

# **Um Estudo sobre o Tempo de Deslocamento Casa-trabalho nas Regiões Metropolitanas Brasileiras**

**Sarah Lima Queiroz**

Cedeplar/UFMG

**Rhayana Holz Vieira**

DEE/UFV

## **Resumo**

Nos últimos anos, observou-se uma descentralização das moradias nos centros urbanos, com populações optando por morar em cidades do entorno e sendo obrigadas a realizar movimento pendular. Com isso, tem-se a necessidade de uma infraestrutura de transporte urbana cada vez mais eficiente. Este trabalho buscou, portanto, entender como o processo tem ocorrido nas principais regiões metropolitanas brasileiras através da análise do tempo de deslocamento casa-trabalho. Este pode ser influenciado por vários fatores, como posse de veículo, cor da pele, renda familiar, sexo e setor de trabalho. Através do modelo *logit* ordenado e dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio de 2013, mostrou-se que ter veículo, ser branco, ter incrementos na renda familiar e trabalhar no setor industrial eleva a probabilidade de chegar mais rápido ao trabalho. Tal resultado elucidada a necessidade de políticas de transporte voltadas às minorias na cidade sede e no entorno.

**Palavras-chave:** tempo de deslocamento casa-trabalho; regiões metropolitanas; infraestrutura de transporte urbano.

## 1. Introdução

Nos últimos anos, as principais regiões metropolitanas (RMs) do Brasil sofreram uma tendência de descentralização da população, o que, de acordo com Ântico (2005), está ligada aos movimentos pendulares – movimentos diários realizados pela população entre o município de trabalho ou estudo. Seu estudo, que se baseou em dados do Censo Demográfico do ano 2000 realizado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), demonstrou que, na RM de São Paulo, os deslocamentos pendulares se deram em direção à cidade sede, concentrando-se na área central da mesma, evidenciando-se também a concentração dos empregos ali. Além disso, mostrou-se que os indivíduos optam por morar em locais mais distantes, onde os imóveis têm valores mais acessíveis.

Contudo, essas mudanças espaciais e demográficas não parecem ter sido acompanhadas de políticas de deslocamentos eficientes. Principalmente nas grandes RMs, problemas de congestionamentos veiculares são diários, o que pode estar ligado à falta de investimento em transporte público, vias inteligentes, entre outros fatores infraestruturais. Essas questões podem afetar tanto a qualidade de vida dos cidadãos, em especial daqueles que precisam se deslocar para seus trabalhos e residem longe dos mesmos, quanto a produtividade geral.

Existem vários fatores que podem influenciar a probabilidade de o indivíduo demorar mais ou menos tempo para chegar ao serviço nas RMs brasileiras. Em destaque, dois trabalhos foram feitos neste sentido. O primeiro deles é de Betarelli Junior (2010), no qual, através de dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (PNAD) do ano de 2007, utilizou-se o modelo *logit* ordenado para determinar a probabilidade de o indivíduo estar em um dos três grupos de tempo de percurso médio para o trabalho (até 30 minutos; de 30 minutos até 1 hora; mais que 1 hora). Algumas das conclusões deste estudo foram: a população urbana, se comparada à rural, tende a elevar a chance do custo de acessibilidade de até 1 hora; o aumento da idade eleva a probabilidade de o agente se preocupar com seus custos de deslocamento; e, por fim, indivíduos que recebem auxílio transporte têm maior chance de gastar até 30 minutos de casa até o trabalho. O outro trabalho foi feito por Pereira e Schwanen (2013) que também utilizou a PNAD. Neste caso, analisaram-se as mudanças no tempo de deslocamento casa-trabalho, ao longo dos anos de 1992 até 2009, através de variações na renda dos indivíduos e diferenças entre os sexos comparando as RMs do país. Concluiu-se, entre outras coisas, que, em 2009, os trabalhadores das RMs do Rio de Janeiro e de São Paulo gastavam, em média, 31% a mais de tempo do que os das

demais; encontraram-se diferenças expressivas entre os tempos de viagens para diversos níveis de rendas, sendo maiores nas RMs de Belo Horizonte, Curitiba e Distrito Federal, onde pobres gastavam cerca de 20% a mais de tempo para chegarem a seus trabalhos se comparados aos mais ricos. Essa diferença era quase zero nas RMs de Salvador, Recife, Fortaleza e Belém, nas quais os indivíduos gastavam quase o mesmo tempo para se deslocar, independente das condições de moradia e de transporte; os dados apontaram para uma tendência de piora, desde 1992, das condições do transporte urbano, aumentando o tempo de deslocamento casa-trabalho, exceto nas RMs de Curitiba e Porto Alegre, onde permaneceu estável; houve, ainda, uma redução das diferenças entre homens e mulheres ao longo dos anos analisados, quase igualando os grupos.

Há ainda um campo amplo para pesquisas nessa área, principalmente na busca de outros fatores que possam impactar no tempo de deslocamento dos trabalhadores. Neste estudo serão utilizadas algumas variáveis ainda não testadas pelas pesquisas anteriores, tais como posse de veículo e em qual setor o agente trabalha. Evidenciar diferentes fatores é primordial para agregar ao que já foi realizado e, com isso, auxiliar o desenvolvimento de políticas públicas eficientes, como as ligadas à infraestrutura de transporte urbano, que exigem uma abordagem específica de acordo com as prioridades de utilização da mesma. Assim, as RMs, por exemplo, onde há um uso excessivo do veículo próprio, podem ter a necessidade de investimentos maiores em vias rápidas e em uma condução pública de qualidade. Porém, esses devem ser feitos de acordo com o perfil de deslocamento dos trabalhadores, que pode mudar dependendo do setor em que estes atuam. Este trabalho, portanto, tem por objetivo demonstrar quais aspectos afetam a probabilidade de se demorar menos ou mais no deslocamento casa-trabalho nas RMs brasileiras. Para tal, será utilizado um modelo *logit* multinomial ordenado e microdados da PNAD de 2013, elaborada pelo IBGE.

## **2. O investimento em infraestrutura de transporte e a mobilidade urbana**

O investimento em infraestrutura de transportes não é só essencial para a acessibilidade, mas também para o desenvolvimento econômico regional sustentado, como defendem Vickerman *et al.* (2010). Em seu estudo sobre as ligações rodoviárias entre áreas periféricas e centrais europeias, o autor demonstrou que regiões mais desenvolvidas têm uma tendência a manter os investimentos por mais tempo. Mas, mesmo com o menor cuidado das outras localidades, as disparidades reduziram.

De acordo com Weneger (1995), o transporte é um dos principais fatores que determinam a distribuição espacial urbana. O trânsito rápido e os automóveis particulares facilitam a expansão das regiões metropolitanas, contudo, as várias atividades diárias humanas demandam viagens cada vez mais longas e estimulam os problemas de congestionamento, acidentes, uso de energia, poluição e consumo da terra. No caso deste último, a distribuição dos usos da propriedade, tais como residencial, industrial ou comercial na área urbana determina os locais onde as atividades humanas serão desenvolvidas, como viver, trabalhar, fazer compras, educação ou lazer. Neste sentido, de acordo com o autor, a distribuição de acessibilidade no espaço determina essas decisões e, por isso, resulta em mudanças no sistema do uso da terra.

Levinson e Kumar (1994) destacaram que com o aumento do tamanho das cidades, caso o investimento em transportes não acompanhe a maior demanda pelo mesmo, o tempo médio de deslocamento e os congestionamentos também tendem a se elevar, devido às maiores distâncias entre o emprego (área central) e a habitação (subúrbio). Segundo os autores, com o tempo, indivíduos que agem racionalmente tendem a mudar de trabalho ou local de moradia, além de influenciar a criação de novos centros comerciais, fora daquele onde se concentra a maioria dos serviços.

Neste sentido, destaca-se a mobilidade pendular, que, segundo Pereira e Herrero (2009), tem sido utilizada como indicador de integração urbana. Os autores definem três principais cenários que dão origem a esses deslocamentos diários. O primeiro deles é a concentração urbana, que são centros residenciais que, de alguma forma, atraem as atividades produtivas, o que intensifica a urbanização do local. Contudo, torna-se economicamente inviável para algumas camadas da sociedade continuar morando ali, pelo aumento dos preços do mercado imobiliário. Ocorre, então, a periferização da população de menor poder aquisitivo, que começa a ter que fazer um longo deslocamento ou até viajar para outra cidade para trabalhar. O segundo processo que pode ser apontado como causa inicial do movimento pendular é a saturação urbana, ligada à elevada densidade demográfica das grandes cidades, afastando, por vezes, indivíduos com alto padrão de vida. Estes preferem morar em regiões descentralizadas, onde buscam menos trânsito, um meio ambiente menos poluído e maior segurança. Novamente, esse processo pode fazer com que as pessoas se afastem tanto das áreas centrais a ponto de chegarem a outras cidades e, diariamente, precisarem se deslocar para o trabalho ou estudo no polo de origem. Por fim, um último processo abordado por Pereira e Herrero (2009) é a desconcentração produtiva, que está

ligada, principalmente, aos custos da atividade, tais como transporte e impostos. Neste caso, a empresa pode até ter a maioria de seus funcionários originários do município onde se localizam, mas uma minoria com mais qualificação costuma residir nos polos, tendo que, muitas vezes, realizar o deslocamento diário. Dessa forma, essa descentralização, destacada pelos autores, parece ser um fator importante, intensificado nos últimos anos, de influência no tempo de deslocamento casa-trabalho.

No Brasil, Scaringella (2001) estudou a questão da mobilidade urbana se baseando no caso da RM de São Paulo. Segundo o pesquisador, ferramentas de informática, engenharia de trânsito, eletrônica e tecnologia comportamental precisam ser mais usadas para controlar o tráfego das grandes cidades. Destaca ainda que os problemas ligados à mobilidade não dependem apenas do poder público para serem solucionados, mas também do comportamento do pedestre e do condutor, o que pode ser amenizado com o maior acesso à informação.

De Araújo *et al.* (2011) demonstraram em seu estudo que as políticas públicas voltadas ao transporte coletivo urbano têm focalizado apenas na ampla mobilização da força de trabalho. Os autores criticam a pouca preocupação com as outras necessidades dos indivíduos, tais como saúde, lazer e escola, já que a frequência que os ônibus passam apenas se eleva nos horários de ida e volta do trabalho. Além disso, há pouca preocupação em se implantar mais linhas de transporte coletivo em regiões onde se localizam outras atividades.

### 3. Método

Este trabalho utiliza o modelo *logit* multinomial ordenado para determinar os fatores que afetam a probabilidade do tempo de deslocamento casa-trabalho de residentes nas RMs brasileiras. Segundo Gujarati e Porter (2011), o método probabilístico *logit* possui regressando de escolha qualitativa, com duas ou mais categorias que podem ser ordenadas ou não. As equações gerais do *logit* multinomial, de acordo com Greene (2003), são, respectivamente, a função principal, a razão de chances, a função de verossimilhança e os efeitos marginais, como abaixo:

$$\text{Prob}(Y_i = j/x_i) = \frac{e^{\beta_j' x_i}}{1 + \sum_{k=1}^J e^{\beta_k' x_i}} \quad \forall j = 1, 2, \dots, J \quad (1)$$

$$\ln \left[ \frac{p_{ij}}{p_{ik}} \right] = x_i (\beta_j - \beta_k) = x_i \beta_j, \text{ com } k = 0 \quad (2)$$

$$\ln L = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^J d_{ij} \ln \text{Prob}(Y_i = j) \quad (3)$$

$$\delta_j = \frac{\partial p_j}{\partial x_i} = p_j [\beta_j - \sum_{k=0}^j p_k \beta_k] = p_j [\beta_j - \bar{\beta}] \quad (4)$$

Nas quais,  $\mathbf{Y}_i$  é a variável resposta aleatória que indica a escolha;  $\mathbf{p}_{ij} = \mathbf{Prob}(\mathbf{Y}_i = \mathbf{j}/\mathbf{x}_i)$  é a probabilidade do indivíduo  $i$  escolher  $j$ ;  $\mathbf{x}_i$  é a matriz de atributos observáveis para os indivíduos;  $\boldsymbol{\beta}$  é o vetor de parâmetros a serem estimados; e  $\mathbf{J}$  é o conjunto de possibilidades de escolhas com características  $x_i$  disponíveis para o indivíduo.

Como a variável dependente do estudo é o tempo de deslocamento casa-trabalho, tem-se um ordenamento nas categorias, as quais se distribuem da seguinte forma:  $\mathbf{Y}_0$  (até 30 minutos),  $\mathbf{Y}_1$  (de 30 minutos até 1 hora),  $\mathbf{Y}_2$  (de 1 hora até 2 horas) e  $\mathbf{Y}_3$  (Mais de 2 horas). Portanto, faz-se necessário utilizar um modelo logístico multinomial ordenado. Segundo Wooldridge (2002), parte-se da seguinte regressão:

$$y^* = x\boldsymbol{\beta} + \varepsilon \quad \varepsilon|x \sim \text{Normal}(0,1) \quad (5)$$

Nesta,  $\boldsymbol{\beta}$  é uma matriz  $k \times 1$ ,  $x$  é a variável dependente e  $\varepsilon$  é o termo de erro aleatório. Como o modelo é ordenado,  $y^*$  irá variar de acordo com o conjunto de possibilidade de escolhas  $\mathbf{j}$ . Os parâmetros  $\alpha_j$ , limites superior e inferior das categorias, também denominados pontos de corte, são desconhecidos e posicionam-se de forma crescente:  $\alpha_1 < \alpha_2 < \dots < \alpha_j$ , o que permite construir as probabilidades de ocorrência [ $\mathbf{P}(\mathbf{Y}_i = \mathbf{i}/\mathbf{x})$ ] para cada intervalo de tempo proposto e as magnitudes das mesmas, através da estimação dos efeitos marginais ( $\delta_i = \partial p_i / \partial x_k$ ), sendo  $\mathbf{i}$  o índice que determinará a ordem dos grupos e  $\Lambda(\cdot)$  a função de distribuição acumulada logística. Assim, as equações de (6) a (13) trazem, as relações descritas acima para cada uma das quatro categorias ( $y^*$ ) de tempo de deslocamento casa-trabalho, sendo estas, respectivamente, até 30 minutos ( $\mathbf{Y}_0$ ), entre 30 minutos e 1 hora ( $\mathbf{Y}_1$ ), entre 1 hora e 2 horas ( $\mathbf{Y}_2$ ), e mais que 2 horas ( $\mathbf{Y}_3$ ). Nestas os  $\alpha_1 = 30$  minutos;  $\alpha_2 = 1$  hora;  $\alpha_3 = 2$  horas e  $\alpha_4 > 2$  horas. Em (6) e (7),  $y^* \leq \alpha_1$ ; em (8) e (9),  $\alpha_1 > y^* \leq \alpha_2$ ; em (10) e (11),  $\alpha_2 > y^* \leq \alpha_3$ ; e em (12) e (13),  $\alpha_3 > y^*$ .

$$\mathbf{P}(\mathbf{Y}_0 = 0/x) = \mathbf{P}(y^* \leq \alpha_1|x) = \Lambda(\alpha_1 - x\boldsymbol{\beta}) \quad (6)$$

$$\delta_0 = \partial p_0 / \partial x_k = \beta_k \Lambda(\alpha_1 - x\boldsymbol{\beta}) \quad (7)$$

$$P(Y_1 = 1/x) = P(\alpha_1 < y^* \leq \alpha_2 | x) = \Lambda(\alpha_2 - x\beta) - \Lambda(\alpha_1 - x\beta) \quad (8)$$

$$\delta_1 = \partial p_1 / \partial x_k = \beta_k [\Lambda(\alpha_2 - x\beta) - \Lambda(\alpha_1 - x\beta)] \quad (9)$$

$$P(Y_2 = 2/x) = P(\alpha_2 < y^* \leq \alpha_3 | x) = \Lambda(\alpha_3 - x\beta) - \Lambda(\alpha_2 - x\beta) \quad (10)$$

$$\delta_2 = \partial p_2 / \partial x_k = \beta_k [\Lambda(\alpha_3 - x\beta) - \Lambda(\alpha_2 - x\beta)] \quad (11)$$

$$P(Y_3 = 3/x) = P(y^* > \alpha_3 | x) = 1 - \Lambda(\alpha_3 - x\beta) \quad (12)$$

$$\delta_3 = \partial p_3 / \partial x_k = \beta_k [1 - \Lambda(\alpha_3 - x\beta)] \quad (13)$$

O objetivo geral deste trabalho é demonstrar as probabilidades de cada fator selecionado influenciar no tempo que o indivíduo, residente em RMs brasileiras, leva para se deslocar até o trabalho. Tem-se, assim, a Tabela 1 que traz a distribuição das frequências das observações da variável dependente categórica. Nessa, há uma tendência decrescente do número de pessoas em cada grupo de acordo com o aumento do intervalo de tempo de deslocamento casa-trabalho. Além disso, percebe-se uma forte concentração nos dois primeiros grupos, ou seja, mais de 70% da população chega ao serviço em até 1 hora.

**Tabela 1**

**Distribuição de frequências e observações entre as categorias de tempo de deslocamento casa-trabalho para as RMs brasileiras, 2013**

Tempo de deslocamento casa-trabalho	Observações	%
≤ 30min	14.427	48,36
30min - 1 h	9.821	32,92
1h - 2h	4.651	15,59
> 2h	934	3,13
Total	29.833	100,00

Fonte: elaboração própria a partir da base de dados da pesquisa.

A equação (14), portanto, traz características que, por hipótese, poderiam aumentar ou reduzir as chances de pertencer a cada uma das categorias descritas acima, conforme segue:

$$\text{CasaTrab}_i = \alpha_j + \beta_{1i}\text{TemVeic}_i + \beta_{2i}\text{Branco}_i + \beta_{3i}\text{Homem}_i + \beta_{4i}\text{Servicos}_i + \beta_{5i}\text{RenFam}_i + \beta_{6i}\text{RMB}_i + \beta_{7i}\text{RMF}_i + \beta_{8i}\text{RMR}_i + \beta_{9i}\text{RMS}_i + \beta_{10i}\text{RMBH}_i + \beta_{11i}\text{RMSP}_i + \beta_{12i}\text{RMC}_i + \beta_{13i}\text{RMPOA}_i + \beta_{14i}\text{RMDF}_i + \varepsilon_i \quad (14)$$

Em que,  $\text{CasaTrab}_i$  é a variável explicada categórica;  $\alpha_j$  é o intercepto para cada categoria  $j$ , sendo que  $j = \{1,2,3,4\}$ ;  $\beta_i$  são os parâmetros estimados de cada variável explicativa ligada a um intervalo  $i$ , sendo que  $i = \{0,1,2,3\}$ ;  $\text{TemVeic}_i$ ,  $\text{Branco}_i$ ,  $\text{Homem}_i$  e  $\text{Servicos}_i$  são todas variáveis qualitativas com duas categorias (0,1), sendo que, na primeira, a unidade indica a posse de veículo, que pode ser moto, carro ou os dois; na segunda, indica que o indivíduo é branco; na terceira, que é homem; e na quarta, que trabalha no setor de serviços, sendo o contrário setor industrial;  $\text{RenFam}_i$  é a renda familiar mensal; as variáveis  $\text{RMB}_i$ ,  $\text{RMF}_i$ ,  $\text{RMR}_i$ ,  $\text{RMS}_i$ ,  $\text{RMSP}_i$ ,  $\text{RMBH}_i$ ,  $\text{RMC}_i$ ,  $\text{RMPOA}_i$ ,  $\text{RMDF}_i$  representam as regiões metropolitana de acordo com as siglas da cidade de referência e são binárias. Além disso, a RM do Rio de Janeiro (RMRJ) foi omitida da amostra para ser o grupo de comparação, já que nesta se gasta mais tempo para se deslocar de casa para o trabalho, como mostra a Tabela 2; e por fim,  $\varepsilon_i$  é o termo de erro aleatório.

**Tabela 2**

**Acumulado percentual do tempo que os indivíduos levam para se deslocar nas diferentes RMs brasileiras**

<b>RM</b>	<b>Até 1 hora</b>	<b>Mais que 1 hora</b>
Rio de Janeiro	69,43%	30,57%
São Paulo	74,17%	25,83%
Salvador	79,75%	20,25%
Recife	81,10%	18,90%
Distrito Federal (DF)	82,03%	17,97%
Belém	83,36%	16,64%
Belo Horizonte	83,19%	16,81%
Curitiba	86,97%	13,03%
Fortaleza	89,79%	10,21%
Porto Alegre	91,90%	8,10%

Fonte: elaboração própria a partir da base de dados da pesquisa.

De acordo com Banister (1995), o perfil do transporte urbano tem mudado ao longo dos anos. À medida em que as empresas e o comércio se centralizaram, começou-se uma tendência de os indivíduos se mudarem para as áreas periféricas, onde os imóveis, em geral, têm menores preços e, ao mesmo tempo, mais tranquilidade. Em nações menos desenvolvidas como o Brasil, onde o investimento em transporte coletivo costuma ser insuficiente e/ou ineficiente, há um elavado incentivo para se utilizar carros e motos próprios. No entanto, mesmo em países onde há boa infraestrutura de ônibus e trens urbanos, usa-se comumente o veículo particular para ir ao trabalho. Espera-se, assim, que o sinal da variável **TemVeic<sub>i</sub>**, quando estiver indicando a posse de veículo (**TemVeic<sub>i</sub> = 1**), seja positivo nos grupos com menores tempos de deslocamento, indicando maior chance de pertencer aos mesmos e que essa relação se inverta nas outras categorias. Em relação à **Branco<sub>i</sub>** e **Homem<sub>i</sub>**, caso essas variáveis sejam iguais à unidade, espera-se similaridade com as anteriores. Segundo Pinheiro *et al.* (2009), existe uma grande desigualdade de raças e sexos no Brasil em relação a vários fatores, como renda, educação, mercado de trabalho, acesso à saúde e moradia. Através de dados da PNAD de 2007, o estudo demonstrou, em relação ao fator renda, que, apesar de ao longo dos anos as disparidades estarem reduzindo, o homem branco ainda possuía maior poder aquisitivo, seguido da mulher branca, do homem negro e, por último, da mulher negra. Assim, de acordo com a lógica da renda e da posse de veículo, homens brancos teriam maior probabilidade de estarem nos grupos de menor tempo de deslocamento casa-trabalho, por exemplo. Da variável **Servicos<sub>i</sub>**, caso seja considerada igual à unidade, representando que o indivíduo trabalha no setor de serviços, espera-se o comportamento contrário às outras até agora citadas, caso estejam de acordo com a teoria de Banister (1995), em que os agentes teriam essa maior tendência à morar afastados do centro e, portanto, mais próximo do setor industrial, que, em geral, localiza-se nas regiões periféricas das RMs. Contudo, Levinson e Kumar (1994) destacaram a criação de centros comerciais, fora daquele onde se concentra a maioria dos serviços, o que pode fazer com que os sinais se comportem de maneira diferente. Da variável **RenFam<sub>i</sub>**, espera-se o mesmo comportamento, já que indivíduos com maior poder de compra teriam maior chance de morar mais próximos dos trabalhos e de possuir um carro ou uma moto. Por fim, de todas as variáveis ligadas às RMs, espera-se que, em tempos menores, sejam positivos e, maiores, negativos, indicando a elevação da probabilidade de se deslocar com mais rapidez em outras regiões, tendo como base a RMRJ

Após a estimação do modelo especificado acima, é preciso realizar testes para garantir se a capacidade de resposta do estudo é satisfatória. Assim, Gujarati e Porter (2011) afirmam que como o método utilizado para a estimação de modelos *logit* é o de máxima verossimilhança, os erros padrão são assintóticos. Como resultado, usa-se a estatística  $Z$  (normal) para verificar a significância individual das variáveis. Além disso, a medida convencional de ajustamento ( $R^2$ ) não é confiável em modelos com regressando binários. Apesar de os *softwares* estatísticos fornecerem uma série de alternativas ao  $R^2$ , como os chamados “pseudo  $R^2$ ”, “ $R^2$  de McFadden” e “*count*  $R^2$ ”, os autores destacam que a qualidade do ajustamento em modelos de variável explicada *dummy* tem importância secundária. Deve-se preocupar com os sinais esperados dos coeficientes de regressão e sua significância estatística e/ou prática. De acordo com Wooldridge (2006), há também o teste de significância estatística global do *logit*, chamado de “estatística de Wald” ou “estatística LR”. O mesmo exige apenas que se estime o modelo irrestrito, já que os programas econométricos permitem testar as restrições de exclusão após a estimação do mesmo. A distribuição é qui-quadrada assintótica, com graus de liberdade iguais ao número de restrições testadas.

Quanto à fonte de dados, o estudo foi realizado a partir de dados da PNAD 2013, disponibilizados pelo IBGE. Nesta pesquisa considera 36 estratos naturais, dos quais 27 são formados por municípios situados fora de RMs ou em unidades federativas que não possuem esse tipo de grande cidade e os 9 restantes são formados por locais pertencentes às RMs (PA, CE, PE, BA, MG, RJ, SP, PR, RS). Em 2013, este último ganhou mais um estrato, e DF passou a integrar o grupo, portanto, nesta pesquisa, essas 10 RMs são analisadas.

#### **4. Resultados e Discussão**

A Tabela 4 mostra os coeficientes do modelo *logit* multinomial ordenado para o tempo de deslocamento casa-trabalho nas dez RMs brasileiras analisadas neste trabalho. A partir dessa será possível observar a significância estatística e os sinais das variáveis aqui propostas. Após, apresenta-se a Tabela 5 que traz os efeitos marginais, importantes para elucidar as implicações de cada um dos regressores sobre a probabilidade de estar em cada uma das categorias de tempo de deslocamento.

**Tabela 4****Resultado da regressão do modelo *logit* multinomial ordenado para o tempo de deslocamento casa-trabalho nas RMs brasileiras no ano de 2013**

	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística Z	P-Valor
Ponto de corte 1	-0,836907	0,050477	-	-
Ponto de corte 2	0,706747	0,050498	-	-
Ponto de corte 3	2,641699	0,059290	-	-
TemVeic*	-0,235199	0,029265	-8,06	0,000
Branco*	-0,106784	0,029265	-3,65	0,000
Homem	0,025989	0,026821	0,97	0,333
Servicos*	0,132557	0,035261	3,76	0,000
RenFam*	-0,000026	0,000003	-9,60	0,000
RMB*	-0,955398	0,060819	-15,87	0,000
RMF*	-1,19549	0,051233	-23,32	0,000
RMR*	-0,578208	0,048521	-11,92	0,000
RMS*	-0,688680	0,0486868	-14,15	0,000
RMBH*	-0,659979	0,045049	-14,65	0,000
RMSP*	-0,150531	0,041001	-3,63	0,000
RMC*	-0,838137	0,054281	-15,44	0,000
RMPOA*	-1,087357	0,042768	-25,42	0,000
RMDF*	-0,475966	0,048859	-9,74	0,000

Fonte: elaboração própria com base nos resultados da pesquisa. Pseudo R<sup>2</sup>= 2,35%. Wald chi<sup>2</sup> = 1543,80. Prob (chi<sup>2</sup>) = 0,00. \*Variável estatisticamente significativa a 1%, \*\*a, 5%, \*\*\* a 10%.

Ao analisar a Tabela 4, percebe-se que o modelo, de forma global, apresentou uma boa especificação, já que a estatística Wald foi altamente significativa e o p-valores de todas as variáveis, exceto Homem, foram estatisticamente significativos a 1%. O pseudo R<sup>2</sup>, como já mencionado anteriormente, em modelos de variável resposta categórica, não são confiáveis e, portanto, não devem ser analisados. Além disso, não é possível analisar os coeficientes das variáveis apenas a partir da regressão trazida pela Tabela 4, pois as mesmas mostram apenas os efeitos diretos na variável explicada e o que se busca com os modelos logísticos é explicitar a

probabilidade de ocorrência de um evento em relação a outro. Portanto, a melhor forma de demonstrar o efeito das características aqui estudadas, nos grupos de tempo disponíveis, é visualizando os efeitos marginais apresentados na Tabela 5.

**Tabela 5**

**Efeitos marginais das características dos indivíduos nas faixas de tempo de deslocamento casa-trabalho para o ano de 2013**

	Até 30m	De 30m a 1h	De 1h a 2h	Mais que 2h
Frequência	44,37%	34,51%	17,40%	3,72%
TemVeic*	0,0578382	-0,0181483	-0,0310667	-0,0086232
Branco*	0,0263467	-0,0085382	-0,0139728	-0,0038356
Homem	-0,0064146	0,0020835	0,0003399	0,0009365
Servicos*	-0,0328461	0,0112867	0,0169829	0,0045765
RenFam*	0,0000063	-0,0000021	-0,0000033	-0,0000009
RMB*	0,2337109	-0,1132364	-0,0972827	-0,0231918
RMF*	0,2837856	-0,1415397	-0,1150468	-0,0271991
RMR*	0,1435087	-0,0614203	-0,065669	-0,0164193
RMS*	0,1702541	-0,074899	-0,0764229	-0,0189322
RMBH*	0,1634317	-0,0702658	-0,0745295	-0,0186363
RMSP*	0,0372155	-0,0124119	-0,0194976	-0,0053059
RMCA*	0,2054992	-0,0944436	-0,0892872	-0,0217685
RMPOA*	0,2618963	-0,126075	-0,1095246	-0,0262968
RMDF*	0,1184312	-0,0489569	-0,0554413	-0,014033

Fonte: elaboração própria com base nos resultados da pesquisa. \*Variável estatisticamente significativa a 1%, \*\*a, 5%, \*\*\* a 10%.

O agente médio obtido, quando se considera todas as RMs, tem renda familiar de R\$ 4.450,68. Há uma concentração da frequência nas duas primeiras categorias, ou seja, 78,88% dos indivíduos se deslocam em até uma hora, dos 21,12% restantes, apenas 3,72% gastam mais que 2 horas de casa para o trabalho. Sobre os efeitos das variáveis explicativas na explicada, com exceção de **Homem<sub>i</sub>** e **Servicos<sub>i</sub>**, todas apresentaram o mesmo comportamento de sinais ao

longo da mudança de grupos, sendo positivo no de menor tempo (até 30 minutos) e negativo nos demais.

Analisando detalhadamente cada variável, percebe-se que a posse de veículo facilitaria o deslocamento do indivíduo ao seu trabalho e, portanto aumentaria a possibilidade do mesmo realizar o trajeto em até 30 minutos em cerca de 5,78p.p. e reduziria as chances de fazer em todos os tempos maiores que este, como, por exemplo, no grupo de 1 hora a 2 horas, que apresentou queda de, aproximadamente, 3,11p.p. Assim, confirma-se o esperado, como destacado por Banister (1995), que os agentes de países em desenvolvimento teriam uma tendência a utilizar o veículo pessoal para ir ao trabalho e, dado a falha da infraestrutura de transporte urbana, realmente é mais eficiente, no aspecto tempo de deslocamento, utilizar carros ou motos particulares. Em relação à **Branco<sub>i</sub>**, confirmou-se a teoria de Pinheiro *et al.* (2009), de que existe uma grande desigualdade de raças no Brasil, até mesmo no tempo que se leva de casa para o trabalho, pois ser branco influencia positivamente na probabilidade de chegar mais rápido. Indivíduos desta cor teriam maior poder aquisitivo, ainda segundo Pinheiro *et al.* (2009), se comparados aos não-brancos, o que pode indicar que eles teriam maior probabilidade de comprar um veículo ou residir mais próximos de seus trabalhos. A variável ligada a sexo não foi estatisticamente significativa, não sendo possível dizer se ser homem ou mulher influencia no tempo de deslocamento casa-trabalho.

Em relação a **Servicos<sub>i</sub>**, comportou-se de acordo com a teoria de Banister (1995), em que os agentes teriam uma maior tendência à morar afastados do centro e, portanto, mais próximos do setor industrial, já que aqueles que se alocavam no setor de serviços mostravam-se com maior probabilidade a se deslocarem mais lentamente. Há, por exemplo, uma redução de, aproximadamente, 3,28p.p. nas chances dos mesmos pertencerem ao primeiro grupo. Por outro lado, a teoria de Levinson e Kumar (1994), sobre a criação de centros comerciais fora daquele onde se concentra a maioria dos serviços, apesar de ser algo que já se observa na maioria das grandes cidades, ainda não conseguiu deslocar maciçamente a mão de obra dos centros principais no caso geral das RMs brasileiras. Sobre a variável **RenFami<sub>i</sub>**, percebeu-se que o incremento da mesma em R\$1000 eleva as chances de o indivíduo pertencer à primeira categoria em, aproximadamente, 0,63p.p., o que confirma o resultado do estudo de Pereira e Schwanen (2013), no qual, na maioria das RMs estudadas, os mais pobres tendiam a gastar mais tempo de casa até o trabalho. Com o aumento da renda, portanto, seria possível comprar um veículo para a família

ou morar mais próximo do centro. Ademais, deve-se destacar a pendularidade falada por Pereira e Herrero (2009), ou seja, que famílias com menor renda tendem a morar em cidades do entorno e, portanto, demoram mais para chegar ao trabalho, devido a maior distância, ainda que o transporte seja eficiente. Contudo, ao se deslocar para os grupos de maiores tempos, ainda neste quesito, além da mudança de sinal, perceberam-se efeitos marginais muito menores.

Por fim, demonstrou-se ainda que, em todas as RMs brasileiras, tendo como base a RMRJ, aumenta-se a probabilidade de se deslocar com mais rapidez. Todas se mostram com maior probabilidade de pertencer ao primeiro grupo em relação à RMRJ, o que inverte nas outras três categorias, em que o sinal passa a ser negativo. Para exemplificar, pode-se destacar a RMF, sendo esta a RM com o maior efeito marginal, em que pertencer à mesma aumentaria a frequência da primeira categoria (até 30 minutos) em 28,38 p.p., e a RMSP, a de menor efeito marginal, 3,72 p.p.. Contudo, na RMSP, a maior do país, segundo dados do Censo de 2010 realizado pelo IBGE, apesar de receber o maior investimento em infraestrutura de transporte coletivo, essa elevação é bem menor. O resultado de Pereira e Schwanen (2013) traz dados importantes para explicar isso. Os autores apontaram para uma piora nas condições do transporte público urbano na maioria das RMs brasileiras ao longo dos últimos anos, exceto em Curitiba e Porto Alegre, onde se manteve estável. Portanto, como destacou Banister (1995), esse déficit é um fator essencial de incentivo ao uso de veículos próprios para ir ao trabalho, o que tende a causar congestionamentos pelo excesso de carros e motos nas vias em horários coincidentes.

## **5. Considerações finais**

Existe um ponto interessante que se evidenciou com este estudo: o de que utilizar o veículo próprio ainda é uma das saídas para que o indivíduo chegue mais rápido ao seu destino. Contudo, nas regiões mais populosas, este meio de transporte pode se tornar, daqui alguns anos, tão demorado quanto os coletivos. Com o grande número de veículos nas ruas das RMs densamente povoadas, como a de São Paulo, por exemplo, pode-se passar muitas horas parado no trânsito, principalmente no início da manhã e no final da tarde, os chamados “horários de pico”.

Além do uso do veículo, uma maior renda familiar melhora a situação dos indivíduos, bem como ser branco e trabalhar no setor industrial, colocando-os em grupos de menores tempos. Assim, é preciso que o poder público busque soluções que foquem nessas características e, com isso, entenda as disparidades para construir políticas eficientes. Nos últimos anos, contudo,

durante e após a Crise de 2008, houve um grande incentivo pelo Governo à utilização de veículos individuais em detrimento dos coletivos, que retirou o Imposto Sobre Produto Industrializado (IPI) dos carros e facilitou o crédito, o que poder ter agravado a situação em muitas RMs. Em suma, enquanto não houver um investimento eficiente em infraestrutura de transporte urbano, que se preocupe não só em aumentar o número de coletivos, mas também com a construção de vias rápidas, com prioridade para ônibus, melhorar os metrô e implantá-los nas maiores RMs, onde esse investimento é necessário. Deve-se, ainda, aumentar as ciclovias, importante maneira de incentivar o transporte limpo, que não gera congestionamentos. Essas são medidas que poderiam, até mesmo, trazer crescimento econômico para as regiões analisadas, já que, quanto menos tempo se gasta no trânsito, mais tempo se tem para fazer algo produtivo.

Para estudos futuros, faz-se interessante analisar a evolução do tempo de deslocamento casa-trabalho ao longo dos anos e, com isso, entender se houve alguma mudança importante. É possível também analisar o impacto de políticas de transporte urbano específicas, como as vias exclusivas para ônibus ou o sistema de BRTs implantado em algumas RMs brasileiras. Por fim, a partir de dados do Censo Demográfico, pode-se também tentar entender melhor o crescimento do processo de pendularidade das RMs e se os centros urbanos conseguiram desenvolver a infraestrutura de transporte na mesma velocidade.

### **Referências Bibliográficas**

Ântico, Cláudia (2005). “Deslocamentos pendulares na região metropolitana de São Paulo”, em *São Paulo em Perspectiva*, v. 19, n. 4, p. 110-120.

De Araújo, Marley Rosana Melo et al. (2011). “Transporte público coletivo: discutindo acessibilidade, mobilidade e qualidade de vida”, em *Psicologia & Sociedade*, v. 23, n. 3, p. 574-582.

Banister, David (2005). “Economic, and Social Research Council (Great Britain)” em *Transport and Urban Development*. Taylor & Francis.

Betarelli Junior, Admir Antonio et al. (2010). “Custo de acessibilidade entre residência e trabalho: um enfoque das características individuais, familiares e locais”. Texto para Discussão, em *Cedeplar*, Universidade Federal de Minas Gerais.

Greene, William H. (2003). *Econometric analysis*. Pearson Education, India.

Gujarati, Damodar N.; Porter, Dawn C. (2011). *Econometria Básica*. McGraw Hill, Brasil.

Levinson, David M.; Kumar, Ajay (1994). “The rational locator: why travel times have remained stable”, em *Journal of the american planning association*, v. 60, n. 3, p. 319-332.

Pereira, Rafael Henrique Moraes; Schwanen, Tim (2013). “Tempo de deslocamento casa-trabalho no Brasil (1992-2009): diferenças entre regiões metropolitanas, níveis de renda e sexo”. Texto para Discussão, em *Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA)*.

Pereira, Rafael Henrique Moraes; Herrero, Verónica (2009). “Mobilidade pendular: uma proposta teórico-metodológica”. Texto para Discussão, em *Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA)*.

Pesquisa Nacional por amostra de Domicílios (2013), em: <<http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/trabalhoerendimento/pnad2013>>. Acesso 24 outubro 2015.

Pinheiro, Luana et al. (2008). “Retrato das desigualdades de gênero e raça”, em *Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA)*.

Scaringella, Roberto Salvador (2001). “A crise da mobilidade urbana em São Paulo”, em *São Paulo em perspectiva*, v. 15, n. 1, p. 55-59.

Vickerman, Roger; Spiekermann, Klaus; Wegener, Michael (1999). “Accessibility and economic development in Europe”, em *Regional studies*, v. 33, n. 1, p. 1-15.

Wegener, Michael (1995). "Accessibility and development impacts", em *Transport and urban development*, p. 157-161.

Wooldridge, Jeffrey M. (2002). *Econometric analysis of cross section and panel data*. MIT Press. Cambridge, MA.

Wooldridge, Jeffrey M. (2006). *Introdução à econometria: uma abordagem moderna*. Pioneira Thomson Learning.