

**DIFERENCIAIS DE SALÁRIOS ENTRE HOMENS ADULTOS NA POSIÇÃO DE
EMPREGADOS OU CONTA PRÓPRIA SEGUNDO A PRESENÇA DE CÔNJUGE –
Investigação Preliminar do “Prêmio Masculino do Casamento” para o Brasil¹**

Janaína Teodoro Guiginski²

Simone Wajnman³

Resumo: O objetivo do presente trabalho é verificar se há indícios da existência do prêmio salarial masculino do casamento no Brasil. Para tanto, foram analisados os salários de homens urbanos ocupados na posição de empregado ou conta própria, com idade entre 25 e 49 anos. Os resultados, obtidos por meio de métodos estatísticos diversos, apontaram para sinais do prêmio do casamento para os homens brasileiros. A associação positiva entre a presença de cônjuge e o salário-hora dos homens foi maior para trabalhadores por conta própria, o que contraria a hipótese inicial de que o prêmio do casamento seria maior para empregados.

Palavras-chave: salários, homens, presença de cônjuge.

1 Artigo submetido à área de Demografia do XVII Seminário sobre a Economia Mineira, Diamantina-MG/2016.

2 Doutoranda em Demografia – CEDEPLAR/UFMG e bolsista de doutorado do CNPq.

3 Professora Titular do Departamento de Demografia – CEDEPLAR/UFMG.

DIFERENCIAIS DE SALÁRIOS ENTRE HOMENS ADULTOS NA POSIÇÃO DE EMPREGADOS OU CONTA PRÓPRIA SEGUNDO A PRESENÇA DE CÔNJUGE – Investigação Preliminar do “Prêmio Masculino do Casamento” para o Brasil

1. INTRODUÇÃO

O objetivo deste trabalho é investigar um aspecto pouco explorado na literatura nacional, mas que tem sido tema recorrente de pesquisas no âmbito da literatura internacional com enfoque demográfico, econômico e/ou sociológico. Este aspecto diz respeito aos diferenciais observados entre os níveis salariais de pessoas que diferem em seu estado civil, mas que compartilham características pessoais e de inserção no mercado de trabalho semelhantes. Os artigos revisados são unânimes ao concordar que existe um prêmio salarial para homens casados. Em outras palavras, 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. Este fenômeno é denominado “prêmio do casamento”.

A partir dos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2014, o objetivo principal é examinar se existem indícios do fenômeno do prêmio do casamento para os homens brasileiros. Especificamente, pretende-se verificar se existem diferenças no prêmio do casamento entre trabalhadores de duas diferentes posições na ocupação: empregados e conta própria. A separação por posição na ocupação permite testar, mesmo que marginalmente, a hipótese de discriminação por parte do empregador. Se maior prêmio do casamento é encontrado para empregados assalariados do que autônomos ou profissionais liberais, é possível que o tratamento preferencial do empregador em relação aos homens casados seja fator importante.

O presente artigo é composto por seis partes, incluindo esta introdução. Na segunda parte, é realizada uma breve revisão bibliográfica sobre o prêmio masculino do casamento, enfatizando as principais teorias que visam explicar o fenômeno e achados anteriores para o Brasil. Na terceira e quarta partes, apresenta-se a base de dados e o recorte amostral e apresentados os métodos empregados na análise – densidade kernel, regressão quantílica, decomposição de Oaxaca e modelo multinível. Os resultados de cada análise estão expostos na quinta parte. Por fim, na última parte são traçadas algumas considerações finais a título de conclusão.

Antes de passar para a revisão bibliográfica, apesar de não estar dentro do escopo deste artigo, julga-se importante dedicar algumas linhas a respeito de estudos que analisaram a associação entre o casamento e os salários para as mulheres. Algumas pesquisas encontraram associações positivas entre casamento e rendimentos do trabalho (MUNIZ e RIOS-NETO, 2002; KILLEWALD e GOUGH, 2013), enquanto outros não observaram ganhos para as mulheres (ADLER e ONER, 2013). Entretanto, quando positivo, o efeito do casamento não é tão claro (MUNIZ e RIOS-NETO, 2002) e, frequentemente, apresenta magnitude reduzida e/ou insignificância estatística (ADLER e ONER, 2013). Em todo caso, quando o casamento é associado à maternidade, as penalidades

salariais associadas à existência de filhos têm efeito dominante e excedem os ganhos advindos do casamento (KILLEWALD e GOUGH, 2013).

2. REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

As hipóteses mais comumente abordadas na literatura para explicar por que homens casados ganham mais do que homens solteiros são a da produtividade e a da seletividade. De acordo com a hipótese da produtividade, a especialização propiciada pelo casamento aumenta a produtividade dos homens casados, o que reflete positivamente no nível salarial. Esta hipótese deriva das teorias desenvolvidas por Becker (1991), que utiliza uma abordagem econômica para tratar de assuntos relacionados à família. Segundo Becker (1991, cap. 02), a especialização na alocação do tempo dentro do casamento visa maximizar a eficiência familiar.

A utilidade de um casal é maximizada se cada parte especializa-se na função em que possui maior produtividade e se os investimentos em capital humano são realizados de acordo com a eficiência relativa de cada um. No caso da divisão tradicional das responsabilidades familiares entre homens e mulheres, homens investiriam mais em capital humano voltado para o mercado de trabalho e mulheres investiriam mais em capital humano que as tornasse mais eficientes nas atividades relacionadas à esfera doméstica (Becker, 1991). Já a hipótese da seletividade implica uma causalidade reversa. O casamento não determina a produtividade, e sim o contrário. Maior produtividade e maior potencial de receber altos salários no mercado de trabalho é que determinam a maior probabilidade de casamento.

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.

Características observáveis – 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 (Chiodo e Owyang, 2002). Esta diferença de valoração das características não observáveis explicaria porque ocorre o fim do casamento, mas não cessam os benefícios salariais.

Com o intuito de testar de forma explícita se a especialização no domicílio explica o prêmio do casamento para os homens, Hersch e Stratton (2000) utilizam medidas diretas de alocação do tempo. As autoras examinaram o tempo de trabalho doméstico 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 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. Utilizando equações de efeitos fixos, as autoras encontraram evidências de que a seletividade também explica muito pouco do prêmio do casamento. A conclusão é 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.

O artigo de Ahituv e Lerman (2007) busca descobrir como o estado civil, o esforço no trabalho e as taxas salariais interagem. Os autores parte da hipótese de que o casamento pode alterar o empenho no trabalho, e utilizam a jornada de trabalho como *proxy*. Esta alteração no esforço para o trabalho influenciaria a acumulação de capital humano e a taxa salarial. Ahituv e Lerman (2007) utilizaram uma base de dados longitudinal e 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. O casamento tem efeito substancialmente positivo sobre as horas trabalhadas. Este efeito, segundo Ahituv e Lerman (2007), é importante não apenas para elevar a taxa salarial corrente, mas também para elevar a taxa salarial no futuro e contribuir para o prêmio salarial do casamento. Afirmam os autores que o aumento das horas de trabalho, induzido pelo casamento, resulta em maior experiência de trabalho, o que gera maiores salários futuros. 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.

Adler e Oner (2013) chamam a atenção para o fato de que o papel do tipo de ocupação não tem sido suficientemente considerado na discussão sobre o prêmio salarial do casamento e que esta é uma dimensão na qual o prêmio pode variar. Utilizando os microdados do censo americano, os autores expandiram a equação de salário de Mincer, incluindo variáveis para a classe ocupacional, e verificaram que o prêmio salarial para os homens casados varia significativamente de acordo com o tipo de ocupação. Adler e Oner (2013), ao explorar a relação entre a classe ocupacional e o prêmio do casamento, encontraram prêmios de maior magnitude para homens que trabalham em ocupações mais “rotineiras” do que em ocupações mais “criativas”. Ocupações criativas são aquelas relacionadas a um maior grau de autonomia e inventividade (por exemplo, cientistas, pesquisadores, médicos, advogados, engenheiros, etc.). 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, etc.). Os resultados encontrados dão suporte para as hipóteses da especialização e da discriminação, mas não são consistentes com os mecanismos baseados no capital humano.

Uma explicação alternativa para o prêmio do casamento é a questão da discriminação por parte do empregador, em que os empregadores podem perceber o casamento como sinal de maior estabilidade, responsabilidade ou maturidade e, assim, darem preferência aos homens casados. 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 criativos estariam menos ancorados a sistemas tradicionais de valores que premiam o casamento. Por outro lado, homens em trabalhos mais rotineiros, como operários fabris, seriam mais beneficiados por uma percepção enviesada por parte dos empregadores. Os empregadores podem agir paternalisticamente ao apoiar mais os homens que têm família e serem particularmente

favoráveis àqueles cuja esposa não trabalha (Chun e Lee, 2001). Este favoritismo do empregador pode se dar via promoções, aumentos de salários ou ainda propiciar maiores oportunidades de treinamento na empresa.

Para o Brasil, Muniz e Rios-Neto (2002) investigaram os diferenciais salariais entre casados e solteiros, para ambos os sexos, buscando analisar o prêmio do casamento a partir de uma perspectiva de gênero. A fonte de dados utilizada foi a Pesquisa sobre Padrões de Vida, realizada em 1996 e 1997, e o método foi a decomposição do diferencial de rendimentos pela técnica de Oaxaca (1973 apud Muniz e Rios-Neto, 2002).

Os resultados apontam para a existência do prêmio do casamento tanto para homens quanto para mulheres, embora por razões diferenciadas. No caso dos homens casados, além de apresentarem maior experiência potencial e estabilidade no emprego, o mercado discrimina mais favoravelmente estes atributos produtivos. Já o prêmio positivo para as mulheres casadas é surpreendente e pouco explicado pela equação de rendimentos. Grande parte deve-se ao intercepto e a parte que é explicada pela equação está relacionada à discriminação mais favorável oferecida pelo mercado para a escolaridade das mulheres casadas do que a das solteiras (Muniz e Rios-Neto, 2002).

Uma nova perspectiva sobre o prêmio masculino do casamento é fornecida por Ashwin e Isupova (2014), que examinaram dados qualitativos e longitudinais para a Rússia. Segundo as autoras, para a realidade russa, 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, independente 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. Dentro do contexto russo, que mostra alta prevalência de abuso de álcool, 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 mostra um provedor inadequado.

A este efeito do monitoramento e orientação proporcionado 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 efeito nas perspectivas e na performance para o trabalho, o que reflete nos salários.

3. FONTE DE DADOS

Como fonte de dados foi empregada a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2014. Foram selecionados para análise homens adultos, de 25 a 49 anos, na posição de responsável pelo domicílio ou cônjuge do responsável. Como o objetivo do trabalho é investigar o comportamento do salário em relação à presença de cônjuge, apenas foram considerados os homens ocupados e com declaração tanto do rendimento do trabalho principal quanto as horas trabalhadas. Foram incluídos apenas os indivíduos residentes em áreas urbanas ou metropolitanas e também somente trabalhadores urbanos; assim sendo, foram excluídos trabalhadores em ocupações ou atividades agrícolas.

Além do recorte descrito acima, a amostra foi restrita somente para trabalhadores na posição de empregado do setor privado ou conta própria. Ao todo, amostra é composta por 29.919 homens, sendo 73% empregados e 27% trabalhadores por conta própria. As estimativas foram realizadas através do software estatístico Stata e todas as análises utilizaram pesos analíticos como método de ponderação da amostra.

4. MÉTODOS

4.1. Densidade Kernel

A análise dos diferenciais de salários de homens unidos e não unidos inicia-se com a estimativa não paramétrica padrão de densidade kernel. Análises não paramétricas e requerem menos especificações do modelo do que as análises paramétricas, fazendo pressupostos mínimos sobre o processo que gerou os dados, sendo úteis para descrição dos dados e análises exploratórias, por exemplo (Cameron e Trivedi, 2005). As estimativas são obtidas dividindo os dados em partes cada vez menores à medida que aumenta o tamanho da amostra, estimando o comportamento local em cada parte. Os métodos não paramétricos são métodos de médias locais, de modo que são necessárias regras para determinar a largura do intervalo e a largura da janela.

Uma das vantagens deste método é que a densidade kernel é uma estimativa de densidade mais suave do que o histograma; a decisão chave é a escolha do tamanho do intervalo. A apresentação formal do histograma se estende naturalmente para o estimador de densidade kernel. No histograma, todas as observações dentro de cada intervalo considerado, $x_0 \pm h$, têm o mesmo peso. Estimativas mais suaves que o histograma podem ser obtidas utilizando outras funções de ponderação, como a função kernel. O estimador de densidade kernel, $\hat{f}(x_0)$, é dado por:

$$\hat{f}(x_0) = \frac{1}{Nh} \sum_{i=1}^N K\left(\frac{x_i - x_0}{h}\right)$$

em que N é o tamanho da amostra; h é a largura do intervalo e $2h$ define a largura da janela; e $K(\cdot)$ é a função kernel, que é a função de ponderação. $\hat{f}(x_0)$ utiliza um conjunto mais amplo de valores de x_0 do que o histograma, o que auxilia numa estimativa de densidade mais suave.

Dados $K(\cdot)$, a função kernel, e h , a largura do intervalo, o estimador é de simples implementação. O estimador de densidade kernel, $\hat{f}(x_0)$, é consistente, já que o viés tende assintoticamente a 0, se $h \rightarrow 0$ à medida que $N \rightarrow \infty$. A largura ótima do intervalo é aquela que minimiza o erro quadrático médio integrado. A definição do tamanho ótimo do intervalo levou em consideração o viés e a variância, de modo a minimizar o erro. A função kernel selecionada foi a Epanechnikov e largura ótima do intervalo, h^* , foi obtida através do plug-in de Silverman. O plug-in de Silverman para a largura ótima do intervalo, h^* , depende do tamanho da amostra, N , e do desvio-padrão amostral, s :

$$h^* = 1,3643\delta N^{-0,2} \text{mín}(s, iqr/1,349)$$

Em que iqr é o intervalo inter-quartil. O uso do $iqr/1,349$ protege contra efeitos de outliers, que poderiam inflar o desvio-padrão e levar a uma largura do intervalo muito grande.

4.2. Regressão Quantílica

Os métodos de regressão quantílica são úteis para estimar os quantis da distribuição da variável dependente y condicional em x . A intenção é analisar como a variável dependente está distribuída. Estes métodos são bastante utilizados para variáveis como salário, que, neste caso, é a variável dependente. A regressão quantílica modela a relação entre uma ou mais variáveis independentes x e os quantis condicionais de y , e não apenas a média de y , como na regressão por mínimos quadrados. Dentre as vantagens da regressão quantílica, observa-se que a regressão para a mediana (que corresponde ao quantil 0,50) é mais robusta a outliers, os estimadores são mais consistentes e oferece uma visão mais compreensiva do efeito das variáveis independentes sobre y (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^{th} quantil. Ao invés de apenas um conjunto de parâmetros, como na regressão MQO, tem-se vários conjuntos de parâmetro, cada um correspondendo a um quantil específico. Diferentes escolhas de q estimam diferentes valores de β .

A regressão da mediana também é denominada por mínimos desvios absolutos, pois minimiza a soma dos valores absolutos dos erros, $\sum_i |e_i|$. 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, tem-se a função objetiva do estimador quantílico $\widehat{\beta}_q$ que minimiza ao longo de β_q :

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

4.3. Decomposição de Oaxaca

A partir dos trabalhos seminais de Oaxaca (1973) e Blinder (1973), a decomposição Oaxaca-Blinder tornou-se a ferramenta padrão dos economistas interessados em decomposições. As decomposições são úteis para quantificar as contribuições de vários fatores para a diferença ou mudança em uma variável de interesse, mas não necessariamente contribui para o entendimento dos mecanismos por trás da relação entre os fatores e os resultados. A decomposição pode ser útil para indicar hipóteses e explicações que merecem ser exploradas com maior atenção, mas não oferece uma interpretação causal dos resultados.

Em sua forma original, a decomposição de Oaxaca-Blinder decompõe a diferença da média de uma variável resposta de dois grupos, A e B . O pressuposto padrão é que a variável resposta Y é associada linearmente com as covariáveis, X ; e que o termo de erro v é condicionalmente independente de X :

$$Y_{gi} = \beta_{g0} + \sum_{k=1}^K X_{ik} \beta_{gk} + v_{gi}$$

Sendo $g = A, B$.

A diferença total entre a média da variável resposta para os grupos A e B (ou o hiato), é:

$$\hat{\Delta}_O^\mu = \bar{Y}_B - \bar{Y}_A$$

Que pode ser escrita como:

$$\hat{\Delta}_O^\mu = \hat{\Delta}_S^\mu + \hat{\Delta}_X^\mu$$

O efeito não explicado é o efeito da estrutura salarial, $\hat{\Delta}_S^\mu$, e reflete diferenças nos β 's, ou seja, na forma como os X 's são valorizados no mercado de trabalho – este é o efeito preço. O efeito explicado é o efeito da composição, $\hat{\Delta}_X^\mu$, que reflete diferenças na distribuição das covariáveis X 's entre os grupos – este é o efeito quantidade. Esta é uma decomposição agregada, que separa o hiato $\hat{\Delta}_O^\mu$ em dois componentes: efeito de estrutura $\hat{\Delta}_S^\mu$ e efeito de composição $\hat{\Delta}_X^\mu$. A decomposição detalhada envolve a subdivisão dos efeitos de estrutura e de composição nas respectivas contribuições de cada covariável em cada efeito, $\hat{\Delta}_{S,k}^\mu$ e $\hat{\Delta}_{X,k}^\mu$.

4.4. Modelo Multinível

Modelos multiníveis são empregados quando os dados em análise possuem uma estrutura hierárquica. Segundo Hox (1998), é problemático aplicar modelos de regressão que consideram os dados no nível mais desagregado possível, como o nível do indivíduo, quando se sabe que os dados possuem uma estrutura hierárquica. Este é o caso dos dados das pesquisas amostrais; na PNAD, por exemplo, as observações são agrupadas por unidade da federação e estas, por sua vez, são agrupadas em macrorregiões.

O modelo de regressão multinível, também é denominado modelo de coeficiente aleatórios ou modelo linear hierárquico, assume dados hierarquizados, em que há uma variável resposta medida no menor nível de agregação possível e variáveis explicativas em todos os níveis existentes.

O modelo pode ser considerado como um sistema de equações de regressão hierárquico. Assumindo uma base de dados com J grupos e N_j indivíduos em cada grupo, no nível individual, tem-se a variável dependente Y_{ij} e a variável explicativa X_{ij} e, no nível do grupo, tem-se a variável explicativa Z_j . Assim, tem-se uma regressão para cada grupo:

$$Y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j}X_{ij} + e_{ij}$$

Os termos β_j são modelados a partir de variáveis explicativas no nível do grupo:

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01} + u_{0j},$$

$$\beta_{1j} = \gamma_{10} + \gamma_{11} + u_{1j}.$$

Substituindo as duas últimas equações na primeira equação fornece a equação para o modelo multinível, que pode ser modificada e incluir mais de uma variável explicativa em cada nível:

$$Y_{ij} = \gamma_{00} + \gamma_{10}X_{ij} + \gamma_{01}Z_j + \gamma_{11}Z_jX_{ij} + u_{1j}X_{ij} + u_{0j} + e_{ij}$$

Pressuposto básico é que as observações para os indivíduos possuem alguma correlação quando pertencentes ao mesmo grupo. Considera-se, desse modo, que o intercepto ou a inclinação não são iguais para todos os grupos.

5. RESULTADOS

A TAB 01 apresenta as estatísticas descritivas para a amostra de homens adultos de 25 a 49 anos, cuja posição no domicílio era de pessoa de referência ou cônjuge da pessoa de referência e que estavam ocupados na posição de empregado ou conta própria. Além dos valores médios, breve descrição das variáveis selecionadas para análise são também apresentadas.

A partir da TAB 01, algumas diferenças entre empregados e conta própria podem ser notadas. Em média, os empregados têm menor rendimento mensal e por hora de trabalho, em comparação com trabalhadores conta própria. O rendimento mensal médio no trabalho principal é de R\$2.033 e R\$2.047 e o rendimento por hora de trabalho é de R\$13,84 e R\$17,25 para empregados e conta própria, respectivamente. Comparados aos conta própria, os empregados são mais jovens, mostram proporção com cônjuge ligeiramente superior e possuem maior nível de escolaridade. Além disso, a proporção de trabalhadores formais – considerando como tais aqueles com carteira assinada ou contribuição à Previdência - é bastante superior aos trabalhadores por conta própria.

Tabela 01 – Estatísticas Descritivas para a amostra de homens adultos de 25 a 49 anos, na posição de pessoa de referência ou cônjuge do domicílio, ocupados na posição de empregado ou conta própria – Brasil 2014.

		EMPREGADO (n=21.853)		CONTA PRÓPRIA (n=8.066)	
Variável	Descrição	Média	Desvio	Média	Desvio
renda	Rendimento trabalho Principal [R\$]	2032,92	2529,99	2046,64	2435,01
horas	Jornada de Trabalho [horas semanais]	43,6	9,0	43,6	13,2
sal_hora	Salário-Hora [R\$]	13,84	33,53	17,25	145,09
conjuge	Presença de Cônjuge	0,89	0,32	0,87	0,34
idade	Idade	36,8	6,8	38,7	6,6
ed_sem	Nível de Escolaridade - Menos que Fundamental (base)	0,26	0,44	0,39	0,49
ed_fund	Nível de Escolaridade - Fundamental Completo	0,18	0,38	0,21	0,41
ed_medio	Nível de Escolaridade - Médio Completo	0,43	0,50	0,31	0,46
ed_sup	Nível de Escolaridade - Superior Completo	0,13	0,33	0,09	0,29
cor_branç	Cor - Branca	0,45	0,50	0,42	0,49
cor_pret	Cor - Preta	0,12	0,32	0,11	0,31
cor_pard	Cor - Parda (base)	0,43	0,49	0,47	0,50
formal	Carteira assinada ou contribui para a Previdência	0,87	0,33	0,33	0,47
parcial	Trabalha menos de 40 horas por semana	0,09	0,28	0,17	0,38
cod_ocup_~VI	Ocupação Nível I - Dirigentes, Profissionais das Ciências e das Artes e Forças Armadas	0,14	0,34	0,07	0,26
cod_ocup~VII	Ocupação Nível II - Técnicos de Nível Médio e Trabalhadores de Serviços Administrativos	0,16	0,37	0,08	0,28
cod_ocup~III	Ocupação Nível III - Trabalhadores dos Serviços, Vendedores e Prestadores de Serviços do Comércio	0,22	0,42	0,24	0,43
cod_ocup_n~V	Ocupação Nível IV - Trabalhadores da Produção de Bens e Serviços Industriais, Reparação e Manutenção	0,48	0,50	0,61	0,49
metrop	Mora numa Região Metropolitana	0,38	0,49	0,33	0,47
regiao_nort	Região Norte	0,07	0,25	0,09	0,29
regiao_no~st	Região Nordeste	0,21	0,41	0,24	0,43
regiao_sud~t	Região Sudeste (base)	0,48	0,50	0,44	0,50
regiao_sul	Região Sul	0,17	0,37	0,13	0,34
regiao_centr	Região Centro Oeste	0,08	0,28	0,09	0,29

Fonte dos dados básicos: PNAD 2014.

Conforme pode ser notado na TAB 02, para os trabalhadores na posição de empregado, a média e a mediana do salário-hora são bastante semelhante para aqueles com e sem cônjuge, embora o desvio-padrão seja maior para aqueles que contam a presença de cônjuge no domicílio, o que sinaliza para uma maior dispersão na distribuição salarial destes. A média do rendimento dos empregados é de R\$13,80 e R\$13,84, por hora trabalhada, para homens sem cônjuge e com cônjuge, respectivamente. Já para homens classificados como conta própria, as diferenças são mais pronunciadas em termos de média, sendo o salário-hora médio maior para aqueles com cônjuge do que sem cônjuge, \$17,58 e R\$14,98, respectivamente. Em termos de mediana, as diferenças não são tão grandes.

Tabela 02 – Média, mediana, desvio padrão e frequência do salário-hora para empregados e conta própria, segundo a presença de cônjuge – homens adultos, Brasil 2014.

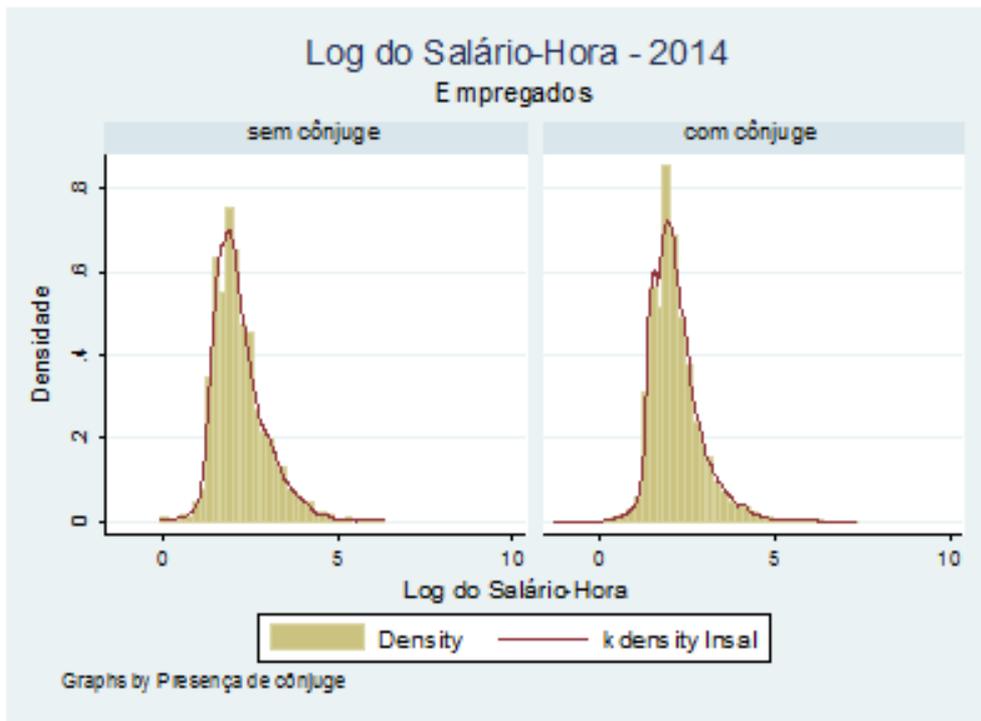
-> empregouconta = Empregado				
Presença de cônjuge	mean(sal_hora)	med(sal_hora)	sd(sal_hora)	Freq.
sem cônjuge	13,80022	8,125	26,68807	2.526
com cônjuge	13,84045	8,125	34,30896	19.327

-> empregouconta = Conta Própria				
Presença de cônjuge	mean(sal_hora)	med(sal_hora)	sd(sal_hora)	Freq.
sem cônjuge	14,97667	8,333333	32,40825	1.065
com cônjuge	17,5841	8,461538	155,0238	7.001

Fonte dos dados básicos: PNAD 2014.

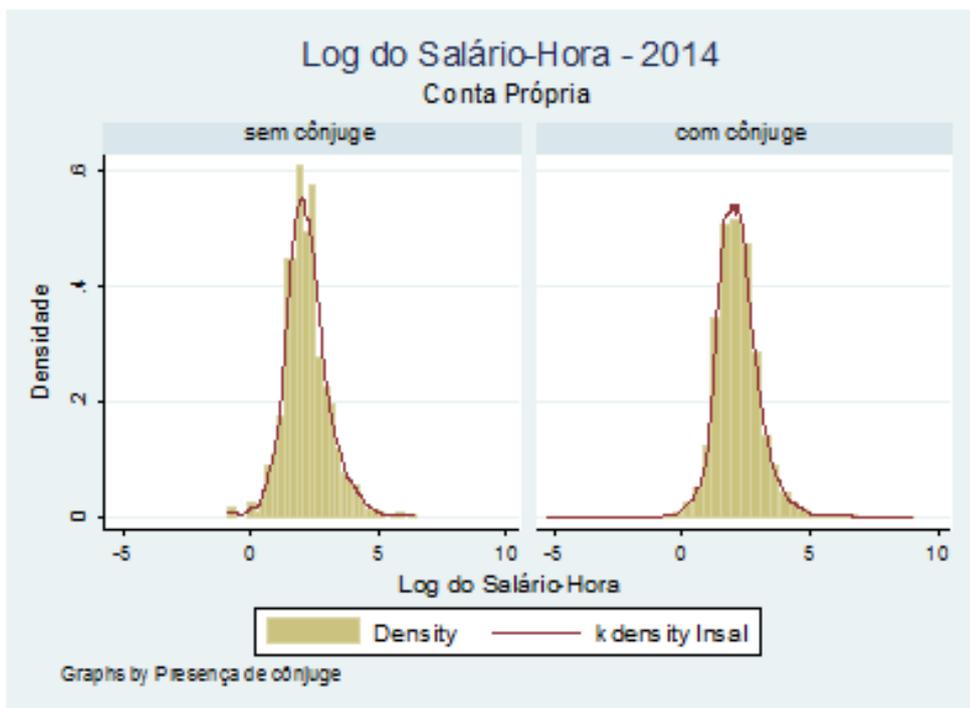
As FIG 01 e 02 mostram o histograma e a plotagem da densidade de kernel para o logaritmo do salário-hora para empregados, na FIG 01, e para conta própria, na FIG 02, divididos em dois grupos, sem cônjuge e com cônjuge. Para calcular a densidade kernel, utilizou-se o plug-in de Silverman, que auxilia na determinação da largura intervalo, e a função Epanechnikov. A análise visual dos gráficos permite notar que, em todos os subgrupos investigados, o logaritmo do salário é unimodal e aproximadamente simétrico. Observa-se também que a distribuição do salário para homens com presença de cônjuge é mais dispersa do que para aqueles sem cônjuge.

Figura 01 – Histograma e estimativa de densidade kernel para o logaritmo do salário-hora, homens ocupados na posição de empregado, Brasil 2014.



Fonte dos dados básicos: PNAD 2014.

Figura 02 – Histograma e estimativa de densidade kernel para o logaritmo do salário-hora, homens ocupados na posição de trabalhadores por conta própria, Brasil 2014.



Fonte dos dados básicos: PNAD 2014.

Foram estimados dois modelos de regressão por Mínimos Quadrados, uma para homens ocupados na condição de empregados e outra para homens que trabalham por conta própria, cujos resultados são exibidos, respectivamente, na TAB 03 e na TAB 04. Para os empregados, ter cônjuge está associado a um aumento de 7,12% e, para os trabalhadores conta própria, ter cônjuge associa-se a um aumento de 8,26% no salário-hora, controlando pelas demais variáveis incluídas no modelo.

Tabela 03 – Modelo de regressão por MQO para o logaritmo do salário-hora, homens ocupados na posição de empregado, Brasil 2014.

Linear regression

Number of obs = 21853
 F(18, 26) = 884,93
 Prob > F = 0,0000
 R-squared = 0,4637
 Root MSE = ,52818

(Std. Err. adjusted for 27 clusters in UF)

Insal	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
conjuge	,0687512	,0080988	8,49	0,000	,0521039	,0853984
idade	,043951	,0061543	7,14	0,000	,0313007	,0566014
idadesq	-,0004953	,0000868	-5,71	0,000	-,0006737	-,0003169
ed_fund	,0971412	,0092355	10,52	0,000	,0781575	,116125
ed_medio	,2575157	,012682	20,31	0,000	,2314474	,283584
ed_sup	,7404068	,0231274	32,01	0,000	,6928678	,7879458
cor_branc	,0914155	,0088673	10,31	0,000	,0731884	,1096425
cor_pret	-,0437125	,0182265	-2,40	0,024	-,0811775	-,0062474
formal	,2514116	,0213142	11,80	0,000	,2075997	,2952235
parcial	,5691845	,0447808	12,71	0,000	,4771361	,6612328
cod_ocup_nivII	-,4201458	,0179388	-23,42	0,000	-,4570195	-,3832721
cod_ocup_nivIII	-,6984464	,0249754	-27,97	0,000	-,7497841	-,6471087
cod_ocup_nivIV	-,4903578	,0238109	-20,59	0,000	-,5393017	-,4414138
metrop	,0838862	,0186353	4,50	0,000	,0455808	,1221916
regiao_nordest	-,1823911	,0528141	-3,45	0,002	-,290952	-,0738302
regiao_sudest	,1384967	,0577287	2,40	0,024	,0198336	,2571597
regiao_sul	,143718	,0522064	2,75	0,011	,0364061	,2510299
regiao_centra	,1501843	,0490805	3,06	0,005	,0492979	,2510706
_cons	1,072455	,1088417	9,85	0,000	,8487278	1,296182

Fonte dos dados básicos: PNAD 2014.

Tabela 04 – Modelo de regressão por MQO para o logaritmo do salário-hora, homens ocupados na posição de trabalhadores por conta própria, Brasil 2014.

Linear regression

Number of obs = 8066

F(18, 26) = 1983,31

Prob > F = 0,0000

R-squared = 0,3227

Root MSE = ,7004

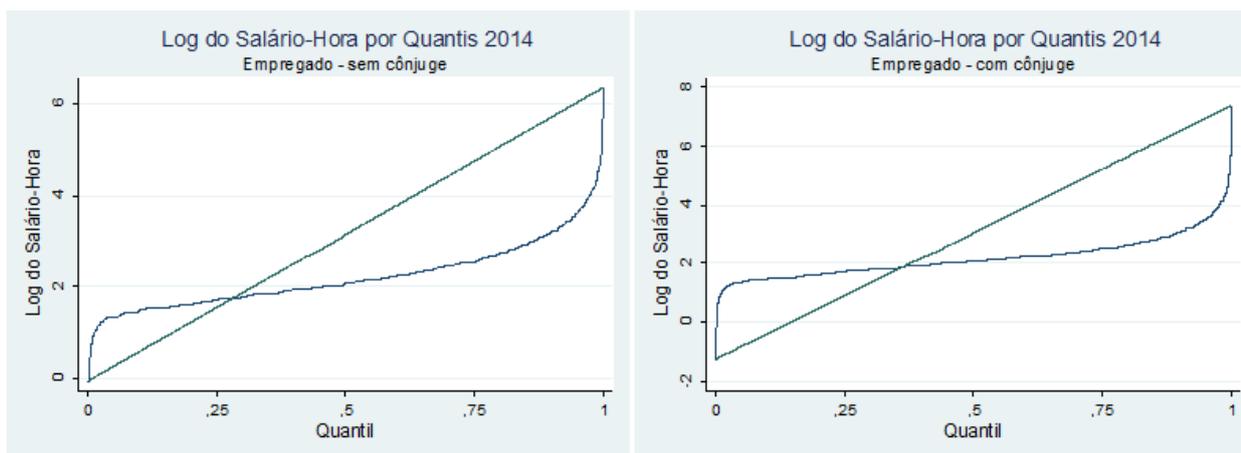
(Std. Err. adjusted for 27 clusters in UF)

Insal	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
conjuge	,0794024	,0295666	2,69	0,012	,0186274	,1401774
idade	,0422742	,0128017	3,30	0,003	,01596	,0685884
idadesq	-,0005206	,0001664	-3,13	0,004	-,0008626	-,0001786
ed_fund	,178912	,0307075	5,83	0,000	,1157918	,2420322
ed_medio	,2983539	,0269017	11,09	0,000	,2430568	,3536511
ed_sup	,689516	,045058	15,30	0,000	,596898	,782134
cor_branc	,0857238	,0113104	7,58	0,000	,0624749	,1089727
cor_pret	-,0649909	,0232507	-2,80	0,010	-,1127833	-,0171984
formal	,2494531	,0205179	12,16	0,000	,2072781	,2916282
parcial	,516454	,0679084	7,61	0,000	,3768664	,6560417
cod_ocup_nivII	-,0408783	,0558634	-0,73	0,471	-,1557073	,0739506
cod_ocup_nivIII	-,4659707	,0489201	-9,53	0,000	-,5665273	-,3654141
cod_ocup_nivIV	-,3467585	,0506591	-6,84	0,000	-,4508897	-,2426272
metrop	,1140083	,0198457	5,74	0,000	,073215	,1548017
regiao_nordest	-,2325182	,0899079	-2,59	0,016	-,4173265	-,04771
regiao_sudest	,1839474	,0971959	1,89	0,070	-,0158417	,3837364
regiao_sul	,2082563	,1000348	2,08	0,047	,0026319	,4138807
regiao_cent	,3187657	,0901845	3,53	0,002	,1333889	,5041425
_cons	1,104937	,2974261	3,71	0,001	,4935686	1,716305

Fonte dos dados básicos: PNAD 2014.

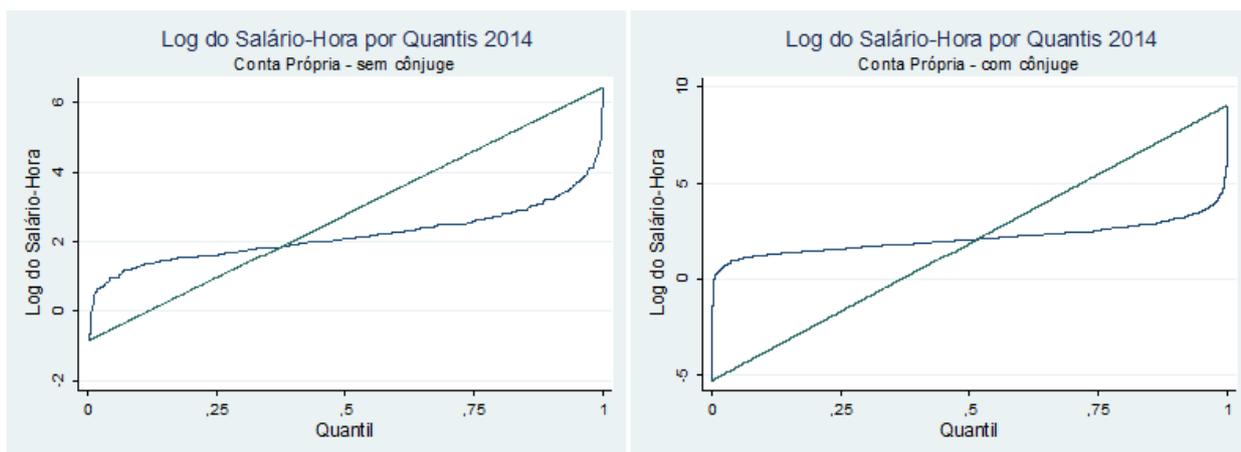
As FIG 03 e 04 mostram os gráficos por quantis para o logaritmo do salário-hora de trabalhadores empregados e conta própria, de acordo com a presença de cônjuge. Apesar das escalas diferentes, é possível perceber que o salário-hora é maior para os homens com cônjuge do que os do outro grupo, em cada posição na ocupação. A inclinação das curvas é mais acentuada nas extremidades, o que pode ajudar a explicar parte das diferenças nos coeficientes observadas nas regressões quantílicas para os três quartis, apresentadas a seguir.

Figura 03 – Logaritmo do salário hora por quantis, homens ocupados na posição de empregados, segundo presença de cônjuge, Brasil 2014.



Fonte dos dados básicos: PNAD 2014.

Figura 04 - Logaritmo do salário hora por quantis, homens ocupados na posição de trabalhadores por conta própria, segundo presença de cônjuge, Brasil 2014.



Fonte dos dados básicos: PNAD 2014.

A regressão quantílica pode ser considerada como uma regressão mais robusta do que a regressão linear por Mínimos Quadrados. No caso da regressão para a mediana, cujos resultados são apresentados na coluna do meio das TAB 05 e 06 a seguir, os coeficientes são estimados através da minimização dos desvios absolutos em relação à mediana. A mediana é muito menos afetada por outliers do que a média.

Comparando com os resultados das regressões por Mínimos Quadrados Ordinários, discutidos anteriormente, nota-se que os coeficientes da regressão para a presença de cônjuge continuam positivos, mas se reduzem, tanto para os empregados – presença de cônjuge associado a um aumento de 5,03% no salário-hora e conta própria – a presença de cônjuge passa a representar um

aumento de 6,38% no salário, a um nível de significância de cerca de 2%, controlando pelas demais variáveis.

Os resultados das regressões para os três quartis (0,25; 0,50 e 0,75) para homens na posição de empregados e para homens na posição de conta própria estão na TAB 05 e TAB 06, respectivamente. Os quartis ilustram mudanças importantes nos coeficientes, de acordo com a posição na distribuição de salários.

Em ambos os casos, aumentos na idade e na escolaridade associam-se a aumentos no salário-hora. Quanto à variável de interesse, a presença de cônjuge no domicílio, percebe-se que a magnitude do coeficiente aumenta com os quartis. A presença de cônjuge para empregados situados no primeiro quartil da distribuição de salários está associada a um aumento de 4,32% no salário-hora, controlando pelas demais variáveis. Já para os empregados no último quartil, o aumento associado é de 6,49%. Do mesmo modo, no caso dos trabalhadores por conta própria, o efeito do cônjuge também aumenta à medida que aumenta o quartil, chegando a um aumento de 6,91% no salário-hora, associado à existência de cônjuge.

Tabela 05 – Resultados da regressão quantílica para o logaritmo do salário-hora, homens ocupados na posição de empregados, segundo presença de cônjuge– Brasil 2014.

Insal	.25 Quantile		Median		.75 Quantile	
	Coef.	P> t	Coef.	P> t	Coef.	P> t
conjuge	.0422643	0.000	.0490331	0.000	.0628786	0.000
idade	.034215	0.000	.0536411	0.000	.0545577	0.000
idadesq	-.0004033	0.000	-.0006253	0.000	-.000609	0.000
ed_fund	.0679398	0.000	.0933597	0.000	.1221332	0.000
ed_medio	.1868667	0.000	.2452367	0.000	.3178878	0.000
ed_sup	.597871	0.000	.7348589	0.000	.9151255	0.000
cor_branç	.0705033	0.000	.0813372	0.000	.1040579	0.000
cor_pret	-.0174386	0.155	-.0410593	0.001	-.035176	0.047
formal	.2527663	0.000	.2025829	0.000	.1897744	0.000
parcial	.3012408	0.000	.3753612	0.000	.5532186	0.000
cod_ocup_nivII	-.410632	0.000	-.4348751	0.000	-.4671263	0.000
cod_ocup_nivIII	-.5963927	0.000	-.7157063	0.000	-.8125097	0.000
cod_ocup_nivIV	-.4375621	0.000	-.5024731	0.000	-.5681538	0.000
metrop	.0547649	0.000	.0490331	0.000	.0562278	0.000
regiao_nordest	-.131274	0.000	-.1599277	0.000	-.174922	0.000
regiao_sudest	.1582591	0.000	.1558283	0.000	.1532843	0.000
regiao_sul	.1898637	0.000	.1936546	0.000	.153445	0.000
regiao_centr	.159538	0.000	.1694225	0.000	.1779166	0.000
_cons	1.006648	0.000	.9400293	0.000	1.194719	0.000

Fonte dos dados básicos: PNAD 2014.

Tabela 06 – Resultados da regressão quantílica para o logaritmo do salário-hora, homens ocupados na posição de trabalhadores por conta própria, segundo presença de cônjuge, áreas urbanas – Brasil 2014.

Insa1	.25 Quantile		Median		.75 Quantile	
	Coef.	P> t	Coef.	P> t	Coef.	P> t
conjuge	.0583516	0.030	.0618625	0.014	.0668411	0.045
idade	.0282485	0.073	.0520992	0.000	.0483263	0.014
idadesq	-.0003276	0.114	-.0006306	0.001	-.0005835	0.023
ed_fund	.1956373	0.000	.1703307	0.000	.1777546	0.000
ed_medio	.2515408	0.000	.2730886	0.000	.2934228	0.000
ed_sup	.6052487	0.000	.6573123	0.000	.778203	0.000
cor_branc	.0899911	0.000	.1074137	0.000	.0831496	0.001
cor_pret	-.0803834	0.008	-.0817514	0.004	-.0264781	0.486
formal	.2029103	0.000	.2350449	0.000	.239697	0.000
parcial	.2804238	0.000	.3623715	0.000	.5684219	0.000
cod_ocup_nivII	.0067492	0.892	-.0230722	0.613	-.0129968	0.825
cod_ocup_nivIII	-.3596774	0.000	-.4319357	0.000	-.4722111	0.000
cod_ocup_nivIV	-.2357075	0.000	-.3290652	0.000	-.4017532	0.000
metrop	.0850858	0.000	.0661881	0.000	.0831876	0.001
regiao_nordest	-.1764631	0.000	-.1861842	0.000	-.2328339	0.000
regiao_sudest	.2032087	0.000	.2107269	0.000	.1668333	0.000
regiao_sul	.2865817	0.000	.2481708	0.000	.170648	0.000
regiao_centr	.3702259	0.000	.3901351	0.000	.337529	0.000
_cons	.8927213	0.003	.8750786	0.002	1.411009	0.000

Fonte dos dados básicos: PNAD 2014.

A técnica de Blinder-Oxaca divide o diferencial de salários entre uma parte que é explicada pelas diferenças nos atributos que influenciam o salário e outra parte que não é explicada pelas diferenças entre os grupos de homens unidos e não unidos. Com este método, primeiramente estima-se os dois modelos de regressão, um para cada grupo, e depois é realizada a decomposição. A parte explicada relaciona-se com atributos individuais – idade, escolaridade e cor, características do trabalho – formalidade, jornada e grupamento ocupacional, e variáveis geográficas – área metropolitana e macrorregião.

Foram estimadas duas regressões para investigar o diferencial de salários entre os homens adultos, segundo a presença ou ausência de cônjuge no domicílio, uma para empregados e outra para conta própria. A TAB 07 apresenta os resultados para a decomposição segundo a presença de cônjuge para os ocupados na posição de empregados. O logaritmo do salário médio previsto pelo modelo de decomposição é de 2,23 para não unidos e 2,22 para unidos. A diferença de 0,007 não se mostra estatisticamente significativa, conforme pode ser observado na TAB 07. Se os homens com cônjuge tivessem as mesmas características que o grupo de homens sem cônjuge, o modelo prevê que o aumento médio no salário-hora seria de 0,0764. Por outro lado, se fossem mantidas as características dos homens casados, mas o retorno a estas características fosse alterada, equivalendo aos coeficientes dos homens não unidos, seria esperado que o salário médio dos homens casados diminuísse em -0,0685. O resultado líquido destes dois efeitos opostos – os atributos dos não unidos atuam aumentando o salário, enquanto o retorno aos seus atributos age diminuindo o salário – é uma diferença insignificante entre os dois grupos, de acordo com o método de decomposição de Blinder-Oaxaca. O efeito simultâneo das diferenças nos atributos e nos coeficientes, medido pelo termo de interação, não se mostra significativo.

A TAB 08 mostra a decomposição para o grupo de homens ocupados como conta própria. Também para este grupo, o diferencial de salários entre homens unidos e não unidos não é estatisticamente significativo. Quanto aos atributos se os trabalhadores conta própria com cônjuge tivessem atributos

variáveis binárias para a macrorregião e a opção de cluster por unidade da federação, os modelos multiníveis apresentados abaixo consideram a macrorregião e a unidade da federação como grupos aos quais pertencem os indivíduos.

Em relação à variável de interesse, a presença de cônjuge, observa-se pouca diferença para os empregados entre o coeficientes estimado por MQO e através do modelo multinível. No primeiro modelo, a presença de cônjuge estava associada a um aumento de 7,12% no salário-hora, enquanto no modelo da TAB 09 o aumento é ligeiramente menor (6,92%). Já para os trabalhadores por conta própria, a consideração da estrutura hierarquizada dos dados amostrais levou a uma redução substancial na magnitude do efeito da presença de cônjuge sobre o salário hora. No modelo mais simples, exibido anteriormente na TAB 04, a presença de cônjuge apresentava-se associada a uma aumento de 8,26%. No modelo multinível da TAB 10 o aumento no salário-hora dos trabalhadores conta própria é de apenas 5,71% se o indivíduo possui cônjuge.

Tabela 09 – Resultados do modelo de regressão multinível para o logaritmo do salário-hora, homens na posição de empregados, segundo presença de cônjuge - Brasil 2014.

Mixed-effects ML regression		Number of obs		=		21853	
Group Variable	No. of Groups	Observations per Group Minimum	Average	Maximum			
regiao	5	2506	4370,6	7240			
UF	27	115	809,4	3006			
Log likelihood = -16955,234		Wald chi2(14)		=		15323,48	
		Prob > chi2		=		0,0000	
Insal	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]		
conjuge	,0668747	,0111962	5,97	0,000	,0449306	,0888187	
idade	,0420195	,0060025	7,00	0,000	,0302549	,0537841	
idadesq	-,0004691	,0000807	-5,81	0,000	-,0006273	-,0003109	
ed_fund	,0982989	,0109692	8,96	0,000	,0767996	,1197982	
ed_medio	,2505859	,0094889	26,41	0,000	,231988	,2691838	
ed_sup	,7352237	,0157131	46,79	0,000	,7044267	,7660208	
cor_branc	,0906762	,0083417	10,87	0,000	,0743268	,1070257	
cor_pret	-,0344919	,0115644	-2,98	0,003	-,0571577	-,011826	
formal	,2399799	,0109674	21,88	0,000	,2184842	,2614756	
parcial	,5649366	,0125735	44,93	0,000	,540293	,5895802	
cod_ocup_nivII	-,4196816	,0141995	-29,56	0,000	-,4475121	-,3918511	
cod_ocup_nivIII	-,69541	,0143377	-48,50	0,000	-,7235113	-,6673086	
cod_ocup_nivIV	-,4842607	,0137282	-35,27	0,000	-,5111675	-,4573539	
metrop	,0880297	,0090211	9,76	0,000	,0703486	,1057108	
_cons	1,160407	,124625	9,31	0,000	,9161468	1,404668	
Random-effects Parameters		Estimate	Std. Err.	[95% Conf. Interval]			
regiao: Identity							
	sd(_cons)	,1266378	,0421499	,0659555	,2431509		
UF: Identity							
	sd(_cons)	,0668445	,0114136	,0478327	,0934129		
	sd(Residual)	,5247505	,0025116	,5198509	,5296962		
LR test vs. linear regression:		chi2(2) = 1378,57		Prob > chi2 = 0,0000			

Fonte dos dados básicos: PNAD 2014.

acaba incentivando os homens a assumir o papel social imposto de provedor principal da família (Ashwin e Isupova, 2014). A hipótese defendida na introdução era a de que se o prêmio do casamento fosse maior para os trabalhadores na posição de empregados do que na posição de conta própria, provavelmente, a discriminação por parte do empregador seria fator importante para a explicação do fenômeno. No entanto, apesar de apresentarem significâncias estatísticas menores, o retorno positivo da presença de cônjuge no domicílio se mostrou maior para trabalhadores por conta própria do que para os empregados, o que vai contra esta hipótese inicial. De qualquer modo, esta foi apenas uma investigação preliminar. Para tirar quaisquer conclusões acerca do tema, serão necessárias análises mais detalhadas sobre os diferenciais de salários.

Conforme apontado na introdução, estudos anteriores sobre existência de prêmio ou penalidade pelo casamento para mulheres não chegaram a uma conclusão tão unânime na literatura quanto a existência do prêmio masculino do casamento. Considera-se que a comparação entre a situação conjugal e sua relação com os salários de homens e mulheres seja relevante para estudos de gênero e pretende-se, futuramente, dar continuidade ao presente estudo no sentido de incluir análises também para as mulheres.

Por fim, é importante salientar que a investigação sobre os determinantes do prêmio do casamento para os homens brasileiros, tal qual realizada por grande parte dos estudos internacionais, prescindiria de uma pesquisa longitudinal que possibilitasse o registro de todos os eventos relevantes ao longo do ciclo de vida dos homens, especialmente os eventos relacionados às transições da vida familiar e às transições experimentadas no mercado de trabalho. Na inexistência de uma base de dados com esta característica para o Brasil, um dos desafios é encontrar soluções metodológicas alternativas para a análise das associações e identificação de explicações para o prêmio do casamento.

7. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

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

AHITUV, A.; LERMAN, R. I. How Do Marital Status, Work Effort, and Wage Rates Interact? *Demography*, v. 44, n. 03, pp. 623-647, 2007.

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

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

CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. *Microeconometrics: methods and applications*. Cambridge university press, 2005.

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, 2002.

CHUN, H.; LEE, I. Why Do Married Men Earn More: Productivity or Marriage Selection? *Economic Inquiry*, v. 39, n. 02, pp. 307-319, 2001.

HERSCH, J.; STRATTON, L. Household Specialization and the Male Marriage Wage Premium. *Industrial and Labor Relations Review*, v. 54, n. 01, pp. 78-94, out. 2000. (Discussion paper n. 298).

HOX, J. Multilevel modeling: When and why. *Classification, data analysis, and data highways*. Springer Berlin Heidelberg. pp. 147-154, 1998.

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*. (Dissertação de Mestrado). Belo Horizonte: UFMG, 2002. pp. 48-79.

OAXACA, R. Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Market, *International Economic Review*, v. 14, n.3, p. 693-709, 1973.