



# Evidências sobre o prêmio salarial masculino do casamento e da coabitação no Brasil

Janaína Guiginski\*  
Simone Wajnman\*\*  
Flávia Chein\*\*\*

O objetivo principal é analisar a associação entre o casamento e a coabitação e o rendimento do trabalho masculino no Brasil. O artigo discute o fenômeno do “prêmio salarial masculino do casamento” – geralmente, homens casados apresentam rendimentos mais elevados do que os solteiros no mercado de trabalho. Tendo em vista que no Brasil a união informal é uma modalidade conjugal bastante comum, o prêmio para a coabitação também é investigado nessa situação. A associação entre o estado conjugal e o trabalho remunerado dos homens brasileiros é analisada por meio de regressões lineares, quantílicas e decomposições de Oaxaca-Blinder para os diferenciais de rendimentos entre os homens solteiros, casados e coabitantes. O Censo Demográfico de 2010 é a fonte de dados utilizada. Os resultados confirmam a existência de prêmios do casamento e da coabitação para os homens brasileiros. Os prêmios observados tendem a ser menores para a coabitação do que para o casamento. As decomposições dos diferenciais de rendimentos mostram que os prêmios devem-se à estrutura salarial e não a efeitos de composição.

**Palavras-chave:** Mercado de trabalho. Diferenciais de rendimentos. Prêmio salarial masculino do casamento. Prêmio da coabitação.

\* Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG), Belo Horizonte-MG, Brasil ([janainaguiginski@gmail.com](mailto:janainaguiginski@gmail.com); <https://orcid.org/0000-0003-0590-4538>).

\*\* Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional (Cedeplar) da Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG), Belo Horizonte-MG, Brasil ([simonewajnman@gmail.com](mailto:simonewajnman@gmail.com); <https://orcid.org/0000-0003-1140-1734>).

\*\*\* Programa de Pós-Graduação da Faculdade de Economia da Universidade Federal de Juiz de Fora (UFJF), Juiz de Fora-MG, Brasil ([flavia.chein@ufjf.edu.br](mailto:flavia.chein@ufjf.edu.br); <https://orcid.org/0000-0003-4002-2522>).

## Introdução

Há uma vasta literatura que aponta que, quando comparados homens com características individuais e profissionais semelhantes que se diferenciam apenas em seu *status* marital, aqueles que estão casados auferem remuneração pelo trabalho maior do que os solteiros. Este fenômeno é conhecido como “prêmio salarial masculino do casamento” (ADLER; ONER, 2013; AHITUV; LERMAN, 2007; ANTONOVICS; TOWN, 2004; BARDASI; TAYLOR, 2008; BARG; BEBLO, 2009; CHUN; LEE, 2001; COHEN, 2002; HERSCH; STRATTON, 2000; KILLEWALD; GOUGH, 2013; MAMUN, 2012; STRATTON, 2002).

Historicamente no Brasil, assim como na América Latina, coexistem o casamento e a coabitação. O casamento corresponde à relação conjugal formal, oficialmente reconhecida e celebrada na esfera civil, religiosa ou em ambas. Já a coabitação corresponde à coresidência entre duas pessoas que mantêm uma relação de conjugalidade, mas cujo vínculo conjugal não está formalizado na forma de um casamento. A coabitação pode ou não caracterizar uma união estável, modalidade conjugal oficialmente reconhecida por instrumento jurídico. A união estável difere do casamento e não altera o estado civil dos envolvidos, mas compartilha direitos e obrigações semelhantes.

Embora o casamento formal ainda seja a modalidade preferida dos brasileiros, mudanças importantes na dinâmica das famílias têm sido observadas, como o crescimento significativo da coabitação. Com o aumento da coabitação na América Latina e nos países desenvolvidos, o “prêmio salarial da coabitação” surge como tópico de crescente interesse. A literatura aponta que os homens em coabitação recebem prêmios salariais, embora inferiores àqueles associados ao casamento (BARDASI; TAYLOR, 2008; BARG; BEBLO, 2009; COHEN, 2002; MAMUN, 2012; STRATTON, 2002).

No Brasil, alguns estudos apontam para diferenciais significativos de rendimentos entre homens casados e solteiros. Grande parte do diferencial foi atribuída ao retorno às características dos homens casados, indicando que o mercado de trabalho discrimina mais favoravelmente seus atributos produtivos (MUNIZ; RIOS-NETO, 2002; OPICE, 2010; SOUZA; FRANÇA, 2013). Contudo, as evidências sobre o fenômeno no Brasil são ainda limitadas. Além disso, apesar da importância da coabitação no país, o prêmio associado a este tipo de união informal não foi ainda avaliado. Nesse sentido, o presente artigo oferece duas contribuições: testar o prêmio salarial do casamento para os homens brasileiros; e investigar diferenças entre os prêmios do casamento e da coabitação. Para tanto, foram estimadas regressões lineares e quantílicas, bem como decomposição dos diferenciais de rendimentos, utilizando dados do Censo Demográfico de 2010.

Na próxima seção, discutem-se as especificidades da coabitação no contexto mais geral da América Latina e particularmente do Brasil, indicando possíveis explicações para os retornos diferenciais por tipo de união. Em seguida, aponta-se a importância da especialização na divisão tradicional dos papéis de gênero em países como o Brasil, nos quais as mulheres ainda são responsabilizadas pela quase totalidade do trabalho doméstico.

Também são brevemente revisados os trabalhos mais conhecidos sobre o prêmio salarial masculino do casamento e da coabitação. A seguir, apresentam-se a metodologia e a base de dados utilizada, passando então aos resultados e sua discussão.

## Antecedentes

### *Casamento e coabitação no Brasil*

A contextualização da nupcialidade e das tendências mais recentes visa enfatizar o aumento da importância da coabitação como arranjo familiar no Brasil. Embora este artigo não se concentre na nupcialidade brasileira em si, tal contextualização é necessária para introduzir as principais diferenças entre casamento e coabitação em relação ao prêmio salarial masculino. Uma das principais transformações no mercado de trabalho brasileiro tem sido o crescimento contínuo e intenso da participação feminina. Vários fatores, incluindo a queda da fecundidade e o aumento da escolaridade das mulheres, contribuíram para esse fenômeno (OIT, 2012; WAJNMAN, 2006). Conforme teorizado por Becker (1985, 1991), o aumento da participação e dos salários femininos, associado à queda da fecundidade, reduz as vantagens da divisão tradicional do trabalho dentro do domicílio. Uma das consequências desta mudança seria o aumento da coabitação.

Nas últimas décadas, a probabilidade do primeiro casamento diminuiu para ambos os sexos e todas as faixas etárias, reduzindo a proporção de casados e elevando a de solteiros. Esta retração deve-se a mudanças na estrutura etária, adiamento do primeiro casamento e aumento da coabitação (FREIRE; AGUIRRE, 2014). Tais mudanças já foram previstas por Berquó (1989) e Oliveira (1996), especialmente com relação ao crescimento da importância da coabitação. Em 2000, 28,6% das pessoas viviam em coabitação, proporção que aumentou consideravelmente, atingindo 36,4% em 2010 (COSTA, 2015; COVRE-SUSSAI *et al.*, 2015; CUNHA; VERONA, 2022; ESTEVE *et al.*, 2012; FREIRE; AGUIRRE, 2014; IBGE, 2012; VIEIRA; ALVES, 2016).

Limitações econômicas parecem dificultar o casamento, mas não necessariamente a coabitação. Para os estratos sociais mais baixos, a coabitação é tradicionalmente substituta do casamento, estando relacionada a restrições econômicas, desigualdades e exclusão social. Geralmente, associa-se a níveis mais altos de fecundidade, menor escolaridade e menor independência feminina (ESTEVE *et al.*, 2012; COVRE-SUSSAI *et al.*, 2015). Enquanto a coabitação está mais associada ao fator demográfico – disponibilidade de parceiros –, o casamento parece mais relacionado a variáveis socioeconômicas – déficit habitacional, pobreza e desigualdade (VIEIRA; ALVES; 2016). A proporção de coabitantes é maior nas regiões Norte e Nordeste e nos domicílios de menor renda, e são menores as probabilidades de transição para o casamento (FREIRE *et al.*, 2006; IBGE, 2012).

O crescimento da coabitação no Brasil vem sendo acompanhado de maior heterogeneidade deste grupo. Uma parte dos casais em coabitação opta pelo casamento quando

as condições econômicas melhoram ou nascem os filhos. Entretanto, a pressão para que os casais em coabitação oficializem a união está diminuindo. Em todos os grupos educacionais e classes econômicas, a coabitação apresenta tendência de aumento, apontando para uma versão moderna da coabitação tradicional.

Para as classes altas, estudiosos sugerem que a coabitação moderna reflete uma mudança nos valores tradicionais, associada ao desenvolvimento econômico e ao aumento da autonomia feminina. Nesse contexto, a coabitação representa uma escolha e não uma restrição ao casamento. Caracteriza-se por maior igualdade de gênero, com mulheres mais instruídas e menor número de filhos, em comparação à coabitação tradicional. Assim, a decisão entre coabitar ou casar relaciona-se tanto à tradição quanto à modernidade (COVRE-SUSSAI *et al.*, 2015; CUNHA; VERONA, 2022; ESTEVE *et al.*, 2012).

É possível que o aumento da coabitação no Brasil seja reflexo não de uma mudança ideacional, mas sim de sua maior aceitação como arranjo familiar, devido ao reconhecimento jurídico da modalidade. A união estável é uma forma de coabitação, com equiparação de direitos e deveres aos do casamento. Como resultado, observa-se um aumento das uniões informais nos níveis socioeconômicos mais elevados, que tendem a aderir à modalidade somente após sua regulamentação (CUNHA; VERONA, 2022; VIEIRA; ALVES, 2016).

Entretanto, apesar dos esforços da legislação, nem toda coabitação é reconhecida como união estável (VIEIRA; ALVES, 2016). A Constituição Federal, no artigo 226, estabelece que a proteção do Estado à família seja garantida àqueles em uma união estável, e o Novo Código Civil (Lei 10.406), no artigo 1.723, exige que a união estável seja caracterizada por convivência pública, contínua e duradoura, estabelecida com o objetivo de constituir família. Embora a união estável seja equiparada ao casamento em diversas áreas, como benefícios previdenciários (Lei 8.213), assistência material em caso de separação e direito à herança (Lei 9.278), conflitos de interesse nem sempre são resolvidos facilmente quando a união é dissolvida, principalmente devido à necessidade de apresentar provas materiais da união estável (VIEIRA; ALVES, 2016). Assim, não surpreende que, apesar do aumento nos níveis de coabitação no país, o casamento continue apresentando maior prevalência nos estratos mais altos de escolaridade e nas classes econômicas mais ricas.

### *Uma questão de gênero*

O conceito de divisão sexual do trabalho inclui tanto o trabalho remunerado (produtivo) quanto as atividades domésticas não remuneradas (reprodutivas). A abordagem tradicional atribui tarefas produtivas e de maior valor social aos homens, enquanto as atividades reprodutivas são majoritariamente responsabilidade das mulheres (HIRATA; KERGOAT, 2007; HIRATA, 2010; ENGLAND, 2010; BANDEIRA; PRETURLAN, 2016).

Vários estudos revisados minimizam a importância da especialização, decorrente da divisão sexual do trabalho, como principal mecanismo por trás do prêmio salarial masculino do casamento. Embora concordem que o casamento torna os homens mais produtivos, não reconhecem a especialização como força motriz deste efeito. Para o Brasil, no entanto,

seria um otimismo exagerado desconsiderar a função central da diferenciação dos papéis de gênero no prêmio do casamento. Isso porque, apesar das transformações no modelo tradicional de divisão sexual do trabalho, substituído gradualmente por um novo modelo no qual homens e mulheres estão inseridos no mercado de trabalho, as mulheres continuam sendo as principais responsáveis pelas atividades domésticas, as quais consomem quantidade significativa de tempo e o trabalho remunerado nem sempre resulta em redução equivalente na carga doméstica (DEDECCA, 2004; BRUSCHINI, 2006; SORJ *et al.*, 2010; BANDEIRA; PRETURLAN, 2016; GARCIA; MARCONDES, 2022).

Apesar da expressiva incorporação das mulheres brasileiras no mercado de trabalho, as relações de gênero não avançaram na mesma proporção. As mulheres, mesmo contribuindo financeiramente para o sustento da família, continuam sendo as principais responsáveis pelo trabalho doméstico. Mesmo quando são as principais provedoras financeiras nos casais, elas ainda dedicam consideravelmente mais tempo às tarefas domésticas do que seus parceiros, evidenciando a persistência dos padrões tradicionais no âmbito doméstico e familiar, a despeito do novo papel na esfera produtiva (MARRI; WAJNMAN, 2007; OIT, 2009).

Cada vez mais pesquisas mostram que disparidades salariais por sexo estão relacionadas não somente ao mercado de trabalho, mas também às dinâmicas familiares (GOLDSCHIEDER *et al.*, 2015; WAJNMAN, 2012). O prêmio masculino do casamento parece desempenhar papel importante na desigualdade de rendimentos entre homens e mulheres (MAASOUMI *et al.*, 2009). Enquanto para os homens o prêmio é uma constante, para as mulheres, a relação entre casamento e rendimentos do trabalho não é uniforme.

Alguns estudos encontraram evidências de ganhos salariais associados ao casamento para as mulheres (KILLEWALD; GOUGH, 2013; MADALOZZO; GOMES, 2012; MUNIZ; RIOS-NETO, 2002), enquanto outros não (ADLER; ONER, 2013; MADALOZZO, 2008). Em todo caso, a penalidade pela maternidade costuma exceder os ganhos associados ao casamento (KILLEWALD; GOUGH, 2013). Além disso, indicadores de qualidade da inserção no mercado de trabalho mostram penalidades para as mulheres e prêmios para os homens com filhos e cônjuges (GUIGINSKI; WAJNMAN, 2019; WAJNMAN, 2016). Portanto, é razoável 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 (WESTERN *et al.*, 2005).

### *Breve revisão da literatura sobre o prêmio masculino do casamento e da coabitação*

O prêmio do casamento possui determinantes múltiplos e inter-relacionados. Teorias frequentes para explicar por que homens casados ganham mais do que solteiros incluem a hipótese da produtividade, que sugere que o casamento torna os homens mais produtivos no trabalho, aumentando seus rendimentos (HERSCH; STRATTON, 2000; LEONARD; STANLEY, 2015). A especialização proporcionada pelo casamento permitiria aos homens investir em capital humano e se dedicar mais ao trabalho (BECKER, 1985; BECKER, 1991). Já as teorias de seletividade propõem que casamento e rendimentos são associados, mas

sem relação causal. Homens mais produtivos e com maior potencial de ganhos salariais teriam maiores probabilidades de casamento (BARG; BEBLO, 2007; CHIODO; OWYAND, 2002; NAKOSTEEN; ZIMMER, 1997; PETERSEN *et al.*, 2011).

A hipótese da discriminação sugere que o casamento é percebido pelos empregadores como sinal de estabilidade, responsabilidade e maturidade, resultando em melhores oportunidades de treinamento, promoções e salários para homens casados (ADLER; ONER, 2013; RIBAR, 2004; STRIKE, 2012). Outras explicações fundamentam-se em mudanças de comportamento e no papel da esposa, com o casamento incentivando maior esforço, estabilidade no emprego e jornadas mais longas, alterando as preferências financeiras (AHITUV; LERMAN, 2007; KILLEWALD; GOUGH, 2013). Além disso, o casamento pode oferecer benefícios, como melhor saúde, orientação e monitoramento das esposas, bem como acesso ao capital humano compartilhado, contribuindo para aumentos salariais (ASHWIN; ISUPOVA, 2014; GROOTHUIS; GABRIEL, 2010; KILLEWALD; GOUGH, 2013; MAMUN, 2012).

O fenômeno do prêmio salarial masculino do casamento tem despertado constante interesse dos pesquisadores da economia do trabalho e da família. No período mais recente, estudos realizados em diferentes contextos internacionais continuam lançando luz sobre as dinâmicas por trás dos prêmios associados ao casamento. Na Indonésia, Sihombing (2022) revela que o casamento está relacionado a vantagens salariais significativas, maiores do que nos países ocidentais. Bonilla *et al.* (2023), analisando as conexões entre casamento, divórcio e salários de reserva na Alemanha, observaram que o casamento associa-se a salários de reserva mais altos para os homens, enfatizando a relação entre decisões matrimoniais e econômicas. Para os EUA, McConnell e Valladares-Esteban (2023) mostram que, apesar de mudanças significativas no mercado de trabalho e na composição familiar e de o casamento não mais representar uma penalidade para as mulheres, o impacto positivo do matrimônio nos salários dos homens permanece inalterado. Gedara (2021), a partir de uma meta-análise com o objetivo de fornecer uma estimativa mais precisa e imparcial do prêmio masculino do casamento nos EUA, confirma que, a despeito do viés de publicação, existem efeitos genuínos do casamento sobre os salários. Schechtl e Kapelle (2022) mostram a influência do contexto para os prêmios observados nos EUA, Alemanha e Reino Unido e destacam efeitos heterogêneos do casamento sobre os salários masculinos, dependendo do país, da cultura institucional e das características individuais e familiares. Na Suíça, McDonald (2020) sugere que três teorias predominantes – seleção, preferência dos empregadores e produtividade – contribuem para o prêmio salarial masculino de casamento, ressaltando sua natureza multifacetada.

As explicações teóricas para o prêmio do casamento também se aplicam ao prêmio da coabitação. Efeitos da especialização, seletividade, discriminação, mudanças no comportamento, entre outros, podem ser igualmente válidos para os homens em coabitação (MAMUN, 2012). Entretanto, diferenças importantes entre as duas modalidades de união sugerem um prêmio menor para a coabitação em comparação com o casamento.

Cohen (2002) argumenta que os homens em coabitação devem ser analisados como um grupo separado dos casados e solteiros. O autor destaca, com base em revisões da literatura, que os homens em coabitação diferem dos casados em diversos aspectos, como na seleção de parceiros, níveis de felicidade, comprometimento, infidelidade, duração do relacionamento e divisão de responsabilidades. Usualmente, a coabitação está associada a menores estabilidade, duração e responsabilidades legais (BARG; BEBLO, 2009; COHEN, 2002; MAMUN, 2012; STRATTON, 2002).

Stratton (2002), Barg e Beblo (2009) e Mamun (2012) mostram que casamento e coabitação não compartilham dos mesmos direitos e obrigações legais nos EUA e na Alemanha. Isso, somado à maior estabilidade e aos custos mais elevados de dissolução do casamento, levaria a um comprometimento maior dos homens casados. Consequentemente, os casados tenderiam a ter maior dedicação no trabalho, aumentando seus esforços e produtividade, o que gera um prêmio salarial do casamento superior ao da coabitação.

Stratton (2002) destaca que a maior estabilidade do casamento afeta as decisões de especialização na produção domiciliar. Segundo a autora, mulheres casadas exercem mais pressão para dedicação ao trabalho e maior suporte à carreira do marido. A estabilidade no relacionamento também impacta o estilo de vida e atividades não produtivas, como consumo de álcool e lazer, contribuindo para a maior produtividade dos homens casados. Segundo Barg e Beblo (2009), o casamento oferece incentivos econômicos para a especialização intradomiciliar, enquanto a coabitação é um investimento mais arriscado. Isto porque, no contexto institucional alemão, benefícios como tributação conjunta, dedução fiscal do cônjuge, cobertura de saúde, benefícios previdenciários e direitos à herança se aplicam somente aos casamentos e não à coabitação. Analisando dados britânicos, Bardasi e Taylor (2008) apontam a especialização como explicação para ambos os prêmios. Os autores sugerem que a especialização é menos intensa na coabitação, pois as mulheres têm maiores chances de trabalhar e cumprir jornadas mais longas, além de menores responsabilidades domésticas, comparadas às casadas.

Os homens em coabitação são qualitativamente distintos do grupo dos homens solteiros. Cohen (2002) afirma que muitos homens coabitantes pretendem casar no futuro, demonstrando um grau de comprometimento. Além disso, a coabitação representa uma nova forma de família e está ganhando popularidade. Estudos recentes indicam que a coabitação evoluiu, tornando-se tanto uma etapa que precede o casamento, quanto um arranjo permanente, substituto do casamento (MAMUN, 2012).

A coabitação abrange ampla gama de comprometimentos, motivações e significados. Pode variar de namorados que moram juntos a esposos. As pessoas podem escolher coabitar como um teste do relacionamento, para aproveitar os benefícios da economia de escala, como uma alternativa ao casamento ou a ficar solteiro (MAMUN, 2012; STRATTON, 2002; VIEIRA; ALVES, 2016). Para o Brasil, Vieira e Alves (2016) mencionam um neologismo utilizado por mulheres para descrever o parceiro em relacionamento que não é casamento nem namoro: o “namorido”.

Apesar das diferenças, o casamento e a coabitação compartilham aspectos funcionais semelhantes, incluindo especialização doméstica e capital humano compartilhado, que aumentam a produtividade no trabalho. A princípio, isso sugere que homens em coabitação, assim como os casados, podem receber um prêmio salarial em comparação aos solteiros (MAMUN, 2012). Porém, devido à natureza menos estável da coabitação, os incentivos para a especialização são menores, produzindo um prêmio salarial menor do que o casamento (BARG; BEBLO, 2009; STRATTON, 2002).

## Base de dados e metodologia

### *Base de dados e variáveis*

Foram utilizados dados do Censo Demográfico de 2010, coletados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e disponibilizados pelo projeto IPUMS-I.<sup>1</sup> O questionário do Censo 2010 possui um bloco referente à nupcialidade, com perguntas sobre a existência de cônjuge ou companheiro, a natureza da união (casamento civil e/ou religioso ou união consensual) e o estado civil (casado, separado, divorciado, viúvo, solteiro). Em 2015, a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) foi substituída pela PNAD Contínua. Entre outras alterações metodológicas, as perguntas sobre natureza da união e estado civil foram removidas da pesquisa, impedindo a utilização desta como fonte de dados mais recentes. A última PNAD que incluía dados de nupcialidade foi realizada em 2015. Por representar uma diferença de apenas cinco anos e ter maior abrangência geográfica e tamanho de amostra, optamos por empregar os dados do Censo Demográfico de 2010.<sup>2</sup> Adicionalmente, o IPUMS-I proporciona fácil acesso a dados harmonizados e corrigidos do Censo de 2010, oferecendo diversas variáveis construídas para relações intrafamiliares e características de trabalho, por exemplo.

A amostra é composta por 789.182 homens, de 25 a 49 anos de idade, residentes em domicílios urbanos, ocupados em atividades não agrícolas e com rendimento positivo. A faixa etária selecionada consiste em um intervalo de idade em que são observadas as mais altas taxas de inserção no mercado de trabalho e que as pessoas decidem formar uma família. Com o limite mínimo de 25 anos, acredita-se que a maioria tenha alcançado sua escolaridade máxima; com o limite máximo de 49 anos, espera-se evitar a influência da aposentadoria precoce.

Homens separados, divorciados e viúvos foram excluídos, devido à sua grande heterogeneidade e porque o efeito da dissolução da união sobre os rendimentos foge ao escopo deste estudo. Foram também excluídos da amostra os homens sem declaração para as variáveis relacionadas ao trabalho. Além disso, por formarem subgrupos relativamente pequenos e com excessiva heterogeneidade, foram desconsiderados trabalhadores

<sup>1</sup> 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>.

<sup>2</sup> No presente momento, os microdados do Censo Demográfico de 2022 ainda não foram disponibilizados pelo IBGE.

familiares, integrantes das Forças Armadas e 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.

A variável de interesse é o estado conjugal, com três categorias: solteiro (nunca casado), coabitante (em união consensual<sup>3</sup>) e casado. Conforme mostra a Tabela 1, aproximadamente 48% dos homens estavam casados, 33% viviam em coabitação e 19% eram solteiros. Os homens em união estável representam um subconjunto daqueles em coabitação. Embora desejável, a base de dados utilizada não permite distinguir se os casais em coabitação estão ou não em uma união estável, sabendo-se apenas que existe a coabitação.

Atributos individuais, localização geográfica e características da inserção no mercado de trabalho foram empregados como variáveis de controle. Os aspectos individuais incluem faixa etária, nível de escolaridade e raça/cor. O nível de escolaridade compreende quatro categorias: sem escolaridade (menos que o fundamental completo); ensino fundamental completo; ensino médio completo; e ensino superior completo. As categorias de raça/cor são branca, parda e preta. Para a localização geográfica, uma variável binária indica se o indivíduo reside ou não em região metropolitana e a outra variável informa a macrorregião: Norte, Nordeste, Sudeste, Sul ou Centro-Oeste.

O grupo dos solteiros é visivelmente mais jovem, enquanto o conjunto dos casados é relativamente mais velho (Tabela 1). Metade dos solteiros tem entre 25 e 29 anos, metade dos coabitantes possui até 34 anos e mais de 60% dos casados têm mais de 35 anos de idade. Os solteiros são mais escolarizados: 62% possuem, no mínimo, ensino médio completo. Já os coabitantes estão concentrados nos níveis mais baixos de escolaridade – 66% completaram, no máximo, o ensino fundamental. Os homens em coabitação apresentam proporções relativas maiores de pardos e pretos (57%). Quanto à localização geográfica, observa-se maior proporção relativa de casados nas áreas urbanas não metropolitanas, maior proporção de coabitantes no Norte e Nordeste e de solteiros no Sudeste.

Quanto à inserção no mercado de trabalho, consideram-se o nível sócio-ocupacional, posição na ocupação, jornada de trabalho e setor de atividade. As ocupações foram classificadas em três níveis, segundo a *International Standard Classification of Occupations 2008* (ISCO-08): ocupações superiores, médias e manuais. Esta classificação deriva do conceito de nível de habilidade requerido pelas ocupações, sugerido em ILO (2012). Quanto ao nível sócio-ocupacional, os casados se encontram em uma situação geral melhor do que os demais: apenas 10% dos casados trabalhavam em ocupações manuais, contra 16% e 17% dos solteiros e coabitantes, respectivamente.

<sup>3</sup> A rigor, embora os termos coabitação e união consensual sejam muitas vezes utilizados de forma intercambiável, há diferenças sutis no emprego das duas definições. O Censo e outras pesquisas do IBGE utilizam o termo união consensual, em vez de coabitação, em seus questionários, para facilitar a compreensão e evitar a confusão entre os termos coabitação e coresidência. Por outro lado, na literatura acadêmica internacional sobre uniões informais, o termo coabitação é mais utilizado. Neste trabalho, para a equiparação à literatura sobre “Marriage and Coabitation Wage Premium”, optamos pelo termo coabitação.

A posição na ocupação compreende cinco categorias: empregados do setor privado com carteira de trabalho assinada; empregados sem carteira; autônomos; profissionais liberais; e funcionários públicos. Os profissionais liberais englobam os autônomos em ocupações classificadas como “profissionais das ciências e das artes”, segundo a ISCO-08. Mais de 70% dos homens da amostra estão na posição de empregados com ou sem carteira assinada. Casados apresentam maiores proporções relativas de empregados com carteira (61%) e funcionários públicos (5%). Coabitantes, por sua vez, mostram maiores proporções relativas de empregados sem carteira (18%) e trabalhadores autônomos (22%). Os setores de atividade incluem indústria, construção, comércio e serviços. Em relação à jornada de trabalho, a maioria dos homens trabalha em jornada integral (entre 40 e 48 horas semanais). Os solteiros têm maior proporção relativa em jornada parcial (menos de 40 horas semanais) e menor proporção com jornada excessiva (acima de 48 horas semanais).

**TABELA 1**  
Proporção de homens casados, solteiros e coabitantes ocupados, segundo atributos individuais, localização geográfica e características da inserção no mercado de trabalho  
Brasil urbano – 2010

		Em porcentagem			
Variáveis		Casados	Solteiros	Coabitantes	Total
Atributos individuais	<b>Faixa etária</b>				
	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
	<b>Nível de escolaridade</b>				
	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
	<b>Raça/cor</b>				
	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	<b>Região metropolitana</b>				
	Não metropolitana	44,3	39,6	40,7	42,2
	Metropolitana	55,7	60,4	59,3	57,8
	<b>Macrorregião</b>				
	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	

(continua)

(continuação)

	Variáveis	Casados	Solteiros	Coabitantes	Total
Características da inserção no mercado de trabalho	<b>Nível sócio-ocupacional</b>				
	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
	<b>Posição na ocupação</b>				
	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
	<b>Jornada de trabalho</b>				
	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
	<b>Setor de atividade</b>				
	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
	<b>N. de observações</b>		375.992	150.204	262.986

Fonte: Censo Demográfico e 2010 – IBGE/IPUMS-I. Elaboração das autoras.

Resumidamente, em relação às características tradicionalmente relacionadas aos níveis de rendimentos no mercado de trabalho brasileiro, os solteiros estão em melhor situação e os coabitantes em pior situação. Solteiros geralmente são mais jovens, mais escolarizados e trabalham menos horas. Os coabitantes têm menor escolaridade, maior proporção de pardos e pretos, concentram-se nas regiões Norte e Nordeste e nas posições de empregados sem carteira e autônomos. Os casados se diferenciam por serem mais velhos e estarem mais concentrados nas posições de empregados com carteira e funcionários públicos.

### Estratégia empírica

A relação entre os rendimentos do trabalho e o estado conjugal é analisada por meio de um modelo de regressão linear.<sup>4</sup> O objetivo é verificar se existem diferenças de rendimentos entre homens casados e coabitantes, em relação aos solteiros – isto é, se existem prêmios para o casamento e para a coabitação entre os homens adultos brasileiros.

A variável dependente é o logaritmo natural do rendimento por hora de trabalho. Como a variável dependente está na forma logarítmica, o efeito das variáveis independentes pode ser interpretado em termos de mudança percentual no rendimento/hora, mantidas as demais variáveis constantes.<sup>5</sup> Desse modo, os termos “prêmio” e “penalidade” são utilizados

<sup>4</sup> Os dados foram processados com o auxílio do *software* Stata (versão 12).

<sup>5</sup> A diferença percentual exata é encontrada por meio do cálculo da semielasticidade, dada por:  $(100\%[\exp(\beta)-1])$ , em que  $\beta$  é o coeficiente associado à variável considerada.

ao longo do texto para se referir a um aumento ou redução percentual nos rendimentos horários associados a uma determinada variável independente.

A seleção das variáveis de controle seguiu critérios de significância estatística dos coeficientes, ajuste do modelo, erro de especificação<sup>6</sup> e parcimônia. A estatística F e o R<sup>2</sup> ajustado foram empregados para avaliar o ajuste geral. Testes de inclusão de variáveis e melhoria no ajuste utilizaram a comparação das estatísticas AIC (Akaike's Information Criterion) e BIC (Bayesian Information Criterion) dos modelos aninhados. Os modelos de regressão usam pesos amostrais e consideram o plano amostral (estratificação da amostra) adotado no Censo Demográfico de 2010.

A regressão quantílica modela a relação entre as variáveis em diferentes pontos da distribuição condicional dos rendimentos, com a vantagem de oferecer uma visão mais compreensiva do efeito do estado conjugal sobre os rendimentos masculinos. Como sua estimativa considera diferentes pontos da distribuição dos rendimentos, ela é mais robusta a *outliers* e gera estimadores mais consistentes. Além disso, os erros não necessariamente precisam ter distribuição normal e apresentar homocedasticidade, pressupostos importantes no caso da regressão linear e que não são assumidos na regressão quantílica (CAMERON; TRIVEDI, 2005).

Além das regressões, foram estimadas decomposições dos diferenciais de rendimento, baseadas no 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 homens casados, coabitantes e solteiros. Por meio desse método, o diferencial de rendimentos é separado entre uma parte explicada 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 explicado por diferenças nas características observáveis, por exemplo, diferenças na composição por escolaridade de cada grupo.

A parte não explicada, ou efeito preço, reflete diferenças nos coeficientes estimados, ou seja, na forma como as características de cada grupo são valorizadas no mercado de trabalho. No caso desta investigação, a parte não explicada diz respeito a diferenças na valorização dos atributos dos trabalhadores, dado seu estado conjugal. Embora possa ser interpretada como uma medida de discriminação no mercado de trabalho, a parte não explicada da decomposição é aqui interpretada como o efeito da estrutura salarial (JANN, 2008).

As decomposições para os diferenciais de rendimentos foram realizadas para três comparações: entre casados e solteiros; entre casados e coabitantes; e entre coabitantes e solteiros. Para facilitar a apresentação formal do método, considera-se a seguir somente a decomposição entre casados e solteiros. As estimativas utilizam o procedimento sugerido em Jann (2008).

<sup>6</sup> A adequada especificação do modelo foi verificada utilizando o comando "linktest" do Stata, que gera duas novas variáveis (hat e hatsq) e refaz a estimativa do modelo. Se a especificação estiver correta, a variável predita (hat) deve ser estatisticamente significativa, enquanto o quadrado da variável predita (hatsq) não deve ter poder explicativo.

O método decompõe as diferenças na média de rendimentos,  $\mu$ , 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 o grupo B 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,  $\hat{\Delta}_O^\mu$ , pode ser descrito por:

$$\hat{\Delta}_O^\mu = \bar{X}_B \hat{\beta}_B - \bar{X}_B \hat{\beta}_A + \bar{X}_B \hat{\beta}_A - \bar{X}_A \hat{\beta}_A = \bar{X}_B (\hat{\beta}_B - \hat{\beta}_A) + (\bar{X}_B - \bar{X}_A) \hat{\beta}_A = \hat{\Delta}_S^\mu + \hat{\Delta}_X^\mu \quad (1)$$

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), que utiliza uma regressão conjunta como modelo de referência. A regressão conjunta inclui todos os homens nos três estados conjugais e as variáveis binárias indicam o estado conjugal do indivíduo, as quais representam uma medida do 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  $\delta$ , que indica o pertencimento ao grupo dos casados na regressão 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 os dois grupos:

$$E[Y_i|X, D_B] = \alpha_0 + X_i \beta^{**} + \delta D_{Bi} \quad (2)$$

Por conseguinte:

$$\Delta_O^\mu = E[Y_i|X, D_B = 1] - E[Y_i|X, D_B = 0] = (E[X_i|D_B = 1] - E[X_i|D_B = 0])\beta^{**} + \delta = \Delta_X^\mu + \Delta_S^\mu \quad (3)$$

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,  $\delta$ , 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 coabitantes) e não apenas com os dois grupos a serem comparados.<sup>7</sup>

## Resultados

Os rendimentos médios por mês e por hora de trabalho dos casados são sempre mais elevados do que os dos solteiros e dos coabitantes, tanto na média quanto na mediana (Tabela 2). Os homens coabitantes apresentam os menores rendimentos médios. Em 2010, os homens casados recebiam, em média, R\$ 1.873 ao mês no trabalho principal, os solteiros

<sup>7</sup> A execução das decomposições foi realizada no *software* Stata, por meio do comando "oaxaca" e a opção "reference()". Mais detalhes do procedimento podem ser encontrados em Jann (2008, p. 470).

auferiam R\$ 1.359 mensais e os coabitantes R\$ 1.212. A mesma ordenação é mantida para o rendimento/hora de casados (R\$ 12,83), solteiros (R\$ 10,24) e coabitantes (R\$ 8,48). Na média, os rendimentos dos solteiros mostram-se mais elevados do que os dos coabitantes. Porém, quando a amostra é segmentada por nível de escolaridade, os coabitantes passam a apresentar rendimentos significativamente superiores aos dos solteiros, a partir do ensino fundamental. Para os homens com ensino superior completo, por exemplo, os dados da Tabela 2 mostram que a média do rendimento/hora dos casados é de R\$ 33,66, a dos solteiros corresponde a R\$ 21,46 e a dos homens coabitantes é de R\$ 27,90.

**TABELA 2**  
Rendimentos médios de homens de 25 a 49 anos ocupados casados, solteiros e coabitantes  
Brasil urbano – 2010

	Em reais			
	Casados	Solteiros	Coabitantes	Total
<b>Rendimento mensal</b>				
Rendimento total por mês – média	1.872,85	1.359,11	1.212,37	1.554,97
Rendimento total por mês – mediana	1.100,00	800,00	800,00	1.000,00
<b>Rendimento/hora</b>				
Rendimento/hora – média	12,83	10,24	8,48	10,89
Rendimento/hora – mediana	6,38	5,21	5,00	5,68
<b>Rendimento/hora por nível de escolaridade</b>				
Sem escolaridade	7,16	5,92	5,94	6,5
Ensino fundamental	8,33	6,54	6,84	7,5
Ensino médio	11,33	8,29	9,39	10,1
Ensino superior	33,66	21,46	27,90	29,0
N. de observações	375.992	150.204	262.986	789.182
Proporção (%)	47,6	19,0	33,3	100,0

Fonte: Censo Demográfico de 2010 – IBGE/IPUMS-I. Elaboração das autoras.

Este é um típico efeito de composição. Como os solteiros são mais escolarizados 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 dos coabitantes, mesmo que estes últimos tenham 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.

### *Estimação dos modelos de regressão*

Sem qualquer tipo de controle, o rendimento/hora médio dos homens casados é maior e o dos coabitantes é menor do que o dos solteiros. O modelo de regressão (1) da Tabela 3 mostra que, ao incluir apenas o estado conjugal, os homens casados apresentam um prêmio (22,4%) e os coabitantes sofrem uma penalidade (-12,9%) em seus rendimentos, comparados aos solteiros. A inclusão das características individuais no modelo (2) resulta

em um aumento do retorno para casamento (23,8%) e no aparecimento de um prêmio para a coabitação (7,3%). O terceiro modelo é acrescido de controles para a localização geográfica e o quarto modelo adiciona variáveis de inserção no mercado de trabalho.

No modelo (4) da Tabela 3, as variáveis de controle apresentam os sinais esperados e praticamente todos os coeficientes são estatisticamente significativos. Mantendo as demais variáveis constantes, o rendimento/hora médio tende a aumentar com a faixa etária e com o nível de escolaridade. Além disso, os rendimentos são mais elevados para homens de raça/cor branca, residentes em regiões metropolitanas, em ocupações superiores, no setor da indústria, profissionais liberais e funcionários públicos. A jornada parcial associa-se a um aumento no rendimento/hora, enquanto a jornada excessiva relaciona-se a uma redução.

A descrição da amostra revelou diferenças tanto nos rendimentos quanto nas características dos homens segundo o estado conjugal. As regressões lineares confirmaram os prêmios para o casamento e a coabitação, que aumentaram à medida que mais variáveis de controle foram incluídas no modelo. Comparados aos solteiros, os coabitantes alcançaram um aumento de 15,7% e os casados tiveram um incremento de 29,0% nos rendimentos, tudo mais constante. Em resumo, os resultados indicam a presença de prêmios tanto para a coabitação quanto para o casamento no Brasil, em conformidade com a literatura revisada anteriormente.

As semelhanças entre o casamento e a coabitação, enquanto arranjos familiares com funções similares, explicam ambos os prêmios. A especialização de tarefas e o acesso ao capital humano da parceira podem ocorrer tanto no casamento quanto na coabitação, beneficiando a produtividade masculina. Inicialmente, isso sugere que as experiências de trabalho dos homens coabitantes seriam mais parecidas com as dos casados do que com as dos solteiros (MAMUN, 2012). No entanto, existem diferenças. No Brasil, a união estável possui os mesmos direitos e obrigações legais que o casamento, mas nem toda coabitação corresponde a uma união estável. Seguindo o raciocínio de Mamun (2012), dissolver um casamento é mais custoso do que desfazer uma coabitação, o que leva ao pressuposto de maior comprometimento no casamento. Como resultado, os homens casados podem apresentar maior dedicação e esforço no trabalho, explicando o maior prêmio associado ao casamento.

**TABELA 3**  
**Modelos de regressão linear para o logaritmo natural do rendimento/hora de homens ocupados,**  
**segundo variáveis selecionadas**  
**Brasil urbano – 2010**

Variáveis	Modelos			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<b>Estado conjugal</b>				
Coabitante	-0,139***	0,071***	0,087***	0,146***
Casado	0,202***	0,213***	0,226***	0,255***
<b>Faixa etária</b>				
30 a 34 anos		0,103***	0,096***	0,080***
35 a 39 anos		0,169***	0,157***	0,129***
40 a 44 anos		0,219***	0,204***	0,167***
45 a 49 anos		0,265***	0,250***	0,196***
<b>Nível de escolaridade</b>				
Sem escolaridade		-0,470***	-0,444***	-0,312***
Ensino fundamental		-0,281***	-0,277***	-0,178***
Ensino superior		0,908***	0,890***	0,619***
<b>Raça/cor</b>				
Cor parda		-0,193***	-0,148***	-0,125***
Cor preta		-0,191***	-0,161***	-0,137***
<b>Região metropolitana</b>				
Região metropolitana			0,168***	0,131***
<b>Macrorregião</b>				
Norte			-0,099***	-0,151***
Nordeste			-0,320***	-0,351***
Sul			-0,047***	-0,035***
Centro-Oeste			0,037***	0,029***
<b>Nível sócio-ocupacional</b>				
Ocup. manual				-0,252***
Ocup. superior				0,364***
<b>Posição na ocupação</b>				
Empregado sem carteira				-0,202***
Autônomo				-0,022***
Profissional liberal				0,040***
Funcionário público				0,136***
<b>Jornada de trabalho</b>				
Jornada parcial				0,909***
Jornada excessiva				-0,234***
<b>Setor de atividade</b>				
Indústria				0,067***
Construção				0,003
Comércio				-0,017***
Constante	1,833***	1,794***	1,747***	1,639***
N. de observações	789.182	789.182	789.182	789.182
R2_Ajustado	0,030	0,279	0,309	0,482
Graus_liberdade	2	11	16	27
AIC	2010702	1777068	1743640	1515589
BIC	2010737	1777207	1743837	1515913

Fonte: Censo Demográfico de 2010 – IBGE/IPUMS-I. Elaboração das autoras.

Nota: \* $p < 0,05$ , \*\* $p < 0,01$ , \*\*\* $p < 0,001$ .

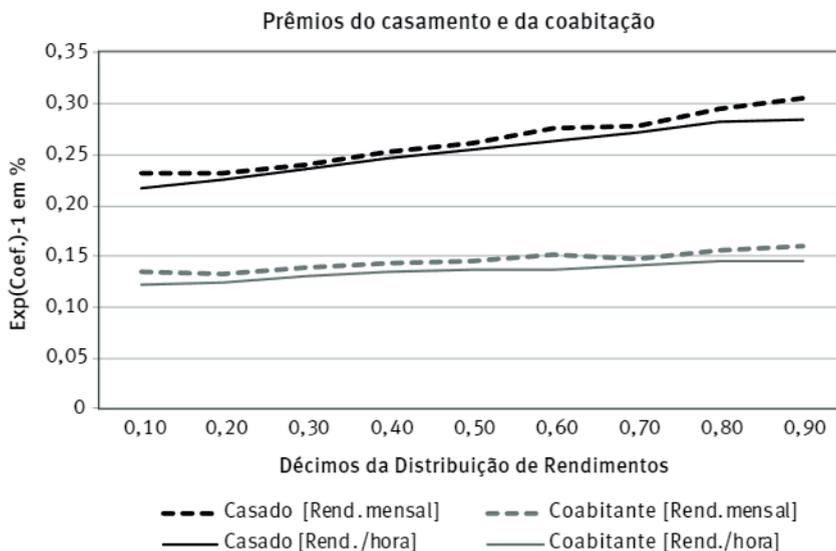
Categorias omitidas: estado conjugal solteiro; faixa etária 25 a 29 anos; nível de escolaridade ensino médio; raça/cor branca; região não metropolitana; macrorregião Sudeste; nível sócio-ocupacional médio; posição na ocupação empregado com carteira; jornada de trabalho integral; setor de atividade serviços.

A análise da regressão quantílica confirma os prêmios encontrados na regressão linear, garantindo que não são apenas um efeito da média. Além de consistentes ao longo da distribuição, os prêmios variam com o nível de rendimento. Como a descrição da amostra apontou diferenças na jornada de trabalho – com os solteiros trabalhando menos e os casados e coabitantes trabalhando mais horas, também foi estimada a regressão quantílica para o rendimento mensal, em vez do rendimento/hora. Mais uma vez, foram observados prêmios para o casamento e para a coabitação.

O Gráfico 1 apresenta os coeficientes das regressões quantílicas, cujas variáveis foram definidas no modelo (4) da Tabela 3, para o casamento e a coabitação, considerando o rendimento/hora (linha sólida) e o rendimento/mês (linha tracejada). Ao considerar o rendimento mensal, observam-se prêmios ligeiramente maiores em todos os décimos da distribuição. Embora a jornada de trabalho diferenciada por estado conjugal explique parte desses prêmios, essa contribuição é limitada. O mais importante é que os prêmios persistem, ou seja, os homens recebem prêmios pelo casamento e coabitação, independentemente da posição na distribuição de rendimentos. Além disso, o prêmio do casamento tende a aumentar com os rendimentos. Para homens no décimo de rendimentos mais baixo, por exemplo, o prêmio do casamento é de 21,7%, enquanto para aqueles com rendimentos mais altos, o prêmio corresponde a 28,4%. Em contraste, o prêmio da coabitação é mais constante ao longo da distribuição de rendimentos, variando de 12,2% a 14,5%, entre o primeiro e o último décimo da distribuição.

A análise da regressão quantílica revela que, no Brasil, os prêmios associados ao casamento e à coabitação são maiores para homens com rendimentos mais elevados. Esses resultados diferem dos achados de Western *et al.* (2005) e de Maasoumi *et al.* (2009), que não encontraram prêmios para homens de renda mais alta, mas estão alinhados com Olsen e Coppin (2010), que identificaram prêmios maiores para homens com *status* socioeconômico mais elevado. Em todo caso, a variação nos prêmios pode ser explicada pela hipótese da produtividade, que sugere que homens de maior renda são mais beneficiados pela especialização no casamento, enquanto os de menor renda têm menos oportunidades de especialização no trabalho (WESTERN *et al.*, 2005; OLSEN; COPPIN, 2010). Além disso, as diferenças podem resultar do efeito conjunto de maior produtividade, homogamia positiva para escolaridade e efeito do capital humano compartilhado.

**GRÁFICO 1**  
 Coeficientes para o casamento e para a coabitação. Regressões quantílicas para o logaritmo natural do rendimento mensal e do rendimento/hora de homens de 25 a 49 anos ocupados Brasil urbano – 2010



Fonte: Censo Demográfico de 2010 – IBGE/IPUMS-I. Elaboração das autoras.

*Decomposição dos diferenciais de rendimento por estado conjugal*

A decomposição de Oaxaca-Blinder foi utilizada para analisar os diferenciais de rendimentos entre: casados e solteiros; coabitantes e solteiros; e casados e coabitantes. Ressalta-se que a decomposição, embora útil para indicar explicações potenciais para os prêmios do casamento e da coabitação, não oferece uma interpretação causal dos resultados. Como a amostra está dividida em três grupos, optou-se pela forma alternativa de decomposição exposta em Jann (2008). Primeiramente, estima-se uma regressão conjunta como modelo de referência, incluindo variáveis binárias para o estado conjugal (quarto modelo da Tabela 3). Os coeficientes associados ao estado conjugal refletem o efeito agregado da estrutura salarial para o diferencial de rendimentos entre os grupos (FORTIN *et al.*, 2010).

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 coabitantes e solteiros, a parte da decomposição atribuída ao efeito da estrutura salarial deverá ser igual a 0,146 (ver Tabela 3). Por fim, na decomposição do diferencial de rendimentos entre casados e coabitantes, o componente não explicado deverá ser igual a 0,109, pois este seria o coeficiente da variável “estado conjugal = casado”, caso a categoria base fosse o grupo dos coabitantes. 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 do efeito de composição.

A primeira decomposição investiga a diferença nos rendimentos entre homens casados e solteiros.<sup>8</sup> A média do logaritmo natural do rendimento/hora dos homens casados é de 2,04, enquanto a dos solteiros é de 1,83. Isso significa que o rendimento por hora de trabalho dos homens casados é, em média, R\$ 7,66, enquanto o dos solteiros corresponde a R\$ 6,25. Portanto, existe uma diferença de 22,4% entre os rendimentos dos casados e solteiros.

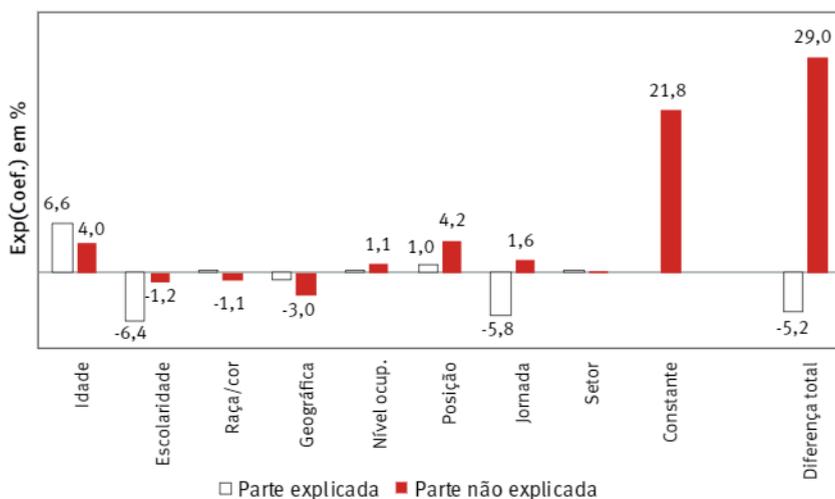
O Gráfico 2 mostra o diferencial total de rendimentos e a decomposição entre o efeito composição (parte explicada) e o efeito da estrutura salarial (parte não explicada). A parte explicada reflete a mudança esperada no rendimento dos solteiros se estivessem em situação semelhante à dos casados em termos de características individuais, geográficas e no mercado de trabalho. Neste cenário, seus rendimentos seriam 5,2% menores. Por outro lado, o componente não explicado prevê um aumento de 29,0% 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 casados, seus rendimentos seriam 29,0% mais elevados.<sup>9</sup>

A idade tem um efeito positivo no diferencial de rendimentos. Tanto a composição por faixa etária quanto o retorno a esta característica aumentam o rendimento/hora dos casados. Por outro lado, a composição dos solteiros em termos de escolaridade e jornada de trabalho diminui o diferencial de rendimentos em 6,4% e 5,8%, respectivamente.

GRÁFICO 2

Decomposição do diferencial de rendimentos entre homens de 25 a 49 anos ocupados casados e solteiros  
Brasil urbano – 2010

Decomposição detalhada: casados e solteiros



Fonte: Censo Demográfico de 2010 – IBGE/IPUMS-I. Elaboração das autoras.

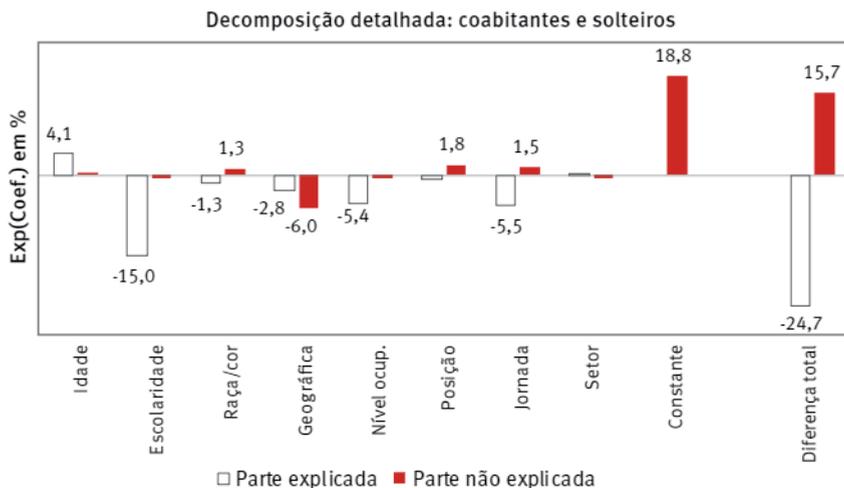
<sup>8</sup> Para resultados detalhados, ver Tabelas 1, 2 e 3 do Anexo.

<sup>9</sup> Nos Gráficos 2, 3 e 4, a soma das partes explicada e não explicada não corresponde ao total da diferença porque trata-se de percentuais e não dos coeficientes.

Na média, os coabitantes mostram rendimentos inferiores aos dos solteiros. Entretanto, no modelo de regressão com todos os controles, os coabitantes apresentam um prêmio para a coabitação. A decomposição seguinte ajudará a compreender tal situação.

A média predita do rendimento/hora dos homens coabitantes é de R\$ 5,45, enquanto a dos solteiros corresponde a R\$ 6,25, resultando em um diferencial de 13,0% a favor dos homens solteiros. O Gráfico 3 revela que esse diferencial é explicado pelas características observáveis dos homens coabitantes, que são economicamente piores do que as dos solteiros. Se os homens solteiros tivessem as mesmas características dos coabitantes, seus rendimentos seriam reduzidos em 24,7%. Os três principais fatores que contribuem para essa redução são as diferenças na composição por escolaridade (-15,0%), por nível sócio-ocupacional (-5,5%) e por jornada de trabalho (-5,5%).

**GRÁFICO 3**  
Decomposição do diferencial de rendimentos de homens de 25 a 49 anos ocupados coabitantes e solteiros  
Brasil urbano – 2010



Fonte: Censo Demográfico de 2010 – IBGE/IPUMS-I. Elaboração das autoras.

O retorno às características dos homens coabitantes, 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 coabitantes a seus atributos.

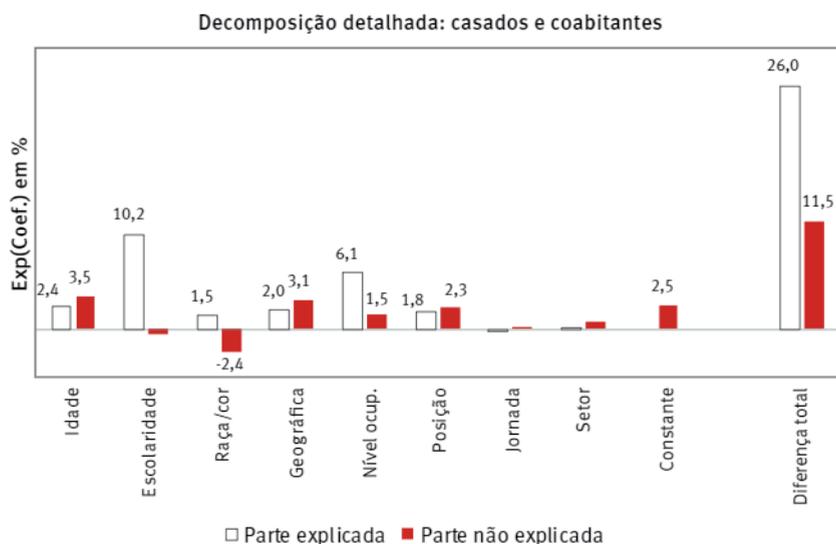
A regressão linear indica que a coabitação comporta um prêmio de 15,7% no rendimento/hora, em relação aos solteiros. Na análise dos diferenciais de rendimentos, entretanto, as melhores características observáveis dos homens solteiros se sobrepõem ao prêmio estimado e acabam invertendo o diferencial. Não houvesse o prêmio salarial da coabitação, este diferencial entre coabitantes e solteiros seria ainda maior. E é isto que ocorre quando são comparados os homens casados e os coabitantes: tanto o efeito de composição quanto

a estrutura salarial contribuem para o aprofundamento do diferencial, 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 coabitantes.

Entre casados e coabitantes, observa-se um diferencial de rendimentos de 40,6%. Deste diferencial, aproximadamente dois terços devem-se à parte explicada da decomposição, conforme mostra o Gráfico 4. O efeito de composição indica que se os homens coabitantes tivessem as mesmas características observáveis dos homens casados, seus rendimentos aumentariam 26,0%. O efeito da estrutura salarial também contribui para ampliar o diferencial, indicando que se os coabitantes 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.

GRÁFICO 4

Decomposição do diferencial de rendimentos entre homens de 25 a 49 anos ocupados casados e coabitantes  
Brasil urbano – 2010



Fonte: Censo Demográfico de 2010 – IBGE/IPUMS-I. Elaboração das autoras.

Para os homens coabitantes, as decomposições mostram que boa parte dos diferenciais de rendimentos deve-se à parte explicada, ou seja, existem devido a diferenças entre as características observáveis dos coabitantes em relação aos homens casados e solteiros, piores do ponto de vista do mercado de trabalho. Ainda assim, a parte não explicada mostra-se significativa em ambas as decomposições. Esta parte não explicada relaciona-se tanto à valorização dos atributos no mercado de trabalho quanto a características não observáveis.

Na comparação entre casados e coabitantes, o retorno às características observáveis representa quase toda a parte não explicada e favorece os homens casados. Já na comparação entre os solteiros e coabitantes, verifica-se o oposto. A parte não explicada favorece os homens coabitantes, mas não devido a um retorno diferenciado em relação às características observáveis, e sim ao termo da constante. Este termo corresponde à diferença entre os interceptos e é objeto de debate entre pesquisadores. Isso porque, além de captar diferenças não explicadas pelos coeficientes do modelo, também decorre da escolha do grupo de referência das variáveis explicativas, que é sempre arbitrária. Apesar desta limitação da parte não explicada, a decomposição geral e a parte explicada da decomposição detalhada não são afetadas pela escolha do grupo de referência (JANN, 2008; OSPINO *et al.*, 2010).

A discriminação do empregador, favorável aos casados, é uma das hipóteses para o prêmio do casamento. Embora as decomposições sejam frequentemente utilizadas para investigar a discriminação no mercado de trabalho, os resultados não permitem chegar a esta conclusão. Conforme Fortin *et al.* (2010), teria sentido considerar a parte não explicada como discriminação se a base de comparação fosse 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.<sup>10</sup> 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 coabitantes.

### Considerações finais

Este artigo buscou avaliar se os homens casados têm rendimentos mais elevados do que os solteiros e, adicionalmente, se o mesmo ocorre com os homens em coabitação. As evidências apontam que existe um prêmio nos rendimentos dos homens casados e, em menor magnitude, um prêmio para os homens em coabitação no Brasil. Controlando por características individuais, geográficas e de trabalho, o prêmio do casamento é de 29% e o da coabitação de quase 16%.

As decomposições dos diferenciais de rendimentos entre homens casados e coabitantes, em relação aos solteiros, mostraram que o efeito de composição é favorável aos solteiros. Para os casados, o efeito de composição é pequeno – os solteiros receberiam aproximadamente 5% a menos caso tivessem as mesmas características dos casados. Já a parte não explicada da decomposição aponta que os solteiros receberiam 29% a mais

<sup>10</sup> Embora não esteja no escopo deste artigo, destacamos que foram realizadas análises com correção da seletividade para o mesmo conjunto de dados aqui apresentado, mas as evidências encontradas não oferecem suporte para a seletividade como mecanismo principal dos prêmios do casamento. O efeito da seletividade mostrou-se relativamente pequeno para os homens casados (aproximadamente 3%) e inexistente para aqueles em coabitação. Tal resultado alinha-se aos achados de Ginther e Zavadny (2001), Antonovics e Town (2004) e Leonard e Stanley (2015), que defendem que a seletividade explica uma parte reduzida do prêmio do casamento.

caso estivessem submetidos à mesma estrutura salarial dos casados – este é o prêmio do casamento.

No caso dos homens em coabitação, o efeito de composição é dominante, pois suas características observáveis diminuem seus rendimentos em quase 25%. Mas o prêmio da coabitação, captado pela parte não explicada da decomposição, foi de aproximadamente 16%.

Nas decomposições, os prêmios do casamento e da coabitação atribuídos à parte não explicada foram reportados como sendo o efeito da estrutura salarial. Na literatura, a parte não explicada é, muitas vezes, reportada como uma medida de discriminação (FORTIN *et al.*, 2010; JANN, 2008). Embora uma das hipóteses para explicar o prêmio seja a discriminação, os dados e procedimentos utilizados não permitem concluir que os prêmios do casamento e da coabitação sejam resultantes da discriminação do empregador. Desse modo, 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.

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. Além da hipótese da discriminação, a componente não explicada da decomposição também pode estar captando processos associados a outras hipóteses, como seletividade, características não observadas e a influência das respectivas esposas e parceiras.

O “prêmio salarial masculino do casamento” é um tema importante porque perpassa vários outros assuntos e pode indicar tendências futuras para a desigualdade de gênero. Junto às clássicas medidas de capital humano, como idade e escolaridade, o estado conjugal mostra-se um determinante significativo dos rendimentos masculinos. Quanto mais atrasado é o estágio de um país no processo de revolução de gênero, maior tende a ser este efeito, uma vez que a organização social diferencia mais acentuadamente os casados dos solteiros.

Como já ressaltado, as estimativas realizadas indicam que os prêmios tendem a ser menores para a coabitação e estudos anteriores revelam um aumento deste tipo de união no país. As implicações de tais tendências dependem do que está por trás do menor prêmio da coabitação. Se os casais coabitantes têm uma divisão sexual do trabalho menos tradicional, com menor especialização de tarefas no domicílio, pode-se esperar que o aumento da coabitação leve a uma redução das desigualdades de gênero, tanto dentro das famílias quanto no mundo do trabalho.

Entretanto, não parece ser o caso. Além de as normas de divisão sexual do trabalho serem mais intensas entre os mais pobres do que entre os mais ricos (MUNIZ; VENEROSO, 2019), Gandra (2023) mostra que os casais brasileiros com níveis educacionais e de renda mais elevados são os que apresentam divisão do trabalho doméstico menos desigual. Vale lembrar que o grupo dos homens coabitantes é menos escolarizado e tem os menores rendimentos. Portanto, no caso mais provável de a divisão do trabalho doméstico na coabitação ser tão ou mais desigual do que nos casamentos, a tendência é que o crescimento da coabitação aumente ainda mais as desigualdades entre famílias pobres e ricas no país.

## Agradecimentos

Agradecemos o auxílio financeiro recebido da Fundação Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (Capes), Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de Minas Gerais (Fapemig) e Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq).

## Referências

- ADLER, P.; ONER, O. Occupational class and the marriage premium: exploring treatment mechanisms. UCLA: The Institute for Research on Labor and Employment, May 2013. (Working Papers, 2013-3).
- AHITUV, A.; LERMAN, R. I. How do marital status, work effort, and wage rates interact? *Demography*, v. 44, n. 3, p. 623-647, Aug. 2007.
- 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, May 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, Feb. 2014.
- BANDEIRA, L. M.; PRETURLAN, R. B. As pesquisas sobre uso do tempo e a promoção da igualdade de gênero no Brasil. In: FONTOURA, N.; ARAÚJO, C. (Ed.). *Uso do tempo e gênero*. Rio de Janeiro: UERJ, 2016. p. 43-59.
- BARDASI, E.; TAYLOR, M. Marriage and wages: a test of the specialization hypothesis. *Economica*, v. 75, p. 569-591, Aug. 2008.
- BARG, K.; BEBLO, M. The male marital wage premium in Germany: selection versus specialization. *SchmollersJahrbuch*, 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.
- BECKER, G. S. Human capital, effort, and the sexual division of labor. *Journal of Labor Economics*, v. 3, n. 1, Part 2, p. S33-S58, 1985.
- BECKER, G. *A treatise on the family*. Enlarged ed. Cambridge: Harvard University Press, 1991.
- 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.
- BONILLA, R. *et al.* Marriage, divorce and reservation wages-theory and empirical test. Newcastle University, Business School, 2023. (Discussion Paper Series. Economics, 5).
- BRASIL. Senado Federal. *Constituição da República Federativa do Brasil*. Brasília, 1988.
- BRASIL. Presidência da República. *Lei n. 8.213, de 24 de julho de 1991*. Dispõe sobre os Planos de Benefícios da Previdência Social e dá outras providências. Brasília, 1991.
- BRASIL. Presidência da República. *Lei n. 9.278, de 10 de maio de 1996*. Regula o inciso 3 do art. 226 da Constituição Federal. Brasília, 1996.
- BRASIL. Câmara dos Deputados. *Lei n. 10.406, de 10 de janeiro de 2002*. Institui o Código Civil. Brasília, 2002.

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, Apr. 2002.

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

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

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, May 2015.

CUNHA, M. de A.; VERONA, A. P. União conjugais consensuais entre mulheres com educação de alto nível: entendendo a heterogeneidade do contexto brasileiro. *Revista Brasileira de Estudos de População*, v. 39, p. 1-21, 2022. Disponível em: <https://rebep.org.br/revista/article/view/2035>. Acesso em: 4 abr. 2023.

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. Oaxaca-Blinder – decompositions of mean wages differentials. *In*: FORTIN, N.; LEMIEUX, T.; FIRPO, S. **Decomposition methods in economics**. Cambridge: The National Bureau of Economic Research, 2010, p. 36-45. (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. Anais [...]. Caxambu: Abep, 2006. Disponível em: <http://www.abep.org.br/publicacoes/index.php/anais/article/viewFile/1472/1437>. Acesso em: 12 dez. 2019.

GANDRA, J. **Mudanças nos padrões de formação das famílias domiciliares brasileiras: um estudo das complexidades recentes, dos diferenciais socioeconômicos e dos papéis de gênero**. Tese (Doutorado em Demografia) – Cedeplar/ UFMG, Belo Horizonte, 2023.

GARCIA, B. C.; MARCONDES, G. dos S. As desigualdades da reprodução: homens e mulheres no trabalho doméstico não remunerado. *Revista Brasileira de Estudos de População*, v. 39, p. 1-23, 2022. Disponível em: <https://rebep.org.br/revista/article/view/1936>. Acesso em: 4 abr. 2023.

GEDARA, N. I. M. The men's marriage premium in the United States: what remains after controlling for publication bias and heterogeneity? *Colombo Business Journal International Journal of Theory and Practice*, v. 12, n. 02, 2021.

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.

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.; WAJNMAN, S. A penalidade pela maternidade: participação e qualidade da inserção no mercado de trabalho das mulheres com filhos. *Revista Brasileira de Estudos de População*, v. 36, p. 1-26, e0090, 2019.

HERSCH, J.; STRATTON, L. Household specialization and the male marriage wage premium. *Industrial and Labor Relations Review*, v. 54, n. 1, p. 78-94, Oct. 2000.

IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *Censo Demográfico 2010: nupcialidade, fecundidade e migração – Resultados da amostra*. Rio de Janeiro, 2012. p. 54-71.

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

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

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

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.

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

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.

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.

MCDONALD, P. The male marriage premium: selection, productivity, or employer preferences? *Journal of Marriage and Family*, v. 82, n. 5, p. 1553-1570, 2020.

MCCONNELL, B.; VALLADARES-ESTEBAN, A. On the marriage wage premium. June 2023. Disponível em: <https://www.arnau.eu/MWP.pdf>.

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 (UFMG), 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.

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.

OIT – Organização Internacional do Trabalho. **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.

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).

SCHECHTL, M.; KAPALLE, N. The male marital earnings premium contextualized: longitudinal evidence from the United States, Germany, and the United Kingdom. *Journal of Marriage and Family*, 2023.

SIHOMBING, D. A. Does marriage affect men's labor market outcomes? Evidence from Indonesia. *In: EIGHTH PADANG INTERNATIONAL CONFERENCE ON ECONOMICS EDUCATION, ECONOMICS, BUSINESS AND MANAGEMENT, ACCOUNTING AND ENTREPRENEURSHIP(PICEEBA-8 2021). Proceedings [...]*. Atlantis Press, 2022. p. 457-466.

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%20o\\_salarial\\_para\\_as\\_mulheres\\_e\\_prmio\\_para\\_os\\_homens.pdf](http://www.caen.ufc.br/attachments/article/251/Casamento_penaliza%20o_salarial_para_as_mulheres_e_prmio_para_os_homens.pdf). Acesso em: 4 dez. 2016.

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

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.

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. p. 77-108.

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*. Belo Horizonte: Abep, 2012. p. 187-192.

WAJNMAN, S. “Quantidade” e “qualidade” da participação das mulheres na força de trabalho brasileira. *In: ITABORAI, N. R.; RICOLDI, A. M. (Org.). 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.

## Sobre as autoras

*Janaína Guiginski* é doutora em Demografia pelo Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional (Cedeplar) da Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG). Pesquisadora de pós-doutorado em DRCLAS/Harvard e Cedeplar/UFMG.

*Simone Wajnman* é pós-doutora pela Universidade de Princeton e doutora em Demografia pelo Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional (Cedeplar) da Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG). Professora titular do Departamento de Pós-Graduação em Demografia e pesquisadora do Cedeplar/UFMG.

*Flávia Chein* é doutora em Economia pelo Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional (Cedeplar) da Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG). Professora associada da Faculdade de Economia da Universidade Federal de Juiz de Fora (UFJF) e do Programa de Pós-Graduação em Economia da UFJF.

## Endereço para correspondência

*Janaína Guiginski*

Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional (Cedeplar) da Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG)

Av. Presidente Antonio Carlos, 6627, Pampulha

31270-901 – Belo Horizonte-MG, Brasil

*Simone Wajnman*

Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional (Cedeplar) da Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG)

Av. Presidente Antonio Carlos, 6627, Pampulha

31270-901 – Belo Horizonte-MG, Brasil

*Flávia Chein*

Universidade Federal de Juiz de Fora, Faculdade de Economia

Campus Universitário, s/n, Martelos

36036-330 – Juiz de Fora-MG, Brasil

## Abstract

*Evidence on the male marriage wage premium and cohabitation premium in Brazil*

The article aims to explore the correlation between marriage, cohabitation, and male labor income. It delves into the concept of the “male marriage wage premium” - a phenomenon where married men earn higher wages compared to single men in the labor market. Since consensual unions are prevalent in Brazil, the study also examines the cohabitation premium. The research employs linear regressions, quantile regression, and Blinder-Oaxaca decompositions of earnings differentials between single, married, and cohabiting men to analyze the association between marital status and paid work among Brazilian men. The data utilized were from the 2010 Demographic Census. The results of the study validate the existence of marriage and cohabitation premia for Brazilian men. However, the observed premium tend to be lower for cohabitation than for marriage. The decompositions reveal that these differentials are due to wage structure and not composition effects.

**Keywords:** Labor market. Wage differentials. Male marriage wage premium. Cohabitation premium.

## Resumen

### *Evidencias sobre el premio salarial masculino del matrimonio y de la cohabitación en Brasil*

El objetivo principal es analizar la asociación entre el matrimonio y la cohabitación y las diferencias salariales masculinas en Brasil. El artículo analiza el fenómeno del *premio salarial del matrimonio masculino*: en general, los hombres casados tienen ingresos más altos que los hombres solteros en el mercado laboral, aunque ya que en Brasil la cohabitación es una modalidad marital muy común, también se investiga el premio de la cohabitación. La asociación entre el estado civil y el trabajo remunerado entre los hombres brasileños se analiza utilizando regresiones lineales, regresión cuantil y descomposiciones Oaxaca-Blinder para los diferenciales salariales entre hombres solteros, casados y en cohabitación. La fuente de datos fue el censo demográfico de 2010. Los resultados confirman la existencia de premios para el matrimonio y la cohabitación, que tienden a ser menores para la cohabitación que para el matrimonio. La descomposición de los diferenciales de ingresos mostró que los premios se deben a la estructura salarial y no a efectos de composición.

**Palabras clave:** Mercado laboral. Diferencias salariales. Premio salarial masculino del matrimonio. Premio de la cohabitación.

Recebido para publicação em 17/07/2023

Aceito para publicação em 15/11/2023

## ANEXO

**TABELA 1**  
Decomposição para o diferencial de rendimentos entre homens de 25 a 49 anos ocupados casados e solteiros  
Brasil urbano – 2010

Variáveis	Coefficiente	Erro padrão	Exp. (Coef.)	Exp. (Coef.) (%)
Grupo 1: casados	2,036 ***	(0,002)	R\$7,66	
Grupo 2: solteiros	1,833 ***	(0,003)	R\$6,25	
<b>Diferença</b>	<b>0,202 ***</b>	<b>(0,003)</b>	<b>1,224</b>	<b>22,38</b>
Parte explicada	-0,053 ***	(0,003)	0,948	-5,16
Parte não explicada	0,255 ***	(0,003)	1,290	29,05
<b>Parte explicada</b>				
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
<b>Parte não explicada</b>				
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: Censo Demográfico de 2010 – IBGE/IPUMS-I. Elaboração das autoras.

Nota: \* $p < 0,05$ , \*\* $p < 0,01$ , \*\*\* $p < 0,001$ . Considera o desenho amostral completo.

**TABELA 2**  
Decomposição para o diferencial de rendimentos entre homens de 25 a 49 anos ocupados coabitantes e solteiros  
Brasil urbano – 2010

Variáveis	Coefficiente	Erro padrão	Exp. (Coef.)	Exp. (Coef.) (%)
Grupo 1: coabitantes	1,695 ***	(0,002)	R\$5,45	
Grupo 2: solteiros	1,833 ***	(0,003)	R\$6,25	
<b>Diferença</b>	<b>-0,139 ***</b>	<b>(0,003)</b>	<b>0,870</b>	<b>-12,98</b>
Parte explicada	-0,284 ***	(0,003)	0,753	-24,72
Parte não explicada	0,146 ***	(0,003)	1,157	15,72
<b>Parte explicada</b>				
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

(continua)

(continuação)

Variáveis	Coefficiente	Erro padrão	Exp. (Coef.)	Exp. (Coef.) (%)
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
<b>Parte não explicada</b>				
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: Censo Demográfico de 2010 – IBGE/IPUMS-I. Elaboração das autoras.

Nota: \*p&lt;0,05, \*\*p&lt;0,01, \*\*\*p&lt;0,001. Considera o desenho amostral completo.

TABELA 3

Decomposição para o diferencial de rendimentos entre homens de 25 a 49 anos ocupados casados e coabitantes  
Brasil urbano – 2010

Variáveis	Coefficiente	Erro padrão	Exp. (Coef.)	Exp. (Coef.) (%)
Grupo 1: casados	2,036 ***	(0,002)	R\$7,66	
Grupo 2: coabitantes	1,695 ***	(0,002)	R\$5,45	
<b>Diferença</b>	<b>0,341 ***</b>	<b>(0,003)</b>	<b>1,406</b>	<b>40,64</b>
Parte explicada	0,231 ***	(0,002)	1,260	25,99
Parte não explicada	0,109 ***	(0,002)	1,115	11,52
<b>Parte explicada</b>				
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
<b>Parte não explicada</b>				
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: Censo Demográfico de 2010 – IBGE/IPUMS-I. Elaboração das autoras.

Nota: \*p&lt;0,05, \*\*p&lt;0,01, \*\*\*p&lt;0,001. Considera o desenho amostral completo.