

Tempo de Deslocamento e Emprego: Diferenças de Gênero nas Metrôpoles Brasileiras

Julia Guerra Fernandes* Valéria Lúcia Pero †

Danielle Carusi Machado‡

20 de julho de 2018

Resumo

O artigo analisa a influência do tempo de deslocamento de casa ao trabalho na decisão de aceitar ou não um emprego e sua relação com salário nas metrôpoles brasileiras. Com base no Censo 2010, aplicamos uma estratégia econométrica que estima salário e tempo de deslocamento simultaneamente à probabilidade de um trabalhador aceitar ou não uma oferta de trabalho. Caso contrário, as estimativas teriam problema de viés de seleção, pois apenas os empregados possuem dados de salário e tempo de deslocamento. Os resultados do modelo indicam que uma hora a mais de deslocamento é compensada por um aumento de 7,4% no salário. A comparação com os resultados da equação de salários aplicando métodos tradicionais de estimação revela que o impacto do tempo de deslocamento no salário é subestimado. Verificamos também que ser mulher tem um impacto negativo, porém se casada esse efeito é menor. A existência de crianças no domicílio, por um lado, afeta negativamente a seleção de emprego e, por outro lado, tem impacto positivo no deslocamento. Esses resultados sugerem uma disposição maior dos indivíduos com filhos em realizarem viagens diárias mais longas. Outra interpretação possível é o impacto diferenciado do custo do deslocamento nos salários dependendo do poder de barganha. Os resultados indicam que mulheres solteiras com filhos tem o menor poder para negociação do salário.

Abstract

The article analyzes the influence of the commuting time in the decision to accept or not a job and its relation with salary in the Brazilian metropolises. Based on the 2010 Census, we apply an econometric strategy that estimates wage and commuting

*Instituto de Economia da UFRJ. E-mail: juuguerra@gmail.com

†Instituto de Economia da UFRJ. E-mail: valuciapero@gmail.com

‡Faculdade de Economia da UFF. E-mail:daniellecarusi@vm.uff.br

simultaneamente to the probability of a worker accepting or not a job offer. Otherwise, the estimates would have a selection bias problem, since only employees have information on wage and commuting. The results of the model indicate that an additional hour of displacement is offset by a 7.4 % increase in salary. The comparison with the results of the wage equation applying traditional methods of estimation reveals that the impact of the commuting time on the wage is underestimated in these models. We also verified a negative impact for women, but if married, this effect is lower. The existence of children in the household, on the one hand, negatively affects the selection of employment and, on the other hand, has a positive impact on the commuting. These results suggest a greater willingness of individuals with children to undertake longer daily trips. Another possible interpretation is that the cost of commuting on wages is related to the bargaining power. The results indicates that single women with children have the lowest bargain power to negotiate wages.

Palavras-chave: mercado de trabalho, mobilidade urbana, tempo de deslocamento, barganha, gênero.

JEL Codes: J6, J16, J22.

Area 13: Economia do Trabalho

1 Introdução

O tema da mobilidade urbana ganhou destaque desde as manifestações de junho de 2013 contra o aumento das tarifas de ônibus, metrô e/ou trens em metrópoles brasileiras. Esse foi o estopim para evidenciar a desagradável – e custosa em termos de tempo e dinheiro – tarefa de se deslocar diariamente na malha urbana brasileira. Pereira e Schwanen (2013) e Pero e Stefanelli (2015) analisam a evolução do tempo de deslocamento de casa ao trabalho no Brasil e mostram que essa questão é sobretudo metropolitana e que ganha importância na entrada do 3º milênio.

A concentração das atividades econômicas, de lazer e de infraestrutura básica de transportes em áreas centrais, assim como o padrão de localização dos diferentes segmentos sociais nas metrópoles, explicam boa parte do elevado tempo de deslocamento pendular nestas localidades (Rolnik e Klintowitz (2011); Vasconcellos (2001); Gomide (2003)). Uma das consequências desta dinâmica é que parcela importante da população não tem condições financeiras de arcar com os custos envolvidos na busca de trabalho, afetando a participação no mercado de trabalho e a condição de ocupação. A falta de mobilidade dos trabalhadores residentes em áreas periféricas populares caracteriza um processo denominado “descentralização perversa” segundo Lago (2007). Nessas áreas, verifica-se também menor taxa de participação no mercado de trabalho e maior taxa de desemprego e informalidade, conforme Machado, Pero e Mihessen (2015).

Apesar da relevância do tema, a literatura brasileira pouco discute como as características demográficas dos indivíduos que realizam estes deslocamentos, como gênero, estão relacionadas à busca por emprego e à determinação dos salários. A análise de Fernandes (2015), por exemplo, com base nos dados da PNAD/IBGE para regiões metropolitanas do Rio de Janeiro e de São Paulo, mostra um retorno decrescente para salário no tempo de deslocamento pendular, ou seja, o aumento da renda, em um primeiro momento é acompanhado por maiores tempos de deslocamento e, em um segundo momento, o incremento de renda se reflete em uma redução do tempo médio de deslocamento. Esta curva em “u invertido” foi verificada para homens e mulheres.

Sabemos que uma das maiores transformações sociais ocorridas, desde os anos 70, foi o aumento da participação feminina no mercado de trabalho. Esse fenômeno tem sido analisado, sob diversas perspectivas na literatura econômica recente no Brasil. De maneira geral, as evidências sugerem que essa inserção tem se caracterizado por acentuadas diferenças em termos de rendimentos (Araujo e Ribeiro (2001); Cavaliere e Fernandes (1998)), do peso do gasto com transporte em famílias chefiadas por mulheres Pero e Mihessen (2013) e do padrão de deslocamento pendular, Gomide (2003). Neste último caso, os resultados sugerem que, em relação aos homens, a frequência de viagens das mulheres é maior, os deslocamentos são mais curtos em tempo/distância, há maior variabilidade no uso dos modais e maior dependência do transporte público, segundo ITRANS (2004). Sobre as explicações para o padrão do tempo de deslocamento por sexo, a estrutura familiar e uso do tempo entre afazeres domésticos e trabalho são determinantes, conforme Fernandes (2015).

Dentre os estudos internacionais que se dedicam à elaboração de explicações para os diferenciais de gênero no padrão de deslocamento pendular, grande parte enfatiza a importância dos afazeres domésticos, além de raça, renda e ocupação (MacDonald (1999); Crane (2007)). Por questões ligadas ao papel social da mulher, o tempo dedicado a afazeres domésticos e cuidado com dependentes tende a ser maior e, também, por receberem salários menores do que os homens, o retorno do deslocamento é inferior. O resultado é que a “opção” mais frequente para as mulheres passa a ser empregos de meio período ou ocupações informais próximos do local de residência segundo Uteng (2011).

No que se refere, especificamente, à relação entre mobilidade e mercado de trabalho, a literatura internacional sugere ainda que o tempo de deslocamento afeta negativamente a busca por emprego (Wasmer e Zenou (2002)). Entre as mulheres, os resultados indicam que o impacto da falta de mobilidade é maior sobre oferta de trabalho feminina (Gutiérrez e Ommeren, 2010), que a segregação residencial tem efeitos negativos sobre a força de trabalho de mulheres casadas (Quintanar e Sabate, 2014) e, também, que mulheres possuem um poder de barganha menor no momento de escolha de emprego, especialmente aquelas com filhos (Stancanelli, Rupert e Wasmer (2009)).

No Brasil, não há estudos sobre análise da questão da mobilidade urbana com base na

abordagem teórica de busca de emprego considerando os efeitos do tempo de deslocamento sobre salários. Esse artigo visa, portanto, contribuir para cobrir essa lacuna aplicando um modelo empírico para estimar o efeito do tempo de deslocamento de casa ao trabalho na busca de emprego e nos salários nas metrópoles brasileiras, considerando as diferenças de gênero.

Para tanto, será aplicado o modelo estendido de busca de emprego de Stancanelli, Rupert e Wasmer (2009) que leva em conta o tempo de deslocamento na determinação da equação salarial e na decisão de ingressar ou não no mercado de trabalho. Uma implicação desse modelo é que o impacto do custo do deslocamento sobre salário está relacionado ao poder de barganha dos trabalhadores. A hipótese que permeia a análise é a de que os custos envolvidos no deslocamento urbano impõem barreiras sobre o processo de busca por emprego que afetam a probabilidade de conseguir emprego e o salário de alguns grupos sociais de forma significativa, tais como mulheres solteiras, com e sem filhos.

A partir desta abordagem teórica, o nosso modelo estrutural envolve três equações: de determinação das ofertas salariais, do tempo de deslocamento e, como essas duas variáveis são observadas somente para trabalhadores ocupados, tem-se também uma equação de seleção, a de decisão de aceitar ou não uma ocupação. Iremos estimar os parâmetros do modelo estrutural a partir do método proposto por Roodman (2011) e compará-los com métodos mais tradicionais de estimação que não incorporariam simultaneamente os problemas de seleção presentes na equação de determinação salarial e do tempo de deslocamento, tais como o MQO e o procedimento de Heckman. Além disso, seguindo a proposta de Stancanelli, Rupert e Wasmer (2009), a partir das estimativas do modelo iremos calcular também o poder de barganha dos trabalhadores e trabalhadoras, com e sem filhos, para o Brasil metropolitano.

Os resultados do modelo indicam que uma hora a mais de deslocamento é compensada por um aumento de 7,4% no salário. A comparação com os resultados da equação de salários aplicando métodos tradicionais de estimação revela que o impacto do tempo de deslocamento no salário é subestimado nesses modelos. Verificamos também que ser mulher tem um impacto negativo, porém se casada esse efeito é menor. A existência de crianças no domicílio, por um lado, afeta negativamente a seleção de emprego e, por outro lado, tem impacto positivo no deslocamento. Esses resultados sugerem uma disposição maior dos indivíduos com filhos em realizarem viagens diárias mais longas. Outra interpretação possível é o impacto diferenciado do custo do deslocamento nos salários dependendo do poder de barganha. Os resultados indicam que mulheres tem menor poder de barganha que os homens, sendo que as solteiras com filhos tem o menor poder entre as mulheres para negociação do salário.

Assim sendo, o artigo está estruturado da forma como segue. A seção 2 apresenta uma breve revisão da literatura. A seção seguinte apresenta a metodologia, contendo a estratégia econométrica para estimar o efeito do tempo de deslocamento sobre emprego

e salário, assim como a descrição da base de dados e das variáveis de análise. A seção 4 analisa os resultados das estimativas dos modelos. A última seção apresenta a conclusão.

2 Revisão da literatura: aspectos teóricos e empíricos

O modelo proposto por McCall (1970) define a decisão de trabalhar em termos do confronto: valor de estar empregado versus valor de estar desempregado. Mantendo fixas as características dos trabalhos, a estratégia ótima do trabalhador é caracterizada em termos do salário reserva (*reservation wage*), isto é, o menor salário que o trabalhador está disposto a aceitar um emprego. Portanto, no modelo clássico de McCall (1970), os trabalhadores decidem se aceitam ou não um emprego com base no salário oferecido e na distribuição das ofertas de salários potenciais. A decisão de trabalhar é determinada, então, a partir da comparação entre o valor de estar empregado e o de permanecer desempregado. Assim como Stigler (1961), o modelo de McCall (1970) se apoia na distribuição exógena das ofertas de salário e como variações nos parâmetros alteram o valor do salário reserva.

Em estudos recentes, a abordagem de busca por trabalho também combina aspectos espaciais. Autores adotam modelos de busca por emprego em que a maior distância para o trabalho é prejudicial porque afeta negativamente a eficiência da busca (Manning (2003); Wasmer e Zenou (2002), Rouwendal e Nijkamp (2004); Gutierrez e vanOmmeren (2010)). Assume-se que o processo de busca depende em grande medida do local onde estão localizados os desempregados, diferentemente do modelo clássico de *Job Matching* que não incluía espaço (Mortensen (1970); Stigler (1961)).

Nesta nova literatura, os problemas de busca por emprego são analisados num contexto geográfico e urbano, onde as escolhas locacionais também são determinantes, conforme Wasmer e Zenou (2002). O modal de transporte usado importa, pois está associado a diferenças no tempo de deslocamento e, conseqüentemente, tem impacto sobre o esforço de busca (Patacchini e Zenou (2005); Gautier e Zenou (2008)).

A estratégia de reserva do trabalhador, portanto, depende tanto do salário, quanto do tempo de deslocamento pendular implícito. A distribuição de salários não é mais exógena, mas associa-se também a esta nova variável. No estudo de VanOmmeren, Berg e Gorter (2000), mostra-se a existência de um trade-off entre salário e deslocamento pendular. Em média, encontra-se que a predisposição marginal a pagar por uma redução de 1 hora no tempo de deslocamento é quase metade da taxa de salário.

Outra hipótese implícita nestes modelos é que a existência da relação positiva entre os salários e o deslocamento pendular (tempo ou distância), depende negativamente do poder de barganha dos trabalhadores. As ofertas de emprego aceitas, portanto, geram uma relação positiva entre distância de deslocamento e salários, ademais, existe também uma relação negativa entre produtividade e distancia de deslocamento - trabalhadores

ficam mais cansados com maiores deslocamentos.

No que se refere especificamente à diferença de gênero, em uma revisão da literatura empírica de busca por emprego, Devine e Kiefer (1993, p.15) destacam a importância de se considerar as características demográficas, uma vez que muitos estudos sugerem que idade, raça e gênero são determinantes neste processo. Este é o caso de estudos como Van der Berg e Gorter (1997) e Rupert et al. (2009), cujas evidências empíricas, indicam que as mulheres são particularmente afetadas pelas barreiras existentes no processo de busca. No caso, por exemplo, do modelo de Stancanelli, Rupert e Wasmer (2009), a explicação seria dada por uma implicação do modelo teórico, já que a influência do tempo ou da distância do deslocamento sobre salário dependem do poder de barganha dos trabalhadores. Assim, o efeito dos custos do deslocamento sobre os salários seria maior no grupo de trabalhadores com maior poder.

Van Den Berg e Gorter (1997) encontram que entre diferentes grupos demográficos, mulheres com filhos enfrentam a maior desutilidade no deslocamento. Os resultados de Stancanelli, Rupert e Wasmer (2009) também destacam o papel das barreiras enfrentadas pelas mulheres. Segundo os autores, o poder de barganha na escolha do emprego é muito maior entre os homens, principalmente em relação a mulheres com filhos pequenos – para quem o poder de barganha é praticamente zero. Além disso, os resultados indicam que as mulheres têm um salário reserva menor. No que se refere às conclusões gerais, tanto o número de menores de idade na família, quanto a presença de crianças menores de três anos afetam negativamente a probabilidade de estar empregado - mas positivamente o tempo de deslocamento. Por fim, os autores salientam que o uso de modelos de busca que negligenciam a equação da distância/tempo de deslocamento nas estimativas de equações de salário cria um viés negativo no impacto deste deslocamento no salário.

Outros estudos empíricos que exploram especificamente as diferenças de gênero no padrão de deslocamento revelam que as mulheres tendem a manter empregos mais perto de suas casas do que homens (Madden, 1981; McLafferty e Preston, 1991, Erickson, 1977). Madden (1981) também observa que entre as pessoas casadas, as mudanças de residência favorecem ligeiramente a escolha de moradias próximas ao trabalho da esposa, enquanto os solteiros são mais livres para se locomover e tendem a viver mais perto do centro da cidade.

Dentre outros fatores que explicam este comportamento, os estudos apontam que as mulheres recebem, em média, salários menores que homens, o que reduz o retorno para um deslocamento maior e são as principais responsáveis por cuidar das crianças e pelas responsabilidades domésticas, o que restringe sua agenda e reduz as opções de distância (Erickson, 1977, MacDonald, 1999). Ademais, historicamente mulheres estão mais ocupadas em empregos de meio período e em setores de comércio varejo, educação e saúde, que tendem a ser melhor distribuídos espacialmente do que os setores predominantemente masculinos (MacDonald, 1999; Rosenbloom, 2006).

3 Metodologia

3.1 Estratégia econométrica

O tempo de deslocamento casa-trabalho é capaz de influenciar a decisão de aceitar ou não uma oferta de trabalho. Neste sentido, afeta o salário de reserva dos trabalhadores e, conseqüentemente, sua comparação com as ofertas salariais do mercado. Sabemos também que as opções de trabalho disponíveis para o trabalhador possuem uma espécie de cestas de atributos, tais como condições de trabalho, nível salarial, tempo de deslocamento casa-trabalho, etc. Ou seja, quando o trabalhador toma a decisão de aceitar uma dada oferta de trabalho, faz uma escolha, considerando os atributos deste trabalho, sobretudo os custos e benefícios envolvidos. Claramente, os principais custos envolvem o deslocamento diário para o trabalho (tempo de deslocamento) e os benefícios estão associados sobretudo ao nível salarial.

A busca do trabalhador por uma ocupação e sua posterior inserção nela, portanto, dependem do salário e da distância ou tempo casa-trabalho. Por outro lado, temos que a produtividade no trabalho também pode ser influenciada pelo tempo de deslocamento dos trabalhadores. À medida que ficam mais cansados, menor o rendimento no trabalho, tendo impacto negativo em termos de produtividade. Logo, o tempo de deslocamento, conforme já destacado na introdução e na revisão bibliográfica, tem um papel fundamental para determinação da probabilidade do trabalhador aceitar ou não uma ocupação. Da mesma forma, o tempo de deslocamento também afeta a determinação salarial nesta modelagem de busca de emprego que incorpora aspectos relacionados ao espaço.

Para entendermos a influência do tempo de deslocamento sobre o mercado de trabalho, temos que analisar seu efeito sobre a determinação salarial e sobre a decisão do trabalhador aceitar ou não uma oferta de trabalho. Esta análise não é trivial em termos empíricos. Primeiro porque os dados do tempo de deslocamento casa-trabalho e do salário somente estão disponíveis para as pessoas que já estão empregadas. Segundo, também não temos informações sobre o salário de reserva dos trabalhadores, ou seja, aquele mínimo de remuneração que estão dispostos a aceitar, considerando todos custos e benefícios de estarem empregados.

Desta forma, a nossa estratégia econométrica será estimar salário e tempo de deslocamento simultaneamente à probabilidade de um trabalhador aceitar ou não uma oferta de trabalho. Caso contrário, teremos problema de viés de seleção, pois apenas os empregados possuem dados de salário e tempo de deslocamento. De forma a estimar estes três componentes simultaneamente, iremos usar a estratégia de Roodman (2011).

Formalmente, podemos escrever a probabilidade de aceitar ou não um emprego como uma variável latente descrita conforme a equação 1 abaixo:

$$\theta_i^* = \alpha_1 k_i + e_i \quad (1)$$

Não observamos esta probabilidade, mas podemos estabelecer uma ligação entre esta probabilidade e a variável discreta que observamos de participar ou não do mercado de trabalho. Sempre que $\theta_i = 1$ temos que $\theta_i^* > 0$ e, caso contrário, $\theta_i = 0$ se $\theta_i^* \leq 0$. As variáveis que afetam esta participação são agrupadas em k_i e compreendem características individuais, tais como sexo, situação matrimonial, idade, raça, escolaridade, e familiares, como número de crianças menores no domicílio e renda não trabalho. Estas duas últimas servem como variáveis de identificação, tendo em vista que afetam a seleção e não diretamente o nível salarial ou o tempo de deslocamento.

As outras duas equações que devemos estimar referem-se a de determinação do salário e do tempo de deslocamento casa – trabalho. Como já dito acima, estas duas variáveis somente estão disponíveis para aqueles que estão ocupados, ou seja, dado que receberam uma proposta de trabalho e aceitaram.

Por hipótese, supomos que a distribuição das ofertas de salário para um indivíduo é função de suas características individuais X_i e específicas ao tipo de ocupação Z_i e também da variável relativa ao tempo de deslocamento ($g(d_i)$), conforme equação 2:

$$w_i = g(d_i) + \beta X_i + \gamma Z_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

Já o tempo de deslocamento é especificado conforme a equação 3, onde q_i contém características individuais:

$$d_i = \mu q_i + \nu_i \quad (3)$$

Neste caso, as variáveis de identificação referem-se as *dummies* do tamanho do município e se o domicílio está localizado em área periférica, tendo em vista que influenciam as distâncias estabelecidas entre ocupações e residências, e, portanto, o tempo de deslocamento. Como não temos na base de dados o tempo de moradia na casa, que pode ser um indicativo de permanência num trabalho independente da distância, inserimos duas variáveis que interagem com o tempo de moradia no município: se o domicílio é próprio e se o domicílio é alugado. Também são inseridas *dummies* regionais que controlam para aspectos relativos à infraestrutura de transporte e a dinâmica do mercado de trabalho regional. Detalhamos melhor todas as variáveis usadas na estimação na próxima sub-seção.

As três equações acima estão correlacionadas a partir dos seus termos de erro. Assumimos que os erros tem uma distribuição normal multivariada com os seguintes coeficientes de correlação: ρ_{ew} , ρ_{ed} e ρ_{dw} . Estas correlações são importantes pois dão indicativos de que a entrada no mercado de trabalho pode ser influenciada por preferências relativas ao tempo médio de deslocamento. Espera-se que quanto maior o tempo de deslocamento isto afete o processo de decisão de aceitar ou não uma proposta de trabalho, e, da mesma forma, possa influenciar o nível salarial capaz de compensar maiores distâncias entre casa–trabalho.

Conforme Stancanelli, Rupert e Wasmer (2009), este sistema de três equações estruturais pode ser estimado considerando a existência de uma estrutura de correlações entre os termos de erro, e sabendo-se que os dados são censurados pela probabilidade de se aceitar ou não uma oferta de ocupação. Além disto, as variáveis dependentes tem natureza distinta. A equação de participação é uma variável discreta enquanto as demais são contínuas, mas não existem para a amostra total. Logo, segue-se o procedimento de estimação simultânea condicional e misto (*Conditional Mixed Process*). Além dos resultados gerados por este processo de estimação que usa a informação completa da máxima verossimilhança (FIML), iremos também apresentar, a critério de comparação, os resultados do modelo usando apenas o MQO e usando o procedimento de Heckman, onde a correção da seleção é feita em dois estágios.

A partir do modelo teórico de busca por emprego (Stancanelli, Rupert e Wasmer (2009)), temos que a influência do tempo de deslocamento sobre o salário vem do impacto sobre o custo de aceitar uma ocupação e que este impacto está relacionado com o poder de barganha do trabalhador. Se o trabalhador tem baixo poder de barganha, o seu salário barganhado está muito próximo do seu custo de oportunidade de entrar no mercado de trabalho. Neste sentido, maior será a compensação pelo custo de deslocamento sobre o salário. Por outro lado, para aqueles trabalhadores com maior poder de barganha, o salário barganhado se aproxima menos do seu custo de oportunidade, logo, seu salário será menos dependente, em termos de compensação do custo pelo deslocamento. A partir da estimação da equação salarial podemos calcular o poder de barganha para diferentes subgrupos e para a nossa amostra total. Não temos a desutilidade do deslocamento pendular, contudo, em média, segundo estes mesmos autores acima, o custo é computado como metade do salário horário. Logo, para uma hora de deslocamento pendular, o aumento salarial é dado pelo coeficiente da regressão (λ) e a relação com o poder de barganha (β) é igual a $\beta = 1 - 2\lambda$.

3.2 Base de dados

Os dados utilizados no presente estudo são do Censo Demográfico de 2010 realizado a cada 10 anos pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Os dados do Censo não foram construídos para discutir especificamente a questão da mobilidade urbana, mas possibilitam uma análise detalhada das características socioeconômicas da população brasileira que realiza deslocamentos pendulares. Ao todo são quase 7 milhões de observações de residentes das 42 regiões metropolitanas, 32,1% dessas concentradas nas capitais. Como as condições de tráfego diário e de disponibilidade de transporte público podem variar muito de acordo com o perfil das pessoas, foram adotados alguns critérios de seleção para trabalhar com a questão da mobilidade urbana e busca por emprego.

A amostra utilizada na análise empírica a seguir se restringe a indivíduos que respeitam

Table 1: Critérios de seleção de amostra.

	Observações	Percentual
Total na base	6.738.890	100,0
Pessoas com menos de 15 ou mais de 65 anos	2.009.781	29,7
Possui alguma deficiência	1.611.553	23,8
Rural	537.964	8,0
Trabalha em outro país	858	0,0
Amostra	3.294.725	48,9

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do Censo Demográfico (2010).

os seguintes critérios: (i) idade entre 15 e 65 anos (idade ativa); (ii) residentes em áreas urbanas; (iii) ocupados que não trabalham em outro país; e (iv) que não possuem nenhum tipo de deficiência. Optou-se por manter na amostra domicílios com mais de uma família¹ por acreditar que a presença de outras famílias pode influenciar as decisões de inserção no mercado de trabalho e de deslocamento. A Tabela 1 ilustra a participação de cada um desses grupos na população metropolitana total. Após os recortes citados, o número de observações caiu para 48,5% do inicial, mas a população selecionada representa 95,1% dos ocupados.

Segundo a literatura discutida na seção anterior, para um dado tempo médio, os deslocamentos podem ser caracterizados por diferenças consideráveis nas distâncias percorridas ou nos modais escolhidos – que tem, muitas vezes, componentes de gênero implícitos. O ideal seria verificar como esses indicadores se relacionam no caso brasileiro, no entanto, as pesquisas nacionais não contêm informações acerca do tipo de transporte e distância percorrida em quilômetros no trajeto casa-trabalho². Para alguns subgrupos populacionais, outras características individuais podem importar mais no padrão de deslocamento do que sexo sozinho, assim foram construídas uma série de variáveis explicativas para serem utilizadas como controle no modelo que será apresentado na próxima seção.

A pergunta referente ao tempo médio de deslocamento pendular, variável-chave deste estudo, foi originalmente construída pelo IBGE como categórica, nos seguintes intervalos: (i) até cinco minutos; (ii) de seis minutos a trinta minutos; (iii) entre trinta minutos e uma hora; (iv) entre uma e duas horas; e (v) duas horas ou mais. Todas as categorias se referem a apenas a um dos trechos do trajeto casa-trabalho, e não ida e volta. No cálculo do tempo médio em minutos, optou-se por utilizar o ponto médio de cada categoria intermediária e o primeiro ponto da última categoria aberta³.

¹Do total da amostra, 13,2% dos indivíduos moravam em domicílios com 2 famílias ou mais.

²As Pesquisas Origem-Destino (POD) representam uma rica fonte de informação sobre mobilidade urbana, porém são divulgadas com baixa periodicidade, não permitem comparações entre cidades e, em alguns casos, entre diferentes anos da mesma cidade.

³Para permitir a comparação com outros estudos sobre o tema que utilizam dados da PNAD, as duas primeiras categorias foram agregadas em uma. Assim, os pontos médios das faixas e o último ponto da categoria aberta são: 15, 45, 90 e 120 minutos.

No Censo, o tempo de deslocamento é reportado apenas para pessoas ocupadas que declararam fazer viagens diárias de casa direto para o local de trabalho, portanto, o cálculo da média não considera quem trabalha de casa ou cujo emprego se localiza dentro do mesmo terreno onde mora — em 2010 este grupo respondia por 21,6% da população ocupada nas regiões metropolitanas do país. Por conta dessa e outras restrições, apenas 51,2% da amostra contém informações sobre o tempo gasto no deslocamento pendular.

No cálculo da taxa de salário por hora foram considerados apenas indivíduos que declararam as horas semanais dedicadas ao trabalho principal, o que representa 63,0% da amostra. A renda domiciliar não-própria foi construída subtraindo o salário do indivíduo da renda domiciliar agregada. Portanto, essa renda inclui os ganhos do cônjuge, se houver, o que pode ser determinante na busca por emprego. No que se refere ao mercado de trabalho, também foram adotados uma série de controles de tipos de ocupação — ocupados que não recebem remuneração constituem a categoria omitida e por setor de atividade — comércio é a variável de comparação.

Além disso, foram incluídas dummies de nível de educação, sendo a categoria omitida indivíduos que nunca receberam instrução ou não completaram o Ensino Fundamental. Variáveis relacionadas ao local de residência dos indivíduos também foram incorporadas, como: área do município (km^2), tamanho do município (habitantes), capital/periferia e dummies de regiões do Brasil. O tamanho do município de residência foi classificado como pequeno (menos de 100 mil habitantes), médio (entre 100 mil e 500 mil habitantes) e grande (mais de 500 mil habitantes). Um quinto da amostra mora em municípios pequenos, o restante é dividido igualmente entre as outras duas categorias de porte.

No que se refere a características referentes à estrutura familiar, o estado civil é definido por uma dummy que assume o valor 1 para indivíduos que se declararam casados e zero para separados, divorciados, viúvos e solteiros. Como a presença de crianças no domicílio também pode ser um determinante importante nas decisões de emprego e deslocamento, foram construídas duas variáveis, uma indica a presença de crianças menores de três anos na casa e a outra o número de menores de 18 anos no domicílio. A condição de moradia foi investigada a partir da interação das variáveis que indicam se a casa é própria ou alugada com o tempo de moradia no município atual (anos). Vale ressaltar, no entanto, que o ideal seria considerar o tempo de moradia na atual residência, mas os dados do Censo não possibilitam essa análise.

Dito isso, a Tabela 2 apresenta as estatísticas descritivas dessas variáveis para a amostra. As mulheres representam metade da população investigada e características demográficas e de distribuição no território semelhantes às do sexo oposto. Por outro lado, mulheres são em média mais escolarizadas e apenas 25% são chefes de família, contra 44% entre os homens. A presença de crianças pequenas é parecida entre os grupos, mas a média de crianças e adolescentes menores de 18 anos é maior entre os homens. As estatísticas referentes ao mercado de trabalho indicam diferenças significativas entre os grupos, mul-

Table 2: Resumo das estatísticas descritivas da amostra.

Variáveis	Homem		Mulher		Total	
	1.649.790		1.644.935		3.294.725	
	Média	dp	Média	dp	Média	dp
Branco	0,51	0,50	0,54	0,50	0,53	0,50
Idade	33,32	12,59	33,59	12,64	33,46	12,62
Chefe	0,44	0,50	0,25	0,43	0,35	0,48
Sem instrução	0,33	0,47	0,28	0,45	0,30	0,46
EF completo	0,23	0,42	0,22	0,41	0,22	0,42
EM completo	0,34	0,47	0,36	0,48	0,35	0,48
ES completo	0,11	0,31	0,14	0,35	0,12	0,33
Casado	0,35	0,48	0,36	0,48	0,36	0,48
Nº de < 18 anos na família	2,62	24,31	1,48	11,87	2,05	19,13
Crianças < 3 anos na família	0,15	0,36	0,17	0,38	0,16	0,37
Criança que frequenta a creche	0,03	0,18	0,04	0,19	0,04	0,19
Mãe mora no domicílio	0,50	0,50	0,53	0,50	0,52	0,50
Tempo de deslocamento (min)	36,66	28,84	35,78	28,38	36,29	28,65
Município pequeno (<100 mil)	0,20	0,40	0,19	0,39	0,20	0,40
Município médio (10 0- 500 mil)	0,40	0,49	0,39	0,49	0,39	0,49
Município grande (> 500 mil)	0,40	0,49	0,41	0,49	0,41	0,49
Capital	0,34	0,47	0,35	0,48	0,35	0,48
Periferia	0,66	0,47	0,65	0,48	0,65	0,48
Trabalha no domicílio	0,16	0,37	0,21	0,41	0,18	0,39
Casa própria	0,75	0,43	0,75	0,43	0,75	0,43
Casa alugada	0,19	0,39	0,19	0,40	0,19	0,39
Tempo de moradia no município	15,72	12,16	16,05	12,26	15,89	12,22
Salário (R\$)	1.240	3.320	678	1.789	959	2.681
Renda domiciliar não própria	2.217	7.558	2.774	8.064	2.496	7.820
Salário-hora	11,74	38,29	9,85	36,76	10,93	37,65

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do Censo Demográfico (2010).

heres ganham quase metade do salário dos homens, e recebem aproximadamente 2 reais a menos do salário-hora deles. Por outro lado, a renda domiciliar não-própria feminina é substancialmente maior. Além disso, a média de tempo de deslocamento é ligeiramente menor entre as trabalhadoras.

A Tabela 3 ilustra a distribuição do salário mensal, do salário-hora e do tempo de deslocamento pendular (minutos). Nos três casos, a distribuição é positivamente assimétrica, principalmente no caso das variáveis de salário. Ao considerarmos apenas o último decil da distribuição, o salário de R\$2mil observado na amostra é quase duas vezes superior ao observado no mesmo recorte entre mulheres com crianças pequenas no domicílio e R\$500 acima do verificado entre mulheres como um todo. A diferença é ainda maior ao considerarmos a distribuição do salário de mulheres e do total da população com ensino superior. Esse padrão também é observado no caso do salário-hora, mas as discrepâncias são menores. Em todos os grupos investigados, o padrão de distribuição do tempo de deslocamento é semelhante, com mediana de 15 minutos e com a população do último percentil se deslocando 2 horas ou mais por dia.

Table 3: Distribuição das variáveis de salário e tempo de deslocamento.

Perc.	Amostra			Mulher			Possui ES			c/criança <3 anos		
	w	wh	Desl.	w	wh	Desl.	w	wh	Desl.	w	wh	Desl.
1%	0	0	15	0	0	15	0	2	15	0	0	15
5%	0	2	15	0	2	15	0	4	15	0	1	15
10%	0	3	15	0	3	15	0	5	15	0	2	15
25%	0	3	15	0	3	15	800	9	15	0	3	15
50%	510	5	15	400	5	15	2.000	16	15	0	4	15
75%	1.000	10	45	800	9	45	4.000	30	45	600	8	45
90%	2.000	22	90	1.500	19	90	7.000	54	90	1.100	17	90
95%	3.500	34	90	2.500	31	90	10.000	78	90	2.000	27	90
99%	9.000	88	120	6.000	75	120	20.000	172	120	5.000	69	120
Ass	75	131	1	54	216	1	40	90	1	63	148	1
Curt	15.593	46.002	3	8.717	100.408	3	4.287	17.161	4	9.695	38.152	3

Fonte:Elaboração própria com base nos dados do Censo (2010).

4 Resultados

Os resultados das estimações estão reportados na Tabela 4. De início, observa-se que os salários observados aumentam com o tempo de deslocamento, embora a taxa decrescentes. De acordo com as estimativas do modelo CMP, 1 hora a mais de deslocamento é compensada por um aumento de 7,4% no salário. Os dados revelam também que ser mulher tem um impacto negativo de 37,5% aproximadamente, e, se casadas, o efeito negativo é ligeiramente reduzido. Isso sugere que, controladas outras características, nas regiões metropolitanas brasileiras as mulheres casadas não sofrem a mesma penalidade salarial enfrentada por sua contraparte solteira.

A existência de crianças e adolescentes no domicílio, tanto em número de menores de idade quanto a presença de crianças pequenas, afeta negativamente a seleção de emprego. O mesmo acontece para mulheres, sobretudo as que são casadas. Por outro lado, o impacto no deslocamento é positivo. Esse resultado sugere uma disposição maior dos indivíduos em realizarem viagens diárias mais longas quando se tem filhos. Outra interpretação possível é o impacto positivo no deslocamento da redução do poder de barganha.

O nível de escolaridade, como previsto, tem um impacto positivo e crescente na probabilidade de emprego e nos salários. A magnitude desse impacto é particularmente alta na equação de salário, em que ter ensino superior está associado a ganhos 127% maiores em relação à população sem instrução ou com o ensino fundamental completo. De acordo com esta especificação, os salários, o emprego e o tempo de deslocamento aumentam com a idade a uma taxa decrescente. As variáveis de porte de município e área também apresentam os sinais esperados.

Os coeficientes de correlação dos resíduos das três equações são estatisticamente significativos e apenas um apresentam sinal positivo. A correlação estimada entre salário e probabilidade de emprego foi de 0,128, o que indica que quanto maior a probabilidade de

emprego, maior o salário ofertado. Já a correlação estimada entre os resíduos da equação de seleção e de distância é de -0,07, o sinal é semelhante ao estimado por Rupert et al. (2009), mas a magnitude da correlação no caso das metrópoles brasileiras é um décimo menor. Essa relação inversa é bastante intuitiva, pois quando o trabalhador recebe uma oferta de trabalho mais distante de seu local de residência, eles são menos propensos a aceitar o emprego para um dado salário.

Finalmente, a comparação com os modelos tradicionais de estimação (colunas 4, 5 e 6) indicam que ao desconsiderar a variável de deslocamento estamos subestimando o impacto do deslocamento no salário. As colunas 4 a 5, apresentam os resultados do modelo de seleção em não-observáveis de Heckman, onde o tempo de deslocamento é incluído como variável explicativa. Nesse caso, bem como na coluna 6, onde estão reportados os resultados de uma regressão linear simples (MQO), o efeito do tempo de deslocamento pendular no salário é menor, entre 0,02% e 0,04%, contra 0,07%. Isso sugere que, devido à correlação existente entre os resíduos da equação de tempo de deslocamento e as outras equações, desconsiderar o tempo de deslocamento nos modelos de busca por trabalho tende a viesar a equação minceriana de salários.

Além das diferenças do impacto do deslocamento, o impacto de ser mulher no salário é menor no caso das estimativas do modelo CMP (colunas 1 a 3) do que o verificado no modelo de Heckman (coluna 5), para mulheres casadas os sinais são invertidos nas duas estimações. O efeito da escolaridade nos salários também é menor no caso do sistema de equações recursivas, no caso da educação superior, por exemplo, está associada a um ganho salarial de 127% (coluna 2) contra 146% (coluna 5).

Com o intuito de explorar em mais detalhes a relação entre o deslocamento pendular e a inserção no mercado de trabalho em diferentes grupos demográficos, o modelo CMP foi estimado para uma série de sub-amostras e calculamos o poder de barganha para cada uma delas.

O poder de barganha para a amostra total é de 0,852, já para mulheres esse coeficiente é quase 20% menor e 25% no caso de mulheres com crianças menores de 3 anos no domicílio. Dos grupos investigados, os resultados sugerem que mulheres solteiras com filhos pequenos são as que possuem o menor poder no momento de negociação do salário, 0,574, valor muito abaixo do 0,972 observado entre os homens. O recorte populacional que mais se aproxima dos homens em termos de poder de barganha é o de mulheres casadas com filhos menores de 18 anos no domicílio. Os resultados encontrados para o Brasil foram mais altos do que os estimados em Stancanelli, Rupert e Wasmer (2009).

5 Considerações finais

O presente artigo analisa a influência do tempo de deslocamento de casa ao trabalho na decisão de aceitar ou não um emprego e sua relação com salário nas metrópoles brasileiras.

Com base nos dados do Censo 2010, aplicamos uma estratégia econométrica que estima salário e tempo de deslocamento simultaneamente à probabilidade de um trabalhador aceitar ou não uma oferta de trabalho. Caso contrário, as estimativas teriam problema de viés de seleção, pois apenas os empregados possuem dados de salário e tempo de deslocamento. A hipótese que permeia a análise é a de que os custos envolvidos no deslocamento urbano impõem barreiras sobre o processo de busca por emprego que afetam a probabilidade de conseguir emprego e o salário de forma significativa e diferenciada dependendo do poder de barganha dos grupos sociais.

A análise dos resultados das estimações revela, primeiramente, que os salários observados aumentam com o tempo de deslocamento, embora a taxas decrescentes. Verificamos que uma hora a mais de deslocamento é compensada por um aumento de 7,4% no salário. Ser mulher tem um impacto negativo de 37,5% aproximadamente, porém se casada esse efeito é menor. Isso sugere que, controladas outras características, nas regiões metropolitanas brasileiras as mulheres casadas não sofrem a mesma penalidade salarial enfrentada por sua contraparte solteira.

A existência de crianças no domicílio afeta negativamente a seleção de emprego. O mesmo acontece para mulheres, sobretudo as que são casadas. No entanto, o impacto no deslocamento é positivo. Esses resultados sugerem uma disposição maior dos indivíduos com filhos em realizarem viagens diárias mais longas. Outra interpretação possível é o impacto positivo no deslocamento da redução do poder de barganha.

Conforme esperado, o nível de escolaridade tem impacto positivo e crescente na probabilidade de emprego e nos salários. A magnitude desse impacto é particularmente alta na equação de salário, em que ter ensino superior está associado a ganhos 127% maiores em relação à população sem instrução ou com o ensino fundamental completo. De acordo com esta especificação, os salários, o emprego e o tempo de deslocamento aumentam com a idade a uma taxa decrescente. As variáveis de porte de município e área também apresentam os sinais positivos esperados.

Em seguida, foi realizada uma análise dos coeficientes de correlação dos resíduos das três equações, sendo estatisticamente significativos. A correlação estimada entre salário e probabilidade de emprego foi de 0,128, o que indica que quanto maior a probabilidade de emprego, maior o salário ofertado. Já a correlação estimada entre os resíduos da equação de seleção e de distância é de -0,07. Essa relação inversa é bastante intuitiva, pois quando o trabalhador recebe uma oferta de trabalho mais distante de seu local de residência, eles são menos propensos a aceitar o emprego para um dado salário.

Realizamos também uma comparação com os resultados da equação de salários aplicando métodos mais tradicionais de estimação a partir de MQO e do modelo de dois estágios de Heckman. A comparação revela que o impacto do tempo de deslocamento no salário é subestimado. Isso sugere que, devido à correlação existente entre os resíduos da equação de tempo de deslocamento e as outras equações, desconsiderar o tempo de

deslocamento nos modelos de busca por trabalho tende a viesar a equação minceriana de salários.

Por fim, exploramos uma implicação do modelo aplicado de que um acréscimo marginal no custo de deslocamento do trabalhador leva a um crescimento no log de salários que é proporcional a uma medida de poder de barganha. Observamos que essa medida para mulheres é quase 20% menor do que para os homens, chegando a 25% no caso de mulheres com crianças menores de 3 anos no domicílio. Dos grupos analisados, os resultados sugerem que mulheres solteiras com filhos pequenos são as que possuem o menor poder de barganha para negociação do salário.

Referências

- ARAÚJO, V.; RIBEIRO, E. Diferenciais de salários por gênero no Brasil: uma análise regional. *UFRGS*, 2001.
- CAVALIERI, C.; FERNANDES, R. Diferenciais de salários por gênero e cor: uma comparação entre as regiões metropolitanas brasileiras. *Revista de Economia Política*, v. 18, n. 1, 1998.
- CRANE, R. Is there a quiet revolution in women's travel? revisiting the gender gap in commuting. *Journal of the American planning association*, v. 73, p. 298–316, 2007.
- FERNANDES, J. *Mobilidade pendular e mercado de trabalho: Diferenças de Gênero nas Regiões Metropolitanas do Rio de Janeiro e de São Paulo*. [S.l.]: Instituto de Economia da UFRJ, 2015.
- GAUTIER, P.; ZENOU, Y. *Car Ownership and the Labor Market of Ethnic Minorities*. [S.l.], 2008.
- GOMIDE, A. A. Transporte urbano e inclusão social: elementos para políticas públicas. *Texto para Discussão*, IPEA, n. 960, 2003.
- GUTIERREZ, E.; VANOMMEREN, J. Labour supply and commuting. *Journal of Urban Economics*, v. 68, n. 1, p. 82–89, 2010.
- ITRANS. *Mobilidade e pobreza: relatório final*. [S.l.], 2004.
- LAGO, L. C. Trabalho, moradia e imobilidade espacial na metrópole do Rio de Janeiro. *Cadernos Metropole*, n. 18, 2007.
- MACDONALD, H. Women's employment and commuting: Explaining the links. *Journal of Planning Literature*, v. 13, p. 267–283, 1999.
- MACHADO, D. C.; PERO, V.; MIHESSEN, V. Mobilidade urbana e mercado de trabalho na região metropolitana do Rio de Janeiro. *Revista da ABET*, n. 14, p. 310–327, 2015.

- MANNING, A. The real thin theory: Monopsony in modern labour markets. *Labour Economics*, v. 10, p. 105–131, 2003.
- MCCALL, J. J. Economics of information and job search. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 84, n. 1, p. 113–126, 1970.
- MORTENSEN, D. T. Job search, the duration of unemployment, and the phillips curve. *The American Economic Review*, American Economic Association, v. 60, n. 5, p. 847–862, 1970.
- PATACCHINI, E.; ZENOU, Y. Spatial mismatch, transport mode and search decisions in England. *Journal of Urban Economics*, Academic Press Inc., v. 58, n. 1, p. 62–90, 7 2005.
- PEREIRA, R. H. M.; SCHWANEN, T. Tempo de deslocamento casa trabalho no Brasil 1992 a 2009: diferenças entre regiões metropolitanas, níveis de renda e sexo. *Texto para Discussão*, IPEA, n. 1813, 2013.
- PERO, V.; MIHESSEN, V. Mobilidade urbana e pobreza no Rio de Janeiro. *Revista Econômica*, v. 15, n. 2, 2013.
- PERO, V.; STEFANELLI, V. A Questão da Mobilidade Urbana nas Metrôpoles Brasileiras. *Revista de Economia Contemporânea*, Instituto de Economia da UFRJ, v. 19, n. 3, p. 366–402, 2015.
- ROLNIK, R.; KLINTOWITZ, D. Imobilidade na cidade de São Paulo. *Estudos Avançados*, v. 25, n. 71, 2011.
- ROODMAN, D. Fitting fully observed recursive mixed-process models with cmp. *Stata Journal*, STATA, v. 11, n. 2, p. 159–206, 2011.
- ROUWENDAL, J.; NIJKAMP, P. Living in two worlds: A review of home-to-work decisions. *Growth and Change*, v. 35, n. 3, p. 287–303, 2004.
- STANCANELLI, E.; RUPERT, P.; WASMER, E. Commuting, wages and bargaining power. *Annals of Economics and Statistics*, n. 95, p. 201–220, 2009.
- STIGLER, G. The economics of information. *Journal of Political Economy*, v. 69, 1961.
- UTENG, T. Gender and mobility in the developing world. *World Development Report 2012: Gender equality and development*, World Bank, 2011.
- VANOMMEREN, J.; BERG, G. V. D.; GORTER, C. Estimating the marginal willingness to pay for commuting. *Journal of Regional Science*, v. 40, p. 541–563, 2000.
- VASCONCELLOS, E. A. *Transporte urbano, espaço e equidade: análise das políticas públicas*. [S.l.]: Annablume, 2001.
- WASMER, E.; ZENOU, Y. Does city structure affect job search and welfare? *Journal of Urban Economics*, v. 51, n. 3, p. 515–541, 2002.

Tabela 4: Resultado das estimações

Variáveis	CMP			Heckman		MQO
	seleção	log salário	log deslocament	seleção	log salário	log salário
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
n_menor18_dom	-0,0476*** (0,000999)		0,0126*** (0,000705)	-0,0142*** (0,000974)		
criancadom	-0,0266*** (0,00305)		0,0145*** (0,00203)	-0,0587*** (0,00296)		
mulher	-0,675*** (0,00259)	-0,375*** (0,00118)	0,0154*** (0,00240)	-0,714*** (0,00271)	-0,553*** (0,00181)	-0,363*** (0,00113)
mulher_casada	-0,253*** (0,00304)	0,0189*** (0,00156)	-0,0763*** (0,00241)	-0,248*** (0,00323)	-0,0559*** (0,00222)	0,0244*** (0,00155)
munic_medio			0,183*** (0,00199)			
munic_grande			0,273*** (0,00299)			
periferia			0,0221*** (0,00274)			
idade	0,193*** (0,000514)	0,0586*** (0,000277)	0,00562*** (0,000648)	0,189*** (0,000547)	0,102*** (0,000433)	0,0556*** (0,000263)
idade2	-0,00244*** (6,62e-06)	-0,000541*** (3,68e-06)	-5,64e-05*** (8,32e-06)	-0,00241*** (7,10e-06)	-0,00111*** (5,61e-06)	-0,000500*** (3,48e-06)
branco	-0,0200*** (0,00242)	0,173*** (0,00105)	-0,0703*** (0,00160)	0,00246 (0,00253)	0,152*** (0,00154)	0,172*** (0,00105)
educ_EF	0,112*** (0,00310)	0,218*** (0,00147)	-0,0262*** (0,00221)	0,135*** (0,00328)	0,242*** (0,00210)	0,214*** (0,00146)
educ_EM	0,329*** (0,00284)	0,480*** (0,00127)	-0,0364*** (0,00207)	0,403*** (0,00298)	0,562*** (0,00182)	0,472*** (0,00124)
educ_ES	0,693*** (0,00424)	1,273*** (0,00163)	-0,129*** (0,00292)	0,899*** (0,00443)	1,458*** (0,00237)	1,257*** (0,00158)
propria_anos_munic	-0,00131*** (9,41e-05)		-0,000940*** (6,84e-05)	-0,000374*** (9,22e-05)		
alugada_anos_munic			-0,00460*** (0,000117)			
area_mun	6,83e-06*** (7,61e-07)	1,77e-05*** (3,45e-07)	-1,47e-05*** (5,52e-07)	6,12e-06*** (7,89e-07)	1,98e-05*** (5,09e-07)	1,69e-05*** (3,44e-07)
renda_nao_propria	-6,97e-06*** (2,22e-07)			-2,02e-05*** (2,19e-07)		
renda_nao_propria2	0*** (0)			0*** (0)		
desloc_h		0,125*** (0,00453)			0,0469*** (0,00549)	0,0778*** (0,00401)
desloc_h2		-0,0508*** (0,00222)			-0,0247*** (0,00292)	-0,0376*** (0,00215)
Constante	-2,315*** (0,00977)	5,146*** (0,00535)	-1,506*** (0,0160)	-2,475*** (0,0103)	4,331*** (0,00855)	5,228*** (0,00499)
Dummies de região	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Dummies de ocupação	Não	Não	Sim	Não	Não	Não
Dummies de setor	Não	Não	Sim	Não	Não	Não
rho_sw		0,128*** (0,00344)		0,805*** (0,00384)		
rho_sd		-0,0696*** (0,00795)				
rho_wd		-0,0387*** (0,00168)				
Observações		2.418.447		1.391.651		1.666.198

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do Censo Demográfico (2010).

Nota: Desvio-padrão entre parênteses e nível de significância: *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1.

Fonte: Elaboração própria com base no Censo Demográfico (2010). Nota: ep entre parênteses e ***p<0,01,**p<0,05,*p<0,1.

Tabela 5: Estimativas do Poder de Barganha

Coeficiente	Amostra	Homem	Mulher	Mulher casada	Mulher com criança <3anos	
					Total	Sem cônjuge
Tempo de deslocamento	0,125	0,036	0,242	0,186	0,277	0,316
Tempo de deslocamento ao quadrado	-0,051	-0,022	-0,088	-0,073	-0,096	-0,103
Impacto de 1h de deslocamento no salário	0,074	0,014	0,154	0,113	0,181	0,213
β implícito	0,852	0,972	0,693	0,774	0,639	0,574

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do Censo Demográfico (2010).