

TEXTO PARA DISCUSSÃO N° 407

**CUSTO DE ACESSIBILIDADE ENTRE RESIDÊNCIA E TRABALHO: UM ENFOQUE DAS
CARACTERÍSTICAS INDIVIDUAIS, FAMILIARES E LOCAIS**

Admir Antonio Betarelli Junior

Outubro de 2010

Ficha catalográfica

331 Betarelli Junior, Admir Antonio.
B562c Custo de acessibilidade entre residência e trabalho: um
2010 enfoque das características individuais, familiares e locais
/ Admir Antonio Betarelli Junior - Belo Horizonte:
UFMG/Cedeplar, 2010.
25p. (Texto para discussão ; 407)
1. Deslocamento residência-trabalho – Custos –
Modelos Matemáticos. I. Universidade Federal de Minas
Gerais. Centro de Desenvolvimento e Planejamento
Regional. II. Título. III. Série.

CDD

**UNIVERSIDADE FEDERAL DE MINAS GERAIS
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
CENTRO DE DESENVOLVIMENTO E PLANEJAMENTO REGIONAL**

**CUSTO DE ACESSIBILIDADE ENTRE RESIDÊNCIA E TRABALHO: UM ENFOQUE DAS
CARACTERÍSTICAS INDIVIDUAIS, FAMILIARES E LOCAIS***

Admir Antonio Betarelli Junior

Doutorando em Economia pela Faculdade de Ciências Econômicas - CEDEPLAR/UFMG.
e-mail: admirbet@cedeplar.ufmg.br

**CEDEPLAR/FACE/UFMG
BELO HORIZONTE
2010**

* Esse trabalho foi apresentado no Encontro Nacional da Associação Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos (ENABER) e foi conferido o primeiro lugar na Edição 2010 do Prêmio Paulo Roberto Haddad.

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO	6
2. METODOLOGIA	9
3. MODELO EMPÍRICO E BASE DE DADOS	14
3.1. Modelo empírico	14
3.2. Base de dados	15
4. RESULTADOS E DISCUSSÕES.....	17
5. CONSIDERAÇÕES CONCLUSIVAS.....	22
REFERÊNCIAS	24

RESUMO

Este artigo analisa o quanto as características individuais, familiares, e locais podem influenciar na probabilidade da própria pessoa ocupada ter maior ou menor custo de acessibilidade no deslocamento da sua residência ao local de trabalho. Para tanto, atribuí-se a proxy de custo de acessibilidade como a variável de resposta ordenada de tempo médio gasto do domicílio ao trabalho, disponível na PNAD. Para atingir o objetivo desse trabalho, utiliza-se o modelo Logit Ordenado Generalizado (MLOG) e estima-se por máxima verossimilhança. Os principais resultados alcançados apontam que (a) famílias sem filhos promovem um efeito negativo sobre a probabilidade do custo de acessibilidade, (b) à medida que aumenta a idade, elava as chances dos indivíduos de se preocuparem com os seus custos de acessibilidade, e (c) quando as pessoas ocupadas recebem auxílio de transporte, aumentam suas chances de terem até 30 minutos de percurso entre sua residência e trabalho.

Palavras-Chave: Custo de acessibilidade; modelo Logit Ordenado Generalizado.

ABSTRACT

The main aim of this paper is to analyze the probability of busy individuals to have a greater or lesser cost of accessibility in the displacement of their residence to the workplace. The global analysis is based on individual, family and local characteristics. To do so, we assign to the cost of accessibility as the average time from home to work and this variable is estimated by maximum likelihood with the Generalized Ordered Logit Model (MLOG). The main results show that: (a) households without children promote a negative effect on the probability of the cost of accessibility; (b) increasing age decreases the chances of individuals have a higher cost of accessibility; and (c) when individuals receive transport help, your chances increases to spend up to 30 minutes of residence to the workplace.

Keywords: Cost of accessibility; Generalized Ordered Logit Model.

Classificação JEL: C25; R40

1. INTRODUÇÃO

É conhecido que a formação do espaço urbano sempre esteve articulada com a industrialização, não apenas mais restrito às cidades (lôcus do excedente produtivo, do poder e da festa). A extensão e a própria forma urbana é uma síntese das necessidades das indústrias quanto às demandas de reprodução coletiva da força de trabalho e das próprias demandas de produção – vantagens da mecanização, mudanças tecnológicas e economias de escala de produção (Harvey, 1975; Lefebvre, 1999; Monte-Mór, 2006). Como consequência desse processo, as cidades podem crescer em virtude das forças cumulativas de aglomeração¹ que proporciona vantagens para as suas atividades econômicas em geral. Contudo, a extensão do tecido urbano e as próprias economias de aglomerações geradas, particularmente nas cidades, produzem diferentes problemas relativos ao meio ambiente, à administração pública, a infraestrutura urbana, aos custos e a qualidade de serviços e o grau de acessibilidade (Quinet e Vickerman, 2004).

Glaeser (1998) destaca que o crescimento da cidade pode ser restringido principalmente porque economias geradas pela aglomeração podem se transformar em deseconomias. Dentre essas deseconomias, o autor enfatiza a questão do congestionamento, uma vez que causa aumentos de custos das firmas e das famílias localizadas na cidade. O congestionamento restringe o acesso à oferta de bens e serviços de clientes e consumidores, ocasionando, por conseguinte, um custo fixo para o processo cumulativo de crescimento urbano. Ademais, conforme Himanen *et alii* (2005), o congestionamento por si não é um fenômeno novo, mas a sua escala, causada pelo aumento da concentração da população em conjunto com uma maior utilização de veículos a motor, não tem precedente. Para o autor, o congestionamento em uma cidade é uma função da distribuição modal, ou seja, a dominância dos veículos privados frente o transporte público eleva o grau de congestionamento. Assim, o autor destaca que políticas públicas poderiam restringir automóveis particulares e melhorar a utilização dos transportes públicos a fim de aliviar o congestionamento nas cidades.

De forma similar, ao realizar um estudo empírico sobre a Holanda, Schwanen *et alii* (2002) reforça que o grau de urbanização está relacionada inversamente com o tempo de viagem, sobretudo, devido ao congestionamento do tráfego e ao limitado número de estacionamento em ambientes mais urbanizados. Portanto, o grau de acessibilidade decai à medida que aumenta as impedâncias urbanas, sobremaneira, provocadas pelos aumentos de congestionamento. Aliás, a redução do grau de acessibilidade também pode ocorrer pelo processo de crescimento de comunidades nas regiões metropolitanas, de forma que as densidades habitacionais têm-se direcionado do núcleo urbano para as periferias. Este processo tem sido associado a um aumento do tráfego e uma maior duração de viagens (Vickerman, 2002).

Além desses aspectos que podem elevar os custos de acessibilidade das firmas e indivíduos nas cidades, as próprias características individuais tanto quanto as familiares também devem ser consideradas. Quando pessoas ou grupos sociais apresentam altos custos de acessibilidade, elas ficam “limitadas” para aproveitar as oportunidades (instalações, atividades e serviços) necessárias para

¹ Conforme Fujita e Thisse (2002), as forças cumulativas são as combinações entre economias externas de aglomeração, economias de escala em certas atividades e a preferência por diversidade.

serem social e economicamente incluídas. Isso significa dizer que o conceito de acessibilidade é tratado como a capacidade de alcançar ou participar de atividades ou oportunidades normais em uma sociedade (Farrington, 2007). Nesses termos, para evitar exclusão social, como tratada por Preston e Rajé (2007), um indivíduo precisa de um conjunto de instalações acessíveis e contatos sociais que pode ser favorecido por um maior grau de acessibilidade (ou menor custo de acessibilidade). O baixo nível de renda é um dos fatores que frequentemente contribuirá para as pessoas não usufruírem todas as oportunidades possíveis em uma sociedade. Por exemplo, uma família pobre com crianças nas escolas pode estar restringida pelo horário do expediente escolar, sendo assim incapazes de acessar outros serviços (e.g. saúde, comércio, utilidade pública) da sociedade porque residem em locais distantes em conformidade com sua renda familiar e enfrentam grandes restrições financeiras para se movimentar livremente nas cidades (Farrington, 2007).

Existem casos que, independentemente da renda familiar, as famílias decidem morar distantes do centro urbano, isso porque elas podem aproveitar as externalidades de certos locais com baixa densidade de área residencial, ou seja, locais com menos barulho, com ampla área verde e com um maior espaço e segurança (Zhang, 2007). Dessa maneira, não necessariamente famílias com baixa renda podem enfrentar maiores custos de acessibilidade em direção ao centro urbano.

Contudo, existe um consenso que as pessoas com baixa renda, que na maioria das vezes usam o transporte público, são restringidas pelo tempo para acessar as atividades e oportunidades dos centros urbanos. Assim, se elas enfrentam dificuldades na realização de atividades almejadas, principalmente pela restrição do tempo, podem desejar usar ou comprar um carro para fazê-las, desde que sua renda seja suficientemente (Eck *et alii*, 2005). Como decorrência disso, o resultado sobre o custo de acessibilidade é ambíguo. O desejo de se realizar as atividades, combinadas com uma menor restrição orçamentária familiar, pode, com a utilização de um carro, reduzir o tempo de percurso e aumentar o grau de acessibilidade. No entanto, se todas as famílias estiverem numa circunstância semelhante, pode haver um efeito contrário, ou seja, um número maior de carros trafegando tende a gerar um grau maior de congestionamento e, com isto, o tempo de percurso aumenta para uma mesma distância. Para atenuar o crescimento de carros em circulação nas cidades, Steg e Gifford (2005) defende que, além de uma solução tecnológica, é preciso uma mudança de comportamento das pessoas. Para os autores, mudanças de escolha do destino, combinado com menores viagens, podem melhorar a qualidade ambiental, urbana, de vida e a acessibilidade do destino.

Conforme Eck *et alii* (2005), o grau de acessibilidade também pode ter importantes diferenças no que diz respeito ao sexo. Segundo os autores, as mulheres têm mais facilidade e sensibilidade para programar suas atividades cotidianas que os homens. Uma das justificativas se deve pelo fato que as mulheres visitam os lugares das atividades que são rota entre a residência e o trabalho local e as mesmas usam frequentemente mais o transporte público que os homens para suas viagens ao trabalho. Em outras palavras, as mulheres se programam melhor e os homens tendem a usar mais os veículos particulares entre sua residência e o trabalho. O resultado dependerá se o uso do veículo particular favorecerá num maior grau de acessibilidade frente ao tempo gasto por um transporte público.

Eck *et alii* (2005) também aponta que as famílias compostas por crianças têm a necessidade de acessar atividades próximas a sua casa e muitas vezes este acesso ocorre na rota entre seu domicílio e trabalho. As famílias sem filhos têm uma menor necessidade de acessar as atividades diariamente,

porém geralmente apresentam maiores dificuldades em organizar seus programas de atividades. Em seu estudo empírico sobre *Zoetermeer–Rokkeveen* na Holanda, o autor aponta que as famílias sem filhos conseguem perceber apenas 54% dos programas de atividades, enquanto que nas famílias com filhos este percentual sobe para 66%. Para os autores, este cenário sugere que as famílias sem filhos são mais dependentes dos automóveis que as famílias com filhos.

Em linhas gerais, segundo Geurs e Wee (2004), o conceito de acessibilidade é bastante difícil e complexo, de forma que medidas de acessibilidade são tratadas por várias perspectivas, como por exemplo, localização de acessibilidade, acessibilidades individuais e benefícios econômicos de acessibilidade. Para esses autores, as medidas de acessibilidade são consideradas como indicadores de impacto do uso dos solos, do desenvolvimento de transportes e como planos de política sobre o funcionamento da sociedade em geral. Assim, a acessibilidade deve incidir sobre o papel do ordenamento do território e os sistemas de transporte na sociedade, que proporcionará aos indivíduos ou grupos de indivíduos a oportunidade de participar de atividades em diferentes locais. A partir dessas definições, os autores resumiam quatro tipos de componentes de acessibilidades:

- a) *O componente de uso da terra* engloba três aspectos: *i)* quantidade, qualidade e distribuição especial das oportunidades oferecidas em cada destino (trabalho, comércio, saúde e lazer), *ii)* a procura de oportunidades na origem destes locais (e.g. onde os habitantes vivem) e *iii)* o confronto entre a oferta e procura de oportunidades na qual pode resultar numa competição de atividades (e.g. entre trabalho, escolas e leitos hospitalares);
- b) *O componente transporte* expressa a desutilidade do indivíduo para cobrir a distancia entre a origem e destino com o uso de modo específico de transporte. Este componente inclui a quantidade de tempo (viagens, esperas e estacionamento), de custos (fixos e variáveis) e de esforços (e.g. confiabilidade, conforto e riscos de acidentes).
- c) *O componente temporal* reflete a disponibilidade de oportunidades em diferentes momentos do dia e o tempo dos indivíduos de participar de certas atividades (e.g. trabalho e lazer).
- d) *O componente individual*, que reflete nas necessidades (dependendo, por exemplo, da idade, renda, nível educacional e situação familiar), habilidades (dependendo, por exemplo, da condição física das pessoas e a disponibilidade de modos de viagem) e oportunidades (dependendo, por exemplo, da renda do indivíduo, orçamento para viagens, nível educacional) dos indivíduos. Estas características influenciam o nível de acesso de um indivíduo aos meios de transporte (e.g. ser capaz de conduzir e utilizar um carro) e as oportunidades (e.g. ter a competência ou a educação para se beneficiar de uma área residencial próximo ao trabalho). A combinação dessas características pode influenciar fortemente o resultado agregado total de acessibilidade na sociedade.

Segundo os autores, este último componente interage com todos os outros componentes descritos. As necessidades e habilidades dos indivíduos influenciam o custo e o esforço de movimento, tipos de atividades relevantes e o tempo que se empenha em uma atividade. Além disso, a acessibilidade também pode influenciar todos os componentes por um mecanismo *feedback*, ou seja, a acessibilidade como um fator locacional para os habitantes e as firmas (relativo ao componente de uso

da terra) influencia a demanda por viagens (componente transporte), as oportunidades econômicas e sociais das pessoas (componente individual) e o tempo necessário para realizar uma atividade (componente temporal).

É nesse mote de pesquisa que originam duas principais motivações de estudo para esse trabalho. Primeira, a importância de qualificar o quanto as características individuais e familiares podem influenciar na probabilidade de ter maior ou menor custo de acessibilidade. A seleção das variáveis para tais características estão embasadas nos teóricos referenciados nessa introdução, sobretudo, considerando o componente individual de acessibilidade descrito por Geurs e Wee (2004). Segundo, o quanto a questão urbana podem influir na probabilidade de haver maior ou menor grau de acessibilidade. Aliás, para uma melhor caracterização da questão urbana, também é considerada os efeitos de se morar nas grandes e principais regiões brasileiras.

Para tanto, este trabalho emprega a mesma *proxy* de acessibilidade adotada por Lemos *et alii* (2003). Esses autores atribuíram à variável tempo médio gasto do domicílio ao trabalho como custo de acessibilidade, uma vez que a informação do tempo de transporte reflete tanto a distância como a densidade do tráfego urbano. Dessa maneira, a principal questão a ser respondida é em que medida os aspectos individuais (necessidade, habilidade, oportunidade) e familiares (renda, filhos ou sem filhos), associado à localização, podem exercer sobre a probabilidade do próprio indivíduo de gastar mais ou menos tempo entre sua residência e o local de trabalho (ou ter menor ou maior custo de acessibilidade). A fim de responder essa questão, usa-se, primeiramente, o modelo Logit ordenado, corrigi pelo modelo Logit Ordenado Generalizado (MLOG) e averiguara-se a probabilidade das pessoas ocupadas de gastarem (1) até 30 minutos; (2) mais de 30 minutos até uma hora e (3) mais de uma hora do domicílio ao trabalho. Em outras palavras, sabendo que o indivíduo está ocupado, qual a probabilidade do mesmo sobre as respostas ordenadas do custo de acessibilidade na rota entre a sua residência e o local de trabalho.

Além dessa seção introdutória, esse trabalho se organiza em mais quatro seções. A segunda seção apresentará a descrição formal do modelo Logit ordenado. Em seguida, a terceira seção abordará o modelo empírico e a base de dados adotada. Na quarta, serão discutidos os resultados alcançados. Por fim, serão tecidas as considerações conclusivas.

2. METODOLOGIA

Os modelos de resposta binária têm por característica sua grande utilidade para dados de pesquisas gerados a partir de questionários. Esses modelos, por seu caráter qualitativo, fornecem inferências sobre variáveis dependentes de escolha binária: sucesso ($y=1$) e insucesso ($y=0$). Assim, o objetivo de um modelo de escolha qualitativa é determinar a probabilidade de um indivíduo, com um dado conjunto de atributos, de fazer certa escolha ao invés da sua alternativa. Em outras palavras, por meio dos seus estimadores, a finalidade é estimar a probabilidade de sucesso ou insucesso, condicionada por variáveis explicativas. Usualmente, a estimação é por máxima verossimilhança (EMV) em virtude da distribuição dos dados ser necessariamente definida por um modelo de Bernoulli (Cameron e Trivedi, 2005; Pindyck e Rubinfeld, 2004). A função de Bernoulli é definida como:

$$P(y | p) = p^y (1 - p)^{1-y} \quad (1)$$

em que a probabilidade do sucesso representa $P(y = 1) = p$, e a probabilidade do insucesso corresponde a $P(y = 0) = 1 - p$.

É importante ressaltar que um modelo de probabilidade linear, estimada por mínimos quadrados ordinários, pode ser tendencioso, pois na maioria das vezes subestima (ou superestima) a verdadeira inclinação da reta diante da distribuição dos dados relativos às variáveis explicativas. Dada essa dificuldade, os modelos de resposta binária, Probit e Logit², sugerem uma função de probabilidade acumulada que restringe os valores preditos no intervalo entre 0 e 1 (estimadores não-tendenciosos).

Em particular, no modelo Logit ordenado há um ordenamento das categorias associadas com a variável dependente. Estas variáveis apresentam um ordenamento natural de alternativas e são geralmente tratadas como qualitativas (discretas) e analisadas usando métodos para variáveis nominais (i.e. mais de duas categorias), embora com restrições. O uso de um modelo ordenado é apropriado e justificado na medida em que se tem o interesse em compreender como as variáveis independentes afetam a variável dependente ordinal. Antes de formalizar o modelo Logit ordenado, é preciso descrever de forma sucinta o seu modelo base de resposta binária (Cameron e Trivedi, 2005; Pindyck e Rubinfeld, 2004).

No modelo Logit de resposta binária, a função de probabilidade logística acumulada é especificada como:

$$\log\left(\frac{P_i}{1 - P_i}\right) = \eta_i = \alpha + \sum_{k=0}^K \delta_k w_{ik} = \alpha + \delta W_i \quad (2)$$

na qual W_i é um vetor das variáveis explicativas e δ é vetor dos parâmetros.

Resolvendo o antilogaritmo da equação (2), têm-se:

$$\text{Logit}(P_i) = P(\eta_i = 1 | W_i) = \frac{\exp(\alpha + \delta W_i)}{1 + \exp(\alpha + \delta W_i)} = \frac{\exp(\eta_i)}{1 + \exp(\eta_i)} = \Lambda(\eta_i) \quad (3)$$

na qual $0 \leq P_i \leq 1$

Diante da definição das probabilidades dos eventos ocorrer ($y_i = 1$) ou não ($y_i = 0$), é possível aplicá-las na função de Bernoulli [$\Pr(y | p) = p^y (1 - p)^{1-y}$] a fim de estimar por máxima verossimilhança (EMV). Tomando produto de toda a amostra ($i = 1, 2, \dots, n$), têm-se:

² A principal diferença entre Probit e Logit é que neste (Logit) tem caudas um pouco mais larga. Frequentemente ele é usado como substituto do Probit (Pindyck e Rubinfeld, 2004).

$$L(\eta | W, \delta) = \prod_i \Lambda(\alpha + \delta W_i)^{\eta_i} [1 - \Lambda(\alpha + \delta W_i)]^{1-\eta_i} \quad (4)$$

Aplicando o logaritmo e diferenciando com respeito a δ_k tem-se a EMV:

$$\frac{\partial \ln L(\eta | W, \delta)}{\partial \delta_k} = \sum_{i=1}^n [\eta_i - \Lambda_i] W_i = 0 \quad (5)$$

desde que satisfeita a propriedade da função de vínculo canônica, ou seja, $\Lambda'(\bullet) = \Lambda(\bullet)[1 - \Lambda(\bullet)]$

$$\text{onde } \Lambda_i = \Lambda(\alpha + \delta W_i) = \frac{\exp(\alpha + \delta W_i)}{1 + \exp(\alpha + \delta W_i)} \quad (5a)$$

Vale ressaltar algumas observações. A razão de chance (*odds*) para o Logit é calculada através do antilogaritmo, ou seja, $\exp(\delta)$. Dado que W é um vetor de k variáveis, logo para assegurar que a expressão (5) represente o ponto máximo, a matriz da segunda derivada (ou Hessiana) deve ser definida e não-negativa. Dessa maneira, a inclinação da log-verossimilhança declina perto dos estimadores de máxima verossimilhança. Em suma, a função de verossimilhança é globalmente côncava para o modelo Logit e há um único ponto máximo.

Entretanto, não existe uma solução explícita para \hat{W}_{ML} (Cameron e Trivedi, 2005). Assim, para alcançar soluções numéricas adota-se o procedimento de Newton-Raphson. Neste procedimento é realizado iterações dos valores das estimativas até que a diferenças entre elas sejam as menores possíveis. Dado que o estimador da máxima verossimilhança é definido por $(\partial \ln L(\theta) / \partial \theta) = 0$, o procedimento de Newton-Raphson detém a seguinte expressão:

$$\hat{\theta}_{s+1} = \hat{\theta}_s - H_s^{-1} g_s \quad (6)$$

em que s é passos iterativos,

g_s é o gradiente ou conhecido como *score* $(\partial \ln L(\theta) / \partial \theta)$, e

H_s é a matriz hessiana $(\partial^2 \ln L(\theta) / \partial \theta \partial \theta')$.

Assim, se o gradiente é positivo, é necessário aumentar θ para se aproximar do ponto máximo.

Dado estas especificações do modelo Logit, é preciso estender para o modelo ordenado. Dessa maneira, os valores da variável dependente η_i poderão ter o seguinte ordenamento: $j = 1, 2, \dots, J$ de forma que $J \geq 3$. Assim, um modelo de probabilidade geral pode ser escrito em termo de probabilidade acumulada. No caso desse trabalho, o custo de acessibilidade é captado pela seguinte questão:

Quanto tempo você gasta da sua residência ao trabalho no dia?

- 1) Até 30 minutos
- 2) Acima de 30 minutos e até 1 hora
- 3) Acima de 1 hora

A probabilidade acumulada tem a interpretação de uma frequência relativa acumulada de uma variável discreta aleatória, na qual a probabilidade de η_i pode ser menor ou igual a um valor específico j [$P(\eta_i \leq j)$]. Formalizando:

$$C_{i,j} = P(\eta_i \leq j) = \sum_{k=1}^j P(\eta_i = k) \quad (\forall \quad j = 1, 2, \dots, J) \quad (7)$$

onde k é o valor que a resposta ordenada vai assumir.

Por definição, as probabilidades acumuladas devem somar “um” quando $j = J$. Isto significa que $C_{i,j} = 1 \quad \forall i$. Dessa maneira, está restrição denota que somente $J - 1$ probabilidades acumuladas (ou funções delas) são identificadas de forma única. Assim sendo, a probabilidade acumulada é redefinida como:

$$C_{i,j} = F(\alpha_j + \delta W_i) \quad (\forall \quad j = 1, 2, \dots, J - 1) \quad (8)$$

Nesta especificação há $J - 1$ parâmetros α_j que representam “pontos de corte”, ou interceptos separados, correspondente as categorias ordenadas (J) da variável dependente (η_i). Dessa maneira, as probabilidades acumuladas significam que $C_{i,j} > C_{i,j-1}$, tal que $F(\bullet)$ aumenta com J . Os interceptos α_j necessariamente são não decrescentes.

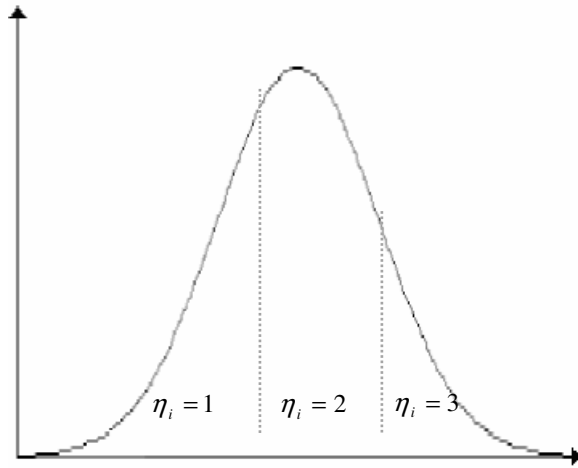
Destarte, dadas as três respostas possíveis (1, 2 e 3), as probabilidades condicionais das respostas ordenadas podem ser escritas em termos das probabilidades acumuladas, ou seja:

$$P(\eta_i = 1 | W_i) = F(\alpha_1 + \delta W_i) \quad (8a)$$

$$P(\eta_i = 2 | W_i) = F(\alpha_2 + \delta W_i) - F(\alpha_1 + \delta W_i) \quad (8b)$$

$$P(\eta_i = 3 | W_i) = 1 - F(\alpha_2 + \delta W_i) \quad (8c)$$

Portanto, as probabilidades preditas associadas a uma resposta podem ser obtidas a partir deste modelo. A figura abaixo ilustra as probabilidades numa distribuição logística ordenada. Aplicando as derivadas têm-se os efeitos marginais de mudança:



$$\frac{\partial P(\eta_i = 1 | W_i)}{\partial w} = \phi(\alpha_1 + \delta W_i) \delta$$

$$\frac{\partial P(\eta_i = 2 | W_i)}{\partial w} = \phi \delta [(\alpha_2 + \delta W_i) - (\alpha_1 + \delta W_i)]$$

$$\frac{\partial P(\eta_i = 3 | W_i)}{\partial w} = \phi(\alpha_2 + \delta W_i) \delta$$

O modelo Logit é, portanto, obtido quando $F(\bullet)$ segue uma distribuição logística acumulada:

$$C_{i,j} = P(\eta_i \leq j | W_i) = \frac{\exp(\alpha_j + W_i' \delta)}{1 + \exp(\alpha_j + W_i' \delta)} \quad (\forall \quad j = 1, 2, \dots, J) \quad (9)$$

A estimação de máxima verossimilhança dos parâmetros do modelo de probabilidade ordenada é direta. Aliás, utiliza o método de Newton-Raphson como no Logit de resposta binária.

O objetivo do estimador de máxima verossimilhança, por meio de um modelo ordenado, é encontrar as estimativas de δ e α_j que maximizem a probabilidade conjunta de obter os valores observados.

Isto posto, a verossimilhança da observação i depende de qual valor j é observado. Para cada valor J de resposta ordenada, toma-se o produto sobre todas as observações. Como resultante, o log-verossimilhança pode ser escrita como:

$$\ln L = \prod_{i=1}^n \prod_{j=1}^J d_{ij} \ln [F(\alpha_j + \delta W_i) - F(\alpha_{j-1} + \delta W_i)] \quad (10)$$

em que d_{ij} define uma série de J variáveis *dummy*, somente uma das quais é igual a 1 para qualquer observação. É importante destacar que na propriedade de proporcionalidade δ não é indexado por j .

3. MODELO EMPÍRICO E BASE DE DADOS

3.1. Modelo empírico

Com o intuito de estimar a probabilidade do custo de acessibilidade em categorias ordenadas (tempo de percurso) entre o domicílio e o trabalho dos indivíduos, segue a especificação das variáveis:

$$\eta_i = \alpha_j + \delta W_i + \varepsilon_i \quad \forall \quad j = 1, 2, 3 \quad (11)$$

onde

η_i é a variável tempo de percurso diário de ida da residência para o local de trabalho do indivíduo i , categorizada em três ordenamento de resposta: (1) até 30 minutos, (2) mais de 30 minutos até uma hora e (3) acima de uma hora;

α_j refere-se ao intercepto para cada categoria j ;

ε_i é o termo de erro aleatório. No modelo Logit ε_i segue uma distribuição simétrica logística com $\mu = 0$ e $Var(\varepsilon_i) = (\pi^2 / 3)$.

$W_i = (idade, idadesqrt, anest, sexo, raca, fescola, tfami, rendfamil, auxtransp, area, norte, sp, restsudest, sul, centrooest)$.

No vetor W_i :

idade é a idade do indivíduo i ;

idadesqrt é uma variável *proxy* de experiência do indivíduo i ;

anest refere-se aos anos de estudos do indivíduo i ;

sexo é uma *dummy* que possui valor unitário se i for masculino, e zero caso contrário;

raca é uma *dummy* que possui valor unitário se i é branco ou amarelo, e zero caso contrário;

fescola trata-se de uma variável *dummy* em que se i frequenta a escola possui valor unitário, e zero caso contrário;

tfami é uma variável *dummy* que assumi o valor unitário para as famílias sem filhos, e zero caso contrário;

rendfamil é uma variável contínua que representa o rendimento mensal familiar;

auxtransp é uma variável *dummy* em que se i recebeu auxílio para transporte no mês de referência, e zero caso contrário;

área é uma *dummy* que possui valor unitário se *i* mora na área urbana, e zero caso contrário; e *norte*, *sp*, *restsudest*, *sul*, *centrooest* são variáveis *dummies* com valores unitários para suas respectivas localidades (norte, São Paulo, restante do Sudeste, sul e centro-oeste), e zero caso contrário.

Dada a equação (11), similarmente a equação (10), o modelo Logit ordenado é escrito como:

$$P(\eta_i = j | X_i) = P(\eta_i \leq j | X_i) - P(\eta_i \leq j-1 | X_i) \quad (13)$$

Redefinindo com base em (9):

$$P(\eta_i = j | X_i) = \frac{\exp(\alpha_j + \delta W_i)}{1 + \exp(\alpha_j + \delta W_i)} - \frac{\exp(\alpha_{j-1} + \delta W_i)}{1 + \exp(\alpha_{j-1} + \delta W_i)} \quad (14)$$

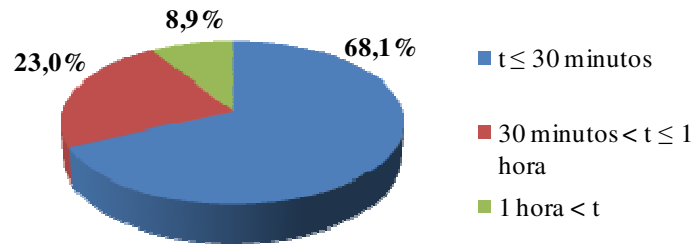
É com a equação (14) que se pretende estimar a probabilidade por EMV do custo de acessibilidade em categorias ordenadas dos indivíduos ocupados na sua rota do domicílio até o trabalho. Ademais, a utilização das variáveis explicativas do vetor W_{Ai} é justificada pelas diversas abordagens tratadas na introdução, em especial, Geurs e Wee (2004).

3.2. Base de dados

Para a estimação do modelo serão utilizados os microdados provenientes da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) para o ano de 2007. A PNAD tem o propósito de informar o perfil socioeconômico da população brasileira e para isso investiga diversas características da população, tais como educação, trabalho, rendimento, habitação, migração entre outros. Essa é uma pesquisa realizada anualmente, e que atualmente tem abrangência nacional.

A variável dependente da equação (14) refere-se a uma amostra de todos os indivíduos ocupados com trabalho único ou principal, exclusive o trabalhador na produção para o próprio consumo ou construção para o próprio uso, na semana de referencia. Esta variável capta o tempo de percurso diário da ida da residência para o local de trabalho. Na PNAD existem quatro respostas categóricas (i.e. (1) até 30 minutos, (2) mais de 30 até 1 hora, (3) mais de 1 até 2 horas e (4) mais de 2 horas). Entretanto, as duas últimas respostas foram recodificadas em uma única: (3) mais de 1 hora.

GRÁFICO 1
Percentual do número de observações da variável dependente



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD e com auxílio do STATA.

No conjunto de variáveis explicativas com resposta binária nos modelos dos dois estágios estão: 1) sexo, raça, tipo de família, se as pessoas frequentam a escola, tipo de família, auxílio de transporte, área onde elas residem e as suas localidades (Norte, São Paulo, Restante do Sudeste, Sul e Centro-Oeste). Além disso, a grande região do nordeste foi fixada e seus efeitos poderão ser observados no intercepto. Espera-se que estas variáveis possam ter efeitos sobre a probabilidade de ocupação e de custo de acessibilidade. Por exemplo, o sexo de uma pessoa pode influenciar, conforme Eck *et alii* (2005), na programação das atividades e, com isso, no grau de acessibilidade. Também será possível averiguar empiricamente para o caso brasileiro se as áreas urbanas influenciam na probabilidade de custo de acessibilidade.

No conjunto das variáveis contínuas estão: o rendimento mensal familiar, idade, experiência (idade ao quadrado) e anos de estudo. Assim, por exemplo, pela oportunidade do componente individual abordado por Geurs e Wee (2004), espera-se que pessoas com maiores anos de estudo podem enfrentar menores custos de acessibilidade, visto que aproveitam suas oportunidades econômicas e sociais.

É importante destacar que, quando se trabalha com pesquisas amostrais complexas, como a PNAD, é preciso considerar os pesos das unidades amostrais (aqui, as pessoas) a fim de alcançar estimativas dos parâmetros populacionais não viciadas. Isto vale para as estatísticas descritivas (e.g. média, variância, desvio-padrão, quartis) e para os estimadores. Se as amostras são determinadas em parte pelo valor da variável dependente (e.g. sobreamostra de pessoas de baixa renda), a estimação ponderada pelo peso amostral é necessária.

Os pesos amostrais são atribuídos para cada observação e sua ponderação nos estimadores pode evitar que as estimativas dos parâmetros sejam inconsistentes. Estes pesos são inversamente proporcionais à probabilidade de inclusão na amostra, ou seja:

$$w_i = \frac{1}{\pi_i} \quad (15)$$

em que w_i corresponde ao peso amostral; e π_i representa a probabilidade da unidade amostral de estar na amostra.

Os pesos amostrais ajustados já são informados pela PNAD. No caso do arquivo de pessoas, a variável de peso amostral é V4729 (pesopess). Dessa maneira, sob a atenção das suas consequências, a ponderação do peso amostral é aplicada no EMV para o modelo Logit ordenado. Além disso, a tabela 1 ilustra os principais indicadores estatísticos das variáveis dependentes e explicativas com a ponderação do peso amostral.

TABELA 1
Principais indicadores estatísticos das variáveis

Variáveis	Observações	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
Tempo de percurso diário	138086	1,41	0,66	1,00	3,00
Idade	189024	36,93	13,96	10,00	107,00
Idade^2 (experiência)	189024	1558,60	1153,96	100,00	11449,00
Anos de estudo	188057	7,76	4,44	0,00	15,00
Sexo	189024	0,58	0,49	0,00	1,00
Raça	189024	0,51	0,50	0,00	1,00
Frequenta a escola	189024	0,13	0,34	0,00	1,00
Tipo de família	189024	0,13	0,34	0,00	1,00
Rendimento familiar	188059	1956,13	2888,48	0,00	196000,00
Auxílio de transporte	121997	0,39	0,49	0,00	1,00
Área	189024	0,82	0,39	0,00	1,00
Nordeste	189024	0,26	0,44	0,00	1,00
São Paulo	189024	0,22	0,42	0,00	1,00
Restante do Sudeste	189024	0,20	0,40	0,00	1,00
Sul	189024	0,16	0,37	0,00	1,00
Centro-Oeste	189024	0,07	0,26	0,00	1,00

Fonte: Elaboração própria com auxílio do programa STATA [aweight=pesopess].

4. RESULTADOS E DISCUSSÕES

Por meio do modelo Logit ordenado da equação (14), estimou-se os parâmetros de suas variáveis explicativas ponderada pelo peso amostral. A tabela 2 apresenta os primeiros resultados estimados por EMV.³ A maioria dos coeficientes foram significativos ao nível de 95% de confiança. A exceção recai sobre a variável binária da região do Centro-Oeste (tabela 2). Os valores dos coeficientes não podem ser interpretados como uma influência quantitativa sobre a probabilidade do custo de acessibilidade, uma vez que sua relação não é linear. Para realizar inferências das variáveis independentes sobre a dependente calcula-se a razão de chance (*odds*) para o Logit é calculada através do antilogaritmo, ou seja, Por exemplo, quando há uma mudança do sexo feminino (0) para masculino (1), espera-se um aumento de 21% nas chances do indivíduo gastar 30 minutos de percurso, mantida

³ Nessa regressão, pelo procedimento de Newton-Raphson, foram registradas três interações para alcançar o máximo da função de log-verossimilhança (-82404,2) e pelo teste de Wald (distribuição qui-quadrada com 15 parâmetros), rejeitou-se os efeitos nulos de interações dos parâmetros ($\text{Prob} > \chi^2 = 0,0000$) a um nível de significância de 1%. O pseudo R2 de MacFadden atingiu 0,0930.

as demais variáveis constantes. Nessa categoria de resposta, as chances do homem de gastar 30 minutos frente às demais categorias de resposta são 1,19 vezes as chances das mulheres. Em virtude da propriedade proporcional do modelo Logit ordenado, os valores dos coeficientes são invariantes em relação às respostas ordenadas. Diante disso, é possível afirmar que as chances do homem gastar até 1 hora de percurso (combinação das respostas 1 e 2) *versus* acima de 1 hora são 1,19 vezes as chances das mulheres. A análise é feita de uma categoria de resposta em relação às demais.

TABELA 2

Primeiros resultados da regressão por EMV: estimativa da probabilidade do custo de acessibilidade dos indivíduos ocupados

Variáveis	Coeficientes	Valores	Desvio Padrão	z-valor	RC [exp(δ_i)]	Var. % da RC
Ponto de corte 1	α_1	1,7459	0,0747			
Ponto de corte 2	α_2	3,4414	0,0755			
Idade*	δ_1	0,0248	0,0037	6,6400	1,0251	2,5
Experiência*	δ_2	-0,0002	0,0000	-4,8400	0,9998	0,0
Anos de estudo*	δ_3	-0,0152	0,0022	-6,9900	0,9849	-1,5
Sexo*	δ_4	0,1765	0,0154	11,4300	1,1930	21,1
Raça*	δ_5	-0,2069	0,0166	-12,4600	0,8131	-16,8
Frequenta a escola**	δ_6	-0,1000	0,0245	-4,0800	0,9048	-9,0
Tipo de família*	δ_7	-0,0561	0,0231	-2,4300	0,9455	-5,3
Rendimento familiar*	δ_8	0,0000	0,0000	-2,4900	1,0000	0,0
Auxílio de transporte**	δ_9	1,5690	0,0160	97,9900	4,8018	753,4
Área*	δ_{10}	-0,1356	0,0295	-4,5900	0,8732	-11,8
Norte*	δ_{11}	-0,1961	0,0267	-7,3400	0,8219	-16,1
São Paulo*	δ_{12}	0,3588	0,0232	15,4700	1,4316	51,4
Restante Sudeste*	δ_{13}	0,3131	0,0207	15,1000	1,3676	42,8
Sul*	δ_{14}	-0,3645	0,0247	-14,7800	0,6946	-25,3
Centro-Oeste	δ_{15}	-0,0070	0,0247	-0,2800	0,9930	-0,7

* Estatisticamente significativo a 99% de confiança.

** Estatisticamente significativo a 95% de confiança.

*** RC = Razão de Chance.

Fonte: Elaboração própria com auxílio do programa STATA [pweight=pesopess].

Quando se tem variáveis contínuas como independente frente à probabilidade da variável dependente com resposta ordenada, usa-se um valor numérico para expressar o efeito de mudança na probabilidade. Para tanto, fixa-se as covariadas, exceto a de interesse e especifica um valor específico de forma que se obtém a probabilidade predita para tal valor. Basicamente, usamos a seguinte fórmula:

$$\frac{\exp[\delta_i(w + c)]}{\exp(\delta_i w)} = \exp(\delta_i c) \quad (16)$$

em que c é o número que se deseja atribuir

Por exemplo, o coeficiente da renda familiar foi de -0,00000952. Usamos um múltiplo de R\$ 5 mil e aplicamos conforme a equação 16. Assim, a razão de chance registrou 0,95, apontando que com um aumento de R\$ 5 mil na renda familiar reduz a probabilidade em 5% dos indivíduos de gastar, por exemplo, até 30 minutos na rota entre residência e trabalho.

Outra observação importante. Aliás, conforme a descrição metodológica, é interessante notar que, uma vez definidas as três respostas ordenadas da variável dependente, têm-se dois interceptos (pontos de cortes). Contudo, os pontos de corte não podem ser interpretados diretamente, até porque eles dependem dos valores das variáveis independentes.

Ademais, as inferências estatísticas podem estar comprometidas caso a suposição subjacente do modelo Logit ordenado esteja invalidada (suposição de chances proporcionais), ou seja, o modelo Logit ordenado assume que os coeficientes que descrevem que a relação entre uma resposta categórica baixa (30 minutos) com todas as outras são as mesmas que aqueles que descrevem a relação de uma resposta categórica alta (acima de 1 hora) frente a demais. Dentre os testes existentes para essa suposição, há o teste da razão de verossimilhança. Nesse teste, a hipótese nula é se não existe diferença entre os coeficientes entre as respostas ordenadas⁴. O valor da distribuição χ^2 revelou um valor de 433,08 de forma que rejeitamos a hipótese nula ao nível de significância de 1%. Dessa maneira, a literatura sugere a estimação pelo modelo Logit ordenado Generalizado (MLOG)⁵. Estimando por máxima verossimilhança, encontram-se coeficientes distintos para as combinações: (1) até 30 minutos *versus* demais categorias e até 1 hora *versus* (2) acima de 1 hora.

A tabela 3 apresenta o diagnóstico da regressão pelo MLOG. Nota-se que foram identificadas 5 variáveis diferentes entre as respostas ordenadas e pelo estimador foram impostas as suposições de linhas paralelas nas respectivas variáveis. Com isso, pelo teste de Wald, não se rejeita a hipótese nula e, portanto, não viola mais a suposição de chances proporcionais (suposição de linhas paralelas).

TABELA 3
Diagnósticos e correções por MLOG

Variáveis	Coef.	Linhas paralelas impostas	Teste de Wald de suposição de linhas paralelas
Idade	δ_1	(P Value = 0.0970)	[1]idade - [2]idade = 0
Experiência	δ_2	(P Value = 0.2016)	[1]idadesqrt - [2]idadesqrt = 0
Frequenta a escola	δ_6	(P Value = 0.2843)	[1]fescola - [2]fescola = 0
Tipo de família	δ_7	(P Value = 0.5905)	[1]tfami - [2]tfami = 0
Sul	δ_{14}	(P Value = 0.8002)	[1]sul - [2]sul = 0
chi2(5) = 4.77		Prob > chi2 = 0.4447	

Fonte: Elaboração própria com auxílio do programa STATA [pweight=pesopess].

Corrigida a suposição de chances proporcionais, a tabela 4 exibe os valores dos coeficientes estimados para até 30 minutos gastos frente às demais respostas ordenadas (acima de 30 minutos). Essa resposta categórica corresponde a uma probabilidade acumulada de 0,68, o que significa que existe uma maior probabilidade, entre as demais alternativas ordenadas, dos indivíduos gastarem até 30 minutos. Na grande maioria, os valores estimados foram estatisticamente significativos ao nível de 95% de confiança.

⁴ Existem também o teste de Brant, porém por inviabilidade técnica não foi possível utilizá-lo.

⁵ Para maiores detalhes sobre o modelo Logit ordenado Generalizado, consultar Willians (2006).

TABELA 4
Estimativa da probabilidade dos indivíduos que gastam até 30 minutos em comparação com maior tempo entre a residência ao local de trabalho (MLOG)

Variáveis	Coefficientes	Valores	Desvio Padrão	z-valor	RC [exp(δ_i)]	Var. % da RC
Constante*	α_1	-1,6685	0,0657	-25,41		
Idade*	δ_1	0,0235	0,0032	7,37	1,02	2,4
Experiência*	δ_2	-0,0002	0,0000	-5,47	1,00	0,0
Anos de estudo*	δ_3	-0,0192	0,0020	-9,76	0,98	-1,9
Sexo*	δ_4	0,1656	0,0142	11,69	1,18	19,5
Raça*	δ_5	-0,1628	0,0153	-10,67	0,85	-13,8
Frequenta a escola*	δ_6	-0,1184	0,0217	-5,46	0,89	-10,5
Tipo de família*	δ_7	-0,0661	0,0204	-3,24	0,94	-6,2
Rendimento familiar*	δ_8	0,0000	0,0000	-6,88	1,00	0,0
Auxílio de transporte*	δ_9	1,5678	0,0144	109,13	4,80	751,9
Área	δ_{10}	-0,0269	0,0271	-0,99	0,97	-2,6
Norte*	δ_{11}	-0,1813	0,0253	-7,18	0,83	-15,1
São Paulo*	δ_{12}	0,2298	0,0230	10,01	1,26	28,9
Restante Sudeste*	δ_{13}	0,1844	0,0204	9,06	1,20	22,2
Sul*	δ_{14}	-0,3393	0,0230	-14,75	0,71	-24,2
Centro-Oeste**	δ_{15}	-0,0608	0,0245	-2,48	0,94	-5,7

* Estatisticamente significativo a 99% de confiança.

Fonte: Elaboração própria com auxílio do programa STATA.

Na tabela 4 observa-se que com o aumento de um ano de idade, aumenta as chances do indivíduo (1,02 vezes) de gastar até 30 minutos entre sua residência ao trabalho. Se aplicarmos 5 anos, conforme a equação 16, nota-se que um aumento em 5 anos provoca um aumento de 12% de chances. Se o aumento da idade está relacionado com uma queda na condição física do indivíduo (fator habilidade) e dado que o tempo de 30 minutos representa à menor distância entre outras respostas ordenadas, o que torna atrativo o uso do transporte público ou até mesmo uma caminhada, espera-se que o fator habilidade possa interferir nessa probabilidade. Ademais, as condições físicas aliadas às oportunidades (e.g. educação, experiência e renda) podem induzir os indivíduos a morar próximo do local de trabalho, evitando assim as frequentes impedâncias urbanas no seu trajeto.

As chances dos indivíduos que não frequentam a escola são 1,06 vezes [$1/\exp(-0,118)$] maiores do que aqueles que frequentam as escolas. Isto pode significar que à medida que indivíduos assumem novas atividades, como frequentar a escola, os mesmos deverão considerá-las na sua programação e, quando executá-las, provavelmente eleva-se o tempo entre o trajeto da residência ao local de trabalho. Dessa maneira, frequentar a escola incorrerá na redução as chances do indivíduo gastar até 30 minutos.

Quando os indivíduos recebem auxílio de transporte, mantidas as demais variáveis constantes, eleva em 4,8 vezes as chances de gastar até 30 minutos do percurso da sua residência ao trabalho em relação daqueles que não recebem. Implicitamente e na maioria das vezes o auxílio de transporte é concedido para as pessoas ocupadas utilizarem transporte público, o que, por vias particulares urbanas, evitam grandes congestionamentos. De modo geral, é interessante notar o quanto significativo é o recebimento do auxílio de transporte para as pessoas reduzirem os seus custos de acessibilidade.

Em conformidade com Eck *et alii* (2005), as famílias sem filhos tendem à ter menor chance (0,94 vezes) de gastar até 30 minutos frente as famílias com filhos. A justificativa é porque famílias

compostas por crianças têm a necessidade de acessar atividades próximas a sua casa e muitas vezes este acesso ocorre na rota entre seu domicílio e trabalho. Enquanto que as famílias sem filhos têm uma menor necessidade de acessar as atividades diariamente, porém geralmente apresentam maiores dificuldades em organizar seus programas de atividades.

O coeficiente da variável renda familiar foi de -0,0000226. Se aplicarmos um múltiplo de R\$ 5 mil observa-se que um aumento nessa magnitude provoca uma redução de 11% de chance do indivíduo em gastar até 30 minutos da sua residência ao trabalho. Isso denota que as oportunidades geradas pela renda familiar possivelmente induz as famílias a residir em locais que contenham externalidades positivas, diminuindo assim suas acessibilidades num perímetro de 30 minutos. Vale notar que, no caso brasileiro, a maioria dos chefes das famílias são homens de forma que usam mais veículos particulares enquanto que das demais pessoas da sua família, provavelmente, usam transportes alternativos. Como resultado geral, tem-se uma diminuição na probabilidade no gasto de 30 minutos de custo de acessibilidade. A comprovação empírica dessa hipótese sugere extensões de novos trabalhos.

No tempo de 30 minutos de percurso, a variável área foi insignificante, embora com sinal negativo. Esse sinal aponta que se a área é urbana, existe menores chances dos indivíduos de realizar o respectivo percurso em 30 minutos, o que converge com o trabalho empírico de Schwanen *et alii* (2002) e a argumentação de Glaeser (1998). Em outras palavras, a urbanização aumenta o tempo de viagens devido ao surgimento de novas impedâncias, e não diferente, deve diminuir a probabilidade de se gastar até 30 minutos no trajeto (residência-trabalho). Por outro lado, se o indivíduo reside no Estado de São Paulo, mantidas as demais variáveis constantes, eleva-se as chances em 1,26 vezes frente aos outros brasileiros de outras localidades.

Por fim, em contraste com Eck *et alii* (2005), quando a pessoa é do sexo masculino, aumenta-se as chances (1,18 vezes) de se gastar até 30 minutos no seu percurso frente as mulheres. Dentre os diversos argumentos possíveis, vale destacar uso intensivo de carros particulares pelos homens, que, sem considerar especificamente as localidades brasileiras, tendem a ganhar tempo com isso, até porque, segundo Eck *et alii* (2005), as mulheres têm mais facilidade e sensibilidade para programar suas atividades cotidianas que os homens.

A probabilidade acumulada de até 1 hora do percurso entre a residência e o trabalho é de 0,92 e quando compara os resultados da tabela 4 e 5 verifica-se que os sinais dos coeficientes não se alteraram. De acordo com a tabela 5, a maioria dos coeficientes são estatisticamente significativos ao nível de significância de 5%, inclusive à variável área. Aqui, em virtude de um maior intervalo de tempo, as impedâncias urbanas fazem com que os indivíduos tenham menos chances (0,83 vezes) frente às pessoas de outras áreas. Assim, tal inferência condiz com Schwanen *et alii* (2002) e Glaeser (1998).

Por outro lado, a tabela 5 também revela para um aumento significativo de chances das pessoas que residem no Sudeste gastarem até 1 hora no percurso das suas residências ao trabalho (acima de 1,51 vezes das pessoas de outras localidades brasileiras), mantidas as demais variáveis constantes. Cabe ainda notar que a variável Centro-Oeste não é estatisticamente significativa.

Para as demais variáveis, comparadas com a tabela 4, verifica-se que as chances se arrefeceram. Por exemplo, as pessoas que recebem auxílio de transporte dessa vez têm 3,74 chances que as pessoas que não recebem. Tal constatação evidencia a importância do auxílio de transporte para aumentar as chances das pessoas no intervalo de tempo de até 30 minutos. Já as variáveis como idade, experiência, frequenta a escola e tipo de família não apresentaram nenhuma mudança em relação aos seus resultados da tabela 4. Dessa maneira, são variáveis que já atendiam a suposição de chances proporcionais do modelo Logit ordenado. Assim, tais valores podem ser estendidos o tempo acima de 1 hora.

TABELA 5

: Estimativa da probabilidade dos indivíduos que gastam até 1 hora em comparação com maior tempo entre a residência ao local de trabalho (MLOG)

Variáveis	Coeficientes	Valores	Desvio Padrão	z-valor	RC [exp(δ_i)]	Var. % da RC
Constante*	α_1	-3,1616	0,0753	-41,98		
Idade*	δ_1	0,0235	0,0032	7,37	1,02	2,4
Experiência*	δ_2	-0,0002	0,0000	-5,47	1,00	0,0
Anos de estudo*	δ_3	-0,0264	0,0029	-8,96	0,97	-2,6
Sexo*	δ_4	0,2116	0,0219	9,65	1,24	26,1
Raça*	δ_5	-0,2271	0,0229	-9,93	0,80	-18,1
Frequenta a escola*	δ_6	-0,1184	0,0217	-5,46	0,89	-10,5
Tipo de família*	δ_7	-0,0661	0,0204	-3,24	0,94	-6,2
Rendimento familiar**	δ_8	0,0000	0,0000	-2,37	1,00	0,0
Auxílio de transporte*	δ_9	1,3188	0,0234	56,29	3,74	493,1
Área*	δ_{10}	-0,1854	0,0425	-4,36	0,83	-15,4
Norte*	δ_{11}	-0,4793	0,0458	-10,47	0,62	-29,7
São Paulo*	δ_{12}	0,5118	0,0315	16,27	1,67	85,4
Restante Sudeste*	δ_{13}	0,4132	0,0287	14,41	1,51	62,5
Sul*	δ_{14}	-0,3393	0,0230	-14,75	0,71	-24,2
Centro-Oeste	δ_{15}	0,0404	0,0374	1,08	1,04	4,2

* Estatisticamente significativo a 99% de confiança.

** Estatisticamente significativo a 95% de confiança.

Fonte: Elaboração própria com auxílio do programa STATA.

Por fim, um fato curioso repousa na variável sexo. Comparando os resultados, observa-se que quando a pessoa ocupada é homem, tende a aumentar suas chances (1,24 vezes) de gastar até 1 hora no percurso da sua residência ao trabalho em relação as mulheres. Reciprocamente, as mulheres tem menos chances de gastar 1 hora de percurso em vista dos resultados da tabela 4 ($1/\exp(0,21) = 0,80$ vezes do homem). Tal resultado começa a convergir com a argumentação Eck *et alii* (2005), ou seja, se as mulheres têm mais facilidade e sensibilidade para programar suas atividades cotidianas que os homens, logo tal programação começa a fazer efeito no intervalo de até 1 hora de percurso.

5. CONSIDERAÇÕES CONCLUSIVAS

Este trabalho pretendeu oferecer contribuições acerca das características individuais, familiares e locais na probabilidade da pessoa ter um custo de acessibilidade por respostas ordenadas entre sua residência e o local de trabalho. Para tanto, primeiramente, utilizou-se como *proxy* de custo

de acessibilidade a variável tempo gasto do domicílio ao trabalho fornecida pela PNAD de 2007. Em seguida, estimou-se pelo modelo Logit ordenado e, pelos testes estatísticos, observou-se a suposição de linhas paralelas do modelo não se sustentava. Dessa maneira, em conformidade com a literatura, adotou-se o modelo Logit ordenado Generalizado (MLOG), estimado por máxima verossimilhança.

Embora haja algumas discrepâncias entre as estimações, particularmente, das probabilidades preditas entre as respostas ordenadas de intervalo de tempo até 30 minutos e até 1 hora, a análise extraída com tal metodologia confirma, na maioria, os resultados encontrados para os sinais e significância estatística dos coeficientes estimados. A exceção dessa assertiva repousa na variável área no intervalo de até 30 minutos e na variável Centro-Oeste para o caso de até 1 hora de percurso, o que denota certa irrelevância sobre a probabilidade de custo de acessibilidade para o caso brasileiro. Em ambos os intervalos de custo de acessibilidade, os valores estimados à diferença de sexo contrasta a argumentação Eck *et alii* (2005), em que ele alega existir importantes diferenças na programação das atividades feitas por mulheres e homens e com isso influir no grau de acessibilidade. É importante ressaltar que para até 1 hora de percurso, observa-se um arrefecimento das chances das mulheres e, simultaneamente, aumento das chances dos homens, evidenciando certa convergência na argumentação do autor.

Os resultados alcançados são condizentes com várias argumentações e estudos empíricos da literatura internacional. É possível listar quatro principais pontos conclusivos na análise das características individuais nesse trabalho. Primeiro, famílias sem filhos promovem um efeito negativo sobre a probabilidade do custo de acessibilidade, fato que converge com Eck *et alii* (2005). Segundo, em consonância com Glaeser (1998) e Schwanen *et alii* (2002), indivíduos que moram em áreas urbanas *vis-à-vis* rurais tendem a aumentar a probabilidade do custo de acessibilidade de até 1 hora. Terceiro, à medida que aumenta a idade, elava as chances dos indivíduos de se preocuparem com os seus custos de acessibilidade, devido às condições físicas aliadas às suas oportunidades geradas (e.g. educação, experiência e renda). Por fim, quando as pessoas ocupadas recebem auxílio de transporte, aumentam suas chances de terem até 30 minutos percurso entre sua residência e trabalho.

Em linhas gerais, os sinais das variáveis explicativas, sejam elas das características individuais ou de localidades, condizem com a maioria dos estudos levantados na literatura internacional, principalmente, quando se analisa o custo de acessibilidade por alternativas ordenadas. Entretanto, trabalhos futuros mais aprofundados das questões que envolvem o componente individual e grau de acessibilidade perfazem necessários para o caso brasileiro, tanto quanto uma melhor adequação e adaptação do método para tal análise. Aliás, pode-se calcular os efeitos marginais em cada resposta ordenada. Contudo, isto não desvaloriza o presente trabalho, uma vez que contribui principalmente por fornecer uma análise diferenciada e pioneira no Brasil do custo de acessibilidade com microdados socioeconômicos da população brasileira, sem considerar matrizes de Origem-Destino (OD) de regiões metropolitanas.

REFERÊNCIAS

- CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. *Microeconometrics: Methods and Applications*. Cambridge University Press. 2005.
- ECK, J. R. van.; BURGHOUWT, G.; DIJST, M. Lifestyles, spatial configurations and quality of life in daily travel: an explorative simulation study. *Journal of Transport Geography*, n.13, p. 123–134, 2005.
- FARRINGTON, J. H. The new narrative of accessibility: its potential contribution to discourses in (transport) geography. *Journal of Transport Geography*, n.15, p.319–330, 2007.
- FUJITA, M.; THISSE, J. F. *Economics of Agglomeration*. Cambridge: Cambridge University Press, 2002.
- GEURS, K. T.; WEE, B. V. Accessibility evaluation of land-use and transport strategies: review and research directions. *Journal of Transport Geography*, n.12, p.127–140, 2004.
- GLAESER, E. Are cities dying? *Journal of Economic Perspectives*. v. 12, p. 139-60. 1998.
- HARVEY, D. *Social justice and the city*. London: Edward Arnold. 1975. cap.7.
- HIMANEN, V.; GOSSELIN, M. L.; PERRELS, A. Sustainability and the interactions between external effects of transport. *Journal of Transport Geography*, n.13, p. 23–28, 2005.
- LEFEBVRE, H. *A Revolução Urbana*. Belo Horizonte: Editora da UFMG, 1999.
- LEMOES, M. B. ; MORO, Sueli ; CROCCO, M. ; BIAZI, Elenice . A dinâmica urbana das regiões metropolitanas brasileiras. *Revista Economia Aplicada*, São Paulo, v.7, n.1, p. 213-244, 2003.
- MONTE-MÓR, R. L. *O que é urbano, no mundo contemporâneo*. Belo Horizonte: UFMG/Cedeplar, 2006, 14 p. (Texto para discussão; 281).
- PINDYCK, R. S.; RUBINFELD, D. L. *Econometria: Modelos & Previsões*. (Tradução da quarta edição). Rio de Janeiro, Editora Campus, 2004, 726p..
- PRESTON, J.; RAJÉ, F. Accessibility, mobility and transport-related social exclusion. *Journal of Transport Geography*, n.15, p.151–160, 2007.
- QUINET, E.; VICKERMAN, R. *Principles of Transporte Economics*. Cheltenham, UK. Edward Elgar. 385 p., 2004.
- SCHWANEN, T.; DIELEMAN, F.; DIJST, M. A micro level analysis of residential context and travel time. *Environment and Planning A*, v.34, p.1487–1507, 2002.
- STEG., L.; GIFFORD, R. Sustainable transportation and quality of life. *Journal of Transport Geography*, n.13, p. 59–69, 2005.
- VICKERMAN, R. W. Sustainable mobility in an age of internationalisation. In: HIGANO, Y.; NIJKAMP, POOT, P.; VAN WIJK K. (eds). *The Region in the New Economy*, Aldershot: Ashgate. (2002).

- WILLIAMS, R. Generalized Ordered Logit/ Partial Proportional Odds Models for Ordinal Dependent Variables. *The Stata Journal*, v. 6, n.1, p.58-82, 2006. Disponível em: <http://www.nd.edu/~rwilliam/gologit2/gologit2.pdf>.
- ZHANG, W. B. Economic geography and transportation conditions with endogenous time distribution amongst work, travel, and leisure. *Journal of Transport Geography*, n. 15, p. 476–493, 2007.