autônomo | -0,033 *** (0,003) | -0,021 *** (0,003) | -0,069 *** (0,004) | 0,016 *** (0,004) |
| Profissional Liberal | 0,019 * (0,008) | 0,041 *** (0,010) | -0,017 (0,018) | 0,070 *** (0,012) |
| Funcionário Público | 0,114 *** (0,005) | 0,108 *** (0,006) | 0,100 *** (0,010) | 0,116 *** (0,007) |
| Jornada de Trabalho | | | | |
| Jornada parcial | 0,895 *** (0,004) | 0,927 *** (0,005) | 0,950 *** (0,007) | 0,913 *** (0,006) |
| Jornada excessiva | -0,229 *** (0,002) | -0,230 *** (0,002) | -0,239 *** (0,003) | -0,223 *** (0,003) |
| Setor de Atividade | | | | |
| Indústria | 0,072 *** (0,002) | 0,073 *** (0,002) | 0,050 *** (0,004) | 0,087 *** (0,003) |
| Construção | 0,016 *** (0,003) | 0,013 *** (0,003) | 0,026 *** (0,004) | -0,004 (0,004) |
| Comércio | -0,020 *** (0,002) | -0,016 *** (0,003) | -0,028 *** (0,004) | -0,010 ** (0,003) |
| Constante | 1,635 *** (0,003) | 1,628 *** (0,004) | 1,629 *** (0,006) | 1,704 *** (0,006) |
| R2 | 0,495 | 0,503 | 0,456 | 0,502 |
| N. Observações | 789182 | 645033 | 260994 | 384039 |

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico Brasileiro de 2010 – IBGE/IPUMS-I.

Notas: *p<0,05, **p<0,01, ***p<0,001. Erro padrão linearizado entre parênteses. Considera o desenho amostral completo.

TABELA A8 – Modelos de regressão linear para o logaritmo natural do rendimento/hora, com controles para características produtivas da esposa/parceira. Estimativas separadas por posição na ocupação. Homens adultos ocupados, casados ou unidos – Brasil urbano, 2010.

(continua)

| Variáveis | Empregados sem carteira | Empregados com carteira | Funcionários Públicos | Autônomos | Profissionais Liberais |
|---|-------------------------|-------------------------|-----------------------|-----------------------|------------------------|
| Tipo de união | | | | | |
| Casado | 0,058 *** (0,005) | 0,067 *** (0,002) | 0,063 *** (0,011) | 0,106 *** (0,005) | 0,162 *** (0,021) |
| Nível de Escolaridade da Esposa/Parceira | | | | | |
| Mulher - Ens. Fundamental | 0,098 *** (0,006) | 0,066 *** (0,003) | 0,048 * (0,020) | 0,122 *** (0,006) | 0,117 * (0,046) |
| Mulher - Ens. Médio | 0,203 *** (0,008) | 0,148 *** (0,003) | 0,205 *** (0,020) | 0,266 *** (0,007) | 0,235 *** (0,045) |
| Mulher - Ens. Superior | 0,416 *** (0,013) | 0,384 *** (0,005) | 0,478 *** (0,023) | 0,489 *** (0,011) | 0,458 *** (0,048) |
| Jornada de Trabalho da Esposa/Parceira | | | | | |
| Mulher - Jornada Parcial | 0,095 *** (0,009) | 0,000 (0,004) | -0,058 *** (0,016) | 0,032 *** (0,008) | -0,028 (0,031) |
| Mulher - Jornada Integral | 0,026 *** (0,007) | -0,068 *** (0,003) | -0,102 *** (0,013) | -0,027 *** (0,006) | -0,173 *** (0,025) |
| Mulher - Jornada Excessiva | -0,027 * (0,012) | -0,094 *** (0,005) | -0,122 *** (0,025) | -0,115 *** (0,010) | -0,240 *** (0,039) |
| Inserção no Mercado de Trabalho da Esposa/Parceira | | | | | |
| Mulher - mesmo Tipo de Ocupação | -0,006 (0,009) | 0,012 *** (0,004) | 0,075 *** (0,014) | -0,012 (0,009) | -0,016 (0,027) |
| Mulher - mesmo Setor de Atividade | 0,029 ** (0,010) | 0,004 (0,004) | 0,008 (0,015) | 0,033 *** (0,010) | 0,086 *** (0,025) |
| Mulher - mesma Posição na Ocupação | -0,077 *** (0,007) | 0,008 * (0,003) | -0,134 *** (0,014) | 0,031 *** (0,008) | 0,089 ** (0,033) |
| Faixa Etária | | | | | |
| 30 a 34 anos | 0,062 *** (0,007) | 0,081 *** (0,003) | 0,125 *** (0,017) | 0,076 *** (0,008) | 0,164 *** (0,030) |
| 35 a 39 anos | 0,124 *** (0,008) | 0,140 *** (0,003) | 0,218 *** (0,017) | 0,124 *** (0,008) | 0,210 *** (0,031) |
| 40 a 44 anos | 0,153 *** (0,008) | 0,189 *** (0,003) | 0,311 *** (0,017) | 0,165 *** (0,008) | 0,263 *** (0,032) |
| 45 a 49 anos | 0,176 *** (0,009) | 0,226 *** (0,004) | 0,386 *** (0,018) | 0,179 *** (0,008) | 0,304 *** (0,032) |
| Nível de Escolaridade | | | | | |
| Sem Escolaridade | -0,207 *** (0,008) | -0,197 *** (0,003) | -0,309 *** (0,020) | -0,275 *** (0,007) | -0,358 *** (0,042) |
| Ens. Fundamental | -0,118 *** (0,007) | -0,126 *** (0,003) | -0,239 *** (0,014) | -0,145 *** (0,006) | -0,290 *** (0,032) |
| Ens. Superior | 0,516 *** (0,017) | 0,568 *** (0,006) | 0,527 *** (0,013) | 0,351 *** (0,017) | 0,501 *** (0,024) |

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico Brasileiro de 2010 – IBGE/IPUMS-I.

Notas: *p<0,05, **p<0,01, ***p<0,001. Erro padrão linearizado entre parênteses. Considera o desenho amostral completo.

(fim)

| Variáveis | Empregados sem carteira | Empregados com carteira | Funcionários Públicos | Autônomos | Profissionais Liberais |
|--------------------------------|-------------------------|-------------------------|-----------------------|-----------------------|------------------------|
| Raça/Cor | | | | | |
| Cor parda | -0,088 *** (0,006) | -0,101 *** (0,002) | -0,179 *** (0,011) | -0,130 *** (0,005) | -0,196 *** (0,024) |
| Cor preta | -0,097 *** (0,009) | -0,115 *** (0,004) | -0,185 *** (0,019) | -0,145 *** (0,009) | -0,256 *** (0,046) |
| Região Metropolitana | | | | | |
| Reg. Metropolitana | 0,146 *** (0,005) | 0,086 *** (0,002) | 0,315 *** (0,010) | 0,131 *** (0,005) | 0,249 *** (0,018) |
| Macrorregião | | | | | |
| Norte | -0,196 *** (0,009) | -0,133 *** (0,005) | -0,015 (0,016) | -0,242 *** (0,010) | -0,005 (0,045) |
| Nordeste | -0,435 *** (0,006) | -0,304 *** (0,003) | -0,156 *** (0,014) | -0,491 *** (0,006) | -0,225 *** (0,027) |
| Sul | -0,017 * (0,008) | -0,029 *** (0,003) | -0,025 (0,014) | 0,005 (0,006) | -0,054 * (0,022) |
| Centro Oeste | 0,022 * (0,009) | -0,018 *** (0,004) | 0,169 *** (0,017) | 0,048 *** (0,009) | 0,052 (0,041) |
| Nível Sócio Ocupacional | | | | | |
| Ocup. Manual | -0,274 *** (0,006) | -0,233 *** (0,003) | -0,252 *** (0,016) | -0,333 *** (0,009) | NA |
| Ocup. Superior | 0,342 *** (0,009) | 0,366 *** (0,003) | 0,327 *** (0,012) | 0,274 *** (0,008) | NA |
| Jornada de Trabalho | | | | | |
| Jornada parcial | 0,808 *** (0,010) | 1,152 *** (0,006) | 0,464 *** (0,016) | 0,811 *** (0,010) | 0,689 *** (0,028) |
| Jornada excessiva | -0,267 *** (0,006) | -0,246 *** (0,003) | -0,256 *** (0,016) | -0,209 *** (0,005) | -0,141 *** (0,021) |
| Setor de Atividade | | | | | |
| Indústria | 0,015 (0,008) | 0,100 *** (0,003) | NA | 0,006 (0,009) | -0,206 *** (0,033) |
| Construção | -0,005 (0,006) | 0,047 *** (0,003) | NA | -0,045 *** (0,006) | 0,047 (0,043) |
| Comércio | -0,026 *** (0,007) | -0,029 *** (0,003) | NA | 0,030 *** (0,007) | -0,167 *** (0,028) |
| Constante | 1,487 *** (0,012) | 1,638 *** (0,005) | 1,683 *** (0,027) | 1,657 *** (0,012) | 1,956 *** (0,059) |
| R2 | 0,445 | 0,555 | 0,500 | 0,347 | 0,355 |
| N. Observações | 98563 | 361365 | 31586 | 140921 | 12598 |

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico Brasileiro de 2010 – IBGE/IPUMS-I.

Notas: *p<0,05, **p<0,01, ***p<0,001. Erro padrão linearizado entre parênteses. Considera o desenho amostral completo.

TABELA A9 – Modelos de regressão linear para o logaritmo natural do rendimento/hora, com controles para características produtivas da esposa/parceira. Estimativas separadas por nível de riqueza domiciliar. Homens adultos ocupados, casados ou unidos – Brasil urbano, 2010.

(continua)

| Variáveis | Quintos do indicador do nível de riqueza domiciliar | | | | |
|---|---|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | 1° quinto | 2° quinto | 3° quinto | 4° quinto | 5° quinto |
| Tipo de União | | | | | |
| Casado | 0,012 ** (0,004) | 0,001 (0,003) | 0,014 *** (0,003) | 0,026 *** (0,004) | 0,068 *** (0,006) |
| Nível de Escolaridade da Esposa/Parceira | | | | | |
| Mulher - Ens. Fundamental | 0,059 *** (0,005) | 0,054 *** (0,004) | 0,046 *** (0,005) | 0,032 *** (0,006) | 0,023 (0,012) |
| Mulher - Ens. Médio | 0,109 *** (0,006) | 0,101 *** (0,005) | 0,087 *** (0,005) | 0,075 *** (0,006) | 0,090 *** (0,011) |
| Mulher - Ens. Superior | 0,221 *** (0,025) | 0,141 *** (0,014) | 0,144 *** (0,009) | 0,153 *** (0,008) | 0,269 *** (0,012) |
| Jornada de Trabalho da Esposa/Parceira | | | | | |
| Mulher - Jornada Parcial | 0,047 *** (0,007) | 0,040 *** (0,006) | 0,008 (0,006) | -0,012 (0,006) | -0,101 *** (0,008) |
| Mulher - Jornada Integral | 0,031 *** (0,006) | -0,002 (0,005) | -0,050 *** (0,005) | -0,095 *** (0,005) | -0,222 *** (0,007) |
| Mulher - Jornada Excessiva | -0,031 ** (0,010) | -0,042 *** (0,008) | -0,104 *** (0,008) | -0,149 *** (0,008) | -0,250 *** (0,011) |
| Inserção no Mercado de Trabalho da Esposa/Parceira | | | | | |
| Mulher - mesmo Tipo de Ocupação | -0,023 ** (0,008) | -0,023 *** (0,006) | -0,023 *** (0,006) | -0,015 ** (0,006) | 0,052 *** (0,007) |
| Mulher - mesmo Setor de Atividade | -0,016 (0,009) | -0,009 (0,006) | -0,002 (0,006) | 0,004 (0,006) | 0,036 *** (0,007) |
| Mulher - mesma Posição na Ocupação | -0,033 *** (0,007) | -0,015 ** (0,005) | -0,001 (0,005) | -0,002 (0,005) | -0,010 (0,006) |
| Faixa Etária | | | | | |
| 30 a 34 anos | 0,017 ** (0,005) | 0,038 *** (0,005) | 0,040 *** (0,005) | 0,067 *** (0,006) | 0,133 *** (0,009) |
| 35 a 39 anos | 0,028 *** (0,006) | 0,041 *** (0,005) | 0,052 *** (0,005) | 0,085 *** (0,006) | 0,216 *** (0,009) |
| 40 a 44 anos | 0,034 *** (0,006) | 0,047 *** (0,006) | 0,062 *** (0,005) | 0,093 *** (0,006) | 0,251 *** (0,009) |
| 45 a 49 anos | 0,025 *** (0,007) | 0,043 *** (0,006) | 0,050 *** (0,006) | 0,089 *** (0,006) | 0,279 *** (0,009) |
| Nível de Escolaridade | | | | | |
| Sem Escolaridade | -0,071 *** (0,007) | -0,074 *** (0,005) | -0,091 *** (0,005) | -0,099 *** (0,006) | -0,118 *** (0,012) |
| Ens. Fundamental | -0,021 ** (0,007) | -0,033 *** (0,004) | -0,057 *** (0,004) | -0,076 *** (0,004) | -0,101 *** (0,007) |
| Ens. Superior | 0,342 *** (0,047) | 0,229 *** (0,021) | 0,233 *** (0,013) | 0,289 *** (0,008) | 0,470 *** (0,006) |

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico Brasileiro de 2010 – IBGE/IPUMS-I.

Notas: *p<0,05, **p<0,01, ***p<0,001. Erro padrão linearizado entre parênteses. Considera o desenho amostral completo.

(fim)

| Variáveis | Quintos do indicador do nível de riqueza domiciliar | | | | |
|--------------------------------|---|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | 1° quinto | 2° quinto | 3° quinto | 4° quinto | 5° quinto |
| Raça/Cor | | | | | |
| Cor parda | -0,026 *** (0,005) | -0,037 *** (0,004) | -0,052 *** (0,004) | -0,077 *** (0,004) | -0,140 *** (0,006) |
| Cor preta | -0,011 (0,007) | -0,034 *** (0,006) | -0,056 *** (0,006) | -0,101 *** (0,007) | -0,196 *** (0,011) |
| Região Metropolitana | | | | | |
| Reg. Metropolitana | 0,103 *** (0,004) | 0,073 *** (0,003) | 0,046 *** (0,003) | 0,057 *** (0,004) | 0,159 *** (0,005) |
| Macrorregião | | | | | |
| Norte | -0,091 *** (0,007) | -0,056 *** (0,007) | -0,034 *** (0,009) | 0,047 *** (0,011) | 0,070 *** (0,017) |
| Nordeste | -0,336 *** (0,005) | -0,302 *** (0,004) | -0,267 *** (0,005) | -0,181 *** (0,006) | -0,086 *** (0,009) |
| Sul | -0,040 *** (0,007) | -0,010 * (0,005) | 0,016 *** (0,004) | 0,007 (0,004) | -0,082 *** (0,005) |
| Centro Oeste | 0,046 *** (0,007) | 0,052 *** (0,006) | 0,066 *** (0,007) | 0,064 *** (0,008) | 0,090 *** (0,010) |
| Nível Sócio Ocupacional | | | | | |
| Ocup. Manual | -0,212 *** (0,004) | -0,229 *** (0,004) | -0,232 *** (0,005) | -0,222 *** (0,007) | -0,138 *** (0,012) |
| Ocup. Superior | 0,114 *** (0,010) | 0,155 *** (0,007) | 0,191 *** (0,006) | 0,268 *** (0,005) | 0,380 *** (0,006) |
| Posição na Ocupação | | | | | |
| Empreg. sem carteira | -0,292 *** (0,005) | -0,194 *** (0,005) | -0,124 *** (0,006) | -0,083 *** (0,007) | -0,096 *** (0,011) |
| Autônomo | -0,312 *** (0,006) | -0,127 *** (0,005) | 0,005 (0,005) | 0,084 *** (0,005) | 0,064 *** (0,007) |
| Profissional Liberal | -0,373 *** (0,042) | -0,217 *** (0,037) | -0,017 (0,027) | 0,025 (0,019) | 0,086 *** (0,013) |
| Funcionário Público | -0,058 *** (0,012) | -0,034 ** (0,011) | 0,061 *** (0,011) | 0,148 *** (0,010) | 0,190 *** (0,009) |
| Jornada de Trabalho | | | | | |
| Jornada parcial | 0,913 *** (0,010) | 0,997 *** (0,009) | 1,029 *** (0,009) | 0,978 *** (0,009) | 0,808 *** (0,011) |
| Jornada excessiva | -0,287 *** (0,005) | -0,267 *** (0,004) | -0,237 *** (0,004) | -0,227 *** (0,005) | -0,178 *** (0,006) |
| Setor de Atividade | | | | | |
| Indústria | 0,037 *** (0,006) | 0,047 *** (0,005) | 0,057 *** (0,004) | 0,091 *** (0,005) | 0,126 *** (0,006) |
| Construção | 0,097 *** (0,006) | 0,059 *** (0,005) | 0,010 (0,005) | -0,005 (0,006) | 0,034 *** (0,010) |
| Comércio | -0,030 *** (0,006) | -0,030 *** (0,005) | -0,041 *** (0,005) | -0,018 *** (0,005) | 0,006 (0,007) |
| Constante | 1,498 *** (0,010) | 1,571 *** (0,008) | 1,712 *** (0,008) | 1,837 *** (0,009) | 1,912 *** (0,015) |
| R2 | 0,363 | 0,363 | 0,340 | 0,340 | 0,410 |
| N. Observações | 107462 | 128659 | 141001 | 146944 | 120967 |

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico Brasileiro de 2010 – IBGE/IPUMS-I.

Notas: *p<0,05, **p<0,01, ***p<0,001. Erros padrão linearizado entre parênteses. Considera o desenho amostral completo.