

Fatores que afetam a caminhabilidade de adultos mais velhos em áreas urbanas brasileiras: uma abordagem multinível

Factors affecting older adults walkability in Brazilian urban areas: a multilevel approach

Gabriel Pereira Caldeira¹, Renata Akemi Marçal Imai², Lucas Eduardo Araújo de Melo³, Claudio Barbieri da Cunha⁴, Cassiano Augusto Isler⁵

¹Escola Politécnica da Universidade de São Paulo, São Paulo – Brasil, gabrielcaldeira@usp.br

²Escola Politécnica da Universidade de São Paulo, São Paulo – Brasil, renata-imai@usp.br

³Escola Politécnica da Universidade de São Paulo, São Paulo – Brasil, lucasmelo@usp.br

⁴Escola Politécnica da Universidade de São Paulo, São Paulo – Brasil, cbcunha@usp.br

⁵Escola Politécnica da Universidade de São Paulo, São Paulo – Brasil, cassiano.isler@usp.br

Recebido:

8 de julho de 2021

Aceito para publicação:

9 de abril de 2022

Publicado:

30 de abril de 2022

Editor de área:

Antônio Néelson Rodrigues da Silva

Palavras-chave:

Caminhabilidade.

Idosos.

Binomial negativo inflacionado de zeros.

Modelo multinível.

Keywords:

Walkability.

Elderly.

Zero inflated negative binomial.

Multilevel model.

DOI:10.14295/transportes.v29i3.2657



RESUMO

A garantia da participação social dos idosos por meio do acesso às atividades urbanas tem papel fundamental na promoção do envelhecimento saudável, especialmente em um contexto de maior crescimento dessa parcela da população. Este artigo tem o objetivo de identificar e analisar os padrões de deslocamento urbano a pé de indivíduos maiores de 50 anos e suas variações entre macrorregiões e cidades de diferentes estratos populacionais no Brasil. Modelos mistos e não-mistos de regressão binomial negativo inflacionado de zeros foram estimados utilizando-se o banco de dados do Estudo Longitudinal da Saúde dos Idosos Brasileiros (ELSI) para identificar a existência de heterogeneidades no contexto nacional e analisar os fatores que afetam a escolha pela caminhada, assim como a intensidade daqueles que caminham. Resultados evidenciam a dificuldade de se locomover como principal fator relacionado à escolha pela caminhada, enquanto a segurança pública, qualidade das calçadas e risco de atravessar a rua diminuem o tempo semanal de caminhada.

ABSTRACT

Ensuring elderly's social participation through the access to urban activities plays a crucial role in promoting healthier aging, especially in a context of rapidly increase of this population segment. This paper aims to identify and analyze the walking patterns of individuals older than 50 years old, as well as its variation across regions and cities into different populational stratus in Brazil. Mixed and non-mixed zero-inflated negative binomial regressions were estimated using the ELSI-Brazil database to identify the existence of heterogeneities in the national context, and analyze factors which affect the choice for walking, as well as walking intensity for those who walk. Results highlight the lack of mobility capability as the main factor preventing walking, while public safety, sidewalk quality, and the risk of crossing streets decrease the weekly walking time for older adults.

1. INTRODUÇÃO

O aumento da expectativa de vida e os baixos índices de natalidade nas últimas décadas têm contribuído para o aumento da parcela da população idosa mundial. Ao final de 2019, indivíduos com mais de 65 anos compreendiam cerca de 703 milhões de pessoas e projeções indicam

que esse número deve atingir um total de 997 milhões em 2030, tornando esse grupo etário o de crescimento mais rápido no mundo (Bromberg *et al.*, 2012; ONU, 2019). A caminhada beneficia estilos de vida ativos e contribui para a capacidade funcional por meio da atividade física (Cheng *et al.*, 2020). Tendo em vista a recomendação de que os adultos mais velhos pratiquem pelo menos 150 minutos semanais de atividade física moderada para reduzir o risco de doenças não transmissíveis (ONU, 2019), a caminhada pode ser uma boa maneira de os idosos se manterem saudáveis (Moniruzzaman *et al.*, 2013).

Do ponto de vista de transporte, o deslocamento a pé está associado ao acesso às oportunidades urbanas, que viabilizam a participação ativa nas atividades econômicas, culturais e sociais, contribuindo para o aumento da expectativa de vida (O'Hern e Oxley, 2015; Kizony *et al.*, 2020). Em outras palavras, a caminhada é uma forma efetiva de mobilidade, que auxilia no acesso a destinos/serviços e no engajamento social, o que promove uma sensação de independência, autoeficácia e bem-estar (Nordbakke e Schwanen, 2014).

Entretanto, à medida que o indivíduo envelhece, a capacidade de deslocamento, seja por modos ativos ou motorizados, diminui (Nordbakke, 2013). Neste contexto, estudos sobre aspectos relativos à caminhada dos adultos mais velhos tornam-se relevantes como contribuição para promoção de políticas que viabilizem o envelhecimento saudável da população. Entretanto, a compreensão dos padrões de deslocamento a pé e das características que afetam a escolha da caminhada como modo de transporte é uma tarefa complexa devido à heterogeneidade de atitudes, valores, necessidades e preferências individuais (Cheng *et al.*, 2020).

No tocante à população idosa, estudos têm demonstrado que a influência das características socioeconômicas apresenta maior variação para esse grupo do que a observada em outras faixas etárias (Mercado e Páez, 2009). Além disso, as características da vizinhança também desempenham um papel fundamental na escolha pela caminhada, seja como forma de exercício físico ou como modo de transporte, seja por medidas diretamente observáveis quanto à qualidade das calçadas, segurança viária e iluminação pública, por exemplo, ou por medidas indiretas que indicam a importância e a percepção da qualidade dessas características pelos indivíduos. Outros aspectos como a composição familiar e as redes de relacionamento dos indivíduos, atividades sociais nas proximidades do domicílio também contribuem para o aumento da quantidade e duração das viagens a pé (Saelens, Sallis e Frank, 2003).

A proposição de políticas que promovam a caminhada também deve considerar a possível variação espacial da oferta e da qualidade das infraestruturas urbanas dentro de uma mesma cidade, entre municípios distintos e regiões de um país, de modo que diferentes características podem demandar soluções específicas. Recentemente, diversos trabalhos procuraram analisar os padrões de deslocamento entre os diferentes segmentos da população e escalas espaciais de maneira que a proposição de métodos dessa natureza são fundamentais no processo de tomada de decisão (Boakye-Dankwa *et al.*, 2019; Guo *et al.*, 2019; Mercado e Páez, 2009; Yang *et al.*, 2019).

Neste contexto, o objetivo deste artigo é analisar o padrão de deslocamento urbano a pé de adultos na faixa etária acima de 50 anos e as variações observadas em diferentes contextos urbanos no Brasil. Para isso, um modelo de regressão multinível binomial negativo inflacionado de zeros (Fávero *et al.*, 2021) é aplicado ao banco de dados do Estudo Longitudinal da Saúde dos Idosos Brasileiros (ELSI) (Lima-Costa *et al.*, 2018). Busca-se explorar os efeitos das características individuais, participação em atividades, redes de relacionamento e aspectos da vizinhança na decisão de caminhar e na quantidade de minutos caminhados na semana.

A natureza exploratória desta pesquisa contribui para identificação de heterogeneidades socioeconômicas entre diferentes segmentos da população idosa, o que permite a proposição de políticas específicas a cada grupo, e de aspectos ligados à vizinhança, cujas características físicas podem ser alvo de potenciais intervenções públicas no incentivo à caminhada, como a melhoria de calçadas, travessia de ruas e segurança pública, por exemplo. Além disso, ainda que o número de estudos conduzidos sobre o tema no Sul Global ainda seja relativamente pequeno, esta pesquisa se distingue devido ao fato de que os dados utilizados permitem a aplicação de modelos mistos, o que possibilita a análise simultânea dos fatores que afetam a decisão de caminhar e, para aqueles que caminham, a sua intensidade.

O artigo está organizado em cinco seções. A seção 2 sumariza as principais pesquisas relacionadas ao comportamento de viagens de adultos mais velhos e idosos, destacando-se as principais variáveis explanatórias no estudo desse fenômeno. A seção 3 descreve o banco de dados e o método utilizados, enquanto os resultados são apresentados na seção 4. Por fim, as considerações finais são discutidas na seção 5.

2. REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

Os trabalhos relativos ao assunto foram agrupados em duas categorias para fins desta revisão bibliográfica: os relacionados aos fatores que afetam a caminhada e aqueles que tratam da modelagem do comportamento de viagens a pé.

2.1. Fatores que afetam a caminhada

Os deslocamentos por modos ativos, como a bicicleta e a caminhada, são fundamentais para o aumento da qualidade de vida nos centros urbanos ao contribuir para a diminuição da circulação de veículos motorizados, redução da poluição e promoção da atividade física (Ehr-gott *et al.*, 2012). Pesquisas têm demonstrado que a caminhada é o principal meio de transporte de adultos mais velhos; contudo, eles passam a se deslocar menos devido à queda na habilidade motora e cognitiva com o avanço da idade, diminuindo sua participação social em atividades realizadas fora de casa (O'Hern e Oxley, 2015; Kizony *et al.*, 2020).

Em geral, o comportamento de viagens desses indivíduos é medido de forma indireta. Enquanto Mercado e Páez (2009) adotaram a distância de viagem para estudar o processo de escolha do modo de transporte por adultos mais velhos, Ma e Goulias (1999) adotaram a frequência de participação em atividades fora de casa. Boakye-Dankwa *et al.* (2019), por sua vez, estudaram a existência de diferenças no comportamento de viagens a pé entre as cidades de Brisbane, Austrália, e Hong Kong, China, de acordo com o tempo semanal de caminhada dados em minutos por semana.

A heterogeneidade das características pessoais desse grupo de indivíduos é um dos principais aspectos que afetam o comportamento de caminhada, uma vez que reflete diretamente na construção de hábitos de deslocamento (Gao *et al.*, 2019). Kizony *et al.* (2020) destacam a importância de características relacionadas ao sexo, idade, renda e nível de educação, e apontam que a compreensão destes fatores é fundamental para a determinação de barreiras e facilitadores à caminhada desses indivíduos.

No que diz respeito ao gênero, Rosenbloom (2006) aponta que as mulheres idosas realizam menos viagens diárias que os homens, e frequentemente utilizam modos alternativos em detrimento ao automóvel. Su e Bell (2012) concluíram que os homens realizam menos viagens relacionadas a compras do que as mulheres, uma vez que possuem menos obrigações domésticas.

De acordo com Rosenbloom e Waldorf (2001), a partir dos dados da pesquisa nacional de mobilidade individual dos Estados Unidos (*Nationwide Personal Transportation Survey*), além do gênero, a etnia também apresenta correlação com a escolha de modo de transporte, ao verificar que brancos e hispânicos são menos dependentes do transporte público e da caminhada para se locomoverem que os afro-americanos.

Quanto à idade, Cui, Loo e Lin (2017) destacam que os diferentes grupos etários nos quais os adultos mais velhos se subdividem utilizam diferentes modos de transporte. Enquanto os idosos com idade entre 75 e 84 anos utilizam os automóveis frequentemente, aqueles acima de 85 anos escolhem a caminhada ou a carona devido à dificuldade de dirigir. Alsnih e Hensher (2003) observam que os adultos entre 65 e 75 anos apresentam padrões de viagens muito próximos daqueles entre 18 e 59 anos, cuja caminhada é preferida para as viagens inferiores a 500 metros, e o automóvel é mais utilizado para viagens mais distantes.

Em relação ao nível de escolaridade, idosos com maior grau de educação tendem a realizar mais viagens sociais que os demais (van den Berg, Arentze e Timmermans, 2011). Por sua vez, a posse de automóveis e uma licença para dirigir são determinantes para a escolha do automóvel em qualquer idade (Mercado e Páez, 2009). Similarmente, Moniruzzaman *et al.* (2013) apontam que possuir uma licença para dirigir diminui significativamente a propensão dos adultos mais velhos à caminhada.

Eventos marcantes ao longo da vida, como a aposentadoria, também são apontados como um aspecto relevante na escolha da caminhada. O'Hern e Oxley (2015) constataram que o número de viagens realizadas por modos ativos por esses indivíduos é menor devido à ausência de atividade econômica, quando comparado ao grupo etário mais novo. van den Berg, Arentze e Timmermans (2011) afirmam que os adultos mais velhos realizam menos viagens à trabalho quando comparados à população mais jovem, e que para os idosos a caminhada apresenta uma correlação positiva com a participação de atividades em grupos sociais.

A estrutura familiar e a rede de relacionamentos também desempenham papel importante nesse fenômeno. De acordo com Nordbakke (2013), residir com um(a) companheiro(a) tem correlação positiva com maior realização de viagens. Para Moniruzzaman *et al.* (2013), indivíduos que vivem com o parceiro(a), ou com outras pessoas da mesma família, tendem a utilizar menos o transporte público, ou a caminhar menos. De acordo com Banister e Bowling (2004), adultos mais velhos que se encontram mais vezes com familiares que não residem no mesmo domicílio ou com amigos, relatam maior qualidade de vida que aqueles que não o fazem.

O estudo do ambiente construído pode ser dividido em fatores micro e macroespaciais. Segundo Zandieh *et al.* (2016), os fatores micro espaciais incluem segurança, infraestrutura para pedestres e estética da vizinhança, características que definiriam as rotas de caminhada na vizinhança, enquanto os fatores macroespaciais são aqueles que contemplam atributos como a densidade residencial, tipos de uso do solo e conectividade de vias mensurados em uma escala compatível com o nível de agregação admitido que definem a estrutura de uma vizinhança.

A literatura que trata do comportamento de idosos em viagens é, majoritariamente, proveniente de países do Norte Global como Estados Unidos (Cao, Handy e Mokhtarian, 2006), Canadá (Mercado e Páez, 2009; Moniruzzaman *et al.*, 2013), Noruega (Hjorthol, Levin e Siren, 2010; Nordbakke, 2013), Reino Unido (Banister e Bowling, 2004), Holanda (Borst *et al.*, 2009; van den Berg, Arentze e Timmermans, 2011) e Austrália (Alsnih e Hensher, 2003).

No Brasil, esse interesse tem crescido gradativamente. Salvador, Reis e Florindo (2009) analisaram a associação da percepção de ambiente com a prática de caminhada como forma de deslocamento pelos idosos no distrito de Ermelino Matarazzo, no município de São Paulo. Os autores identificaram que a percepção de segurança ao caminhar à noite e a presença de campos de futebol foram significantes para os homens, enquanto a presença de iluminação noturna pública foi significativa para as mulheres. Uma pesquisa realizada em Florianópolis, Santa Catarina, analisou a percepção entre o ambiente construído e a opção por transporte ativo em um grupo de idosos. Os resultados indicaram que uma má percepção dos fatores microespaciais da vizinhança está associada a níveis menores de caminhada ou uso de bicicleta (Corseuil *et al.*, 2011).

2.2. Modelos para análise do comportamento de viagens a pé

Porta e Renne (2005) propuseram um índice que contempla dois indicadores relacionados à estrutura urbana e às vias, sendo que o primeiro viabiliza a análise dos bairros quanto à sustentabilidade, equidade e cuidados com o meio ambiente, e o segundo permite a decomposição dos componentes que refletem quão convidativa é uma rua. Segundo Manaugh e El-Geneidy (2011), as medidas dos índices de caminhabilidade variam conforme o propósito da viagem e as características socioeconômicas do indivíduo.

Considerando que a caminhabilidade mede quão convidativa é uma determinada área para que o indivíduo possa acessar diferentes partes da cidade utilizando modos ativos, Vegi *et al.* (2020) propuseram um índice de caminhabilidade baseado no Sistema de Informação Geográfica (SIG) e em dados de livre acesso, e o relacionaram com a incapacidade funcional em idosos. Regiões com os piores valores de índice de caminhabilidade estavam associadas aos maiores níveis de incapacidade funcional.

O fenômeno da caminhada também é estudado pela aplicação de diversos modelos econômicos. Nos trabalhos conduzidos por van den Berg, Arentze e Timmermans (2011) e van den Berg, Sharmeen e Weijs-Perrée (2017) observa-se a aplicação de modelos binomiais negativos com a finalidade de analisar os fatores que influenciam a frequência de caminhada dentro do bairro e a frequência de interações sociais que afetam os padrões de deslocamento dos indivíduos, particularmente os idosos.

Para elaborar perguntas de pesquisa mais complexas que considerem o aninhamento dos dados, Fávero e Belfiore (2017) sustentam que modelos econômicos multiníveis permitem a identificação e análise das heterogeneidades entre indivíduos e entre os grupos a que pertencem. Gao *et al.* (2019) aplicaram esse tipo de modelo para analisar diferenças no impacto de eventos importantes ao longo da vida, como mudança, nascimento de um bebê e aposentadoria, por exemplo, tanto individualmente a cada membro da família, mas também entre famílias. Yang *et al.* (2019), por sua vez, procuraram associar tempo de caminhada entre indivíduos e bairros de Hong Kong ao nível de vegetação da vizinhança.

Mercado e Páez (2009) compararam o peso da influência de fatores socioeconômicos e do ambiente construído nas distâncias percorridas entre diferentes grupos de indivíduos de acordo com os modos de transporte utilizados, com particular interesse em relação aos idosos. Zhao e Wan (2020), com base nos construtos da Teoria do Comportamento Planejado, realizaram uma análise multinível sobre como o comportamento das viagens a pé é afetado pelas preferências e atitudes individuais, assim como as características do ambiente construído em diferentes bairros de Pequim. Boakye-Dankwa *et al.* (2019) utilizaram um modelo multinível de

contagem inflacionado de zeros para comparar o comportamento de caminhada e da percepção de acesso à destinos na vizinhança entre as cidades de Brisbane, Austrália, e Hong Kong, China. No que diz respeito ao Sul Global, identificou-se ainda o trabalho de Gómez *et al.* (2010), em que se aplica um modelo multinível para dados em painel em Bogotá, Colômbia, a fim de compreender a influência do ambiente construído no tempo de caminhada de adultos mais velhos.

Tendo em vista a escassez de estudos envolvendo o fenômeno da caminhada particularmente à população adulta mais velha no Sul Global, buscou-se aplicar nesta pesquisa modelos que permitam identificar simultaneamente os fatores que afetam a decisão pela caminhada e os fatores que influenciam sua intensidade. Dessa maneira, possibilita a ampliação da discussão sobre o tema no contexto brasileiro, cada vez mais relevante à medida que a população do país envelhece, destacando-se os fatores sujeitos à possíveis intervenções pelo poder público.

3. DADOS E MÉTODO

Esta seção apresenta a descrição do banco de dados, o método utilizado para calcular o índice de caminhabilidade e, por fim, discute os modelos utilizados para analisar os fatores que afetam o tempo de caminhada semanal de adultos mais velhos em áreas urbanas.

Foram utilizados os dados do Estudo Longitudinal da Saúde dos Idosos Brasileiros (ELSI-Brasil) (FIOCRUZ, 2015) em que foram entrevistados 9.412 indivíduos com mais de 50 anos em mais de 70 municípios brasileiros no período entre 2015 e 2016, separados em grupos com diferentes estratos populacionais nas cinco macrorregiões brasileiras (Lima-Costa *et al.*, 2018). O referido questionário coletou informações que viabilizaram caracterizar a amostra quanto aos aspectos socioeconômicos, psicológicos e de saúde. Dado o número elevado de perguntas apresentadas no questionário, sugere-se ao leitor consultar o trabalho de Lima-Costa *et al.* (2018) para maiores detalhes.

3.1. Banco de dados

A fim de analisar o fenômeno da caminhada dos adultos mais velhos, considerou-se como variável dependente a quantidade de minutos semanal de caminhada, seja como forma de deslocamento, de lazer ou atividade física, para indivíduos que vivem em áreas urbanas. Essa variável é o resultado da ponderação da frequência semanal de caminhada (número de ocorrências por semana) pela quantidade de minutos diários dessas caminhadas ao longo da semana anterior à entrevista, resultando em uma variável expressa em minutos por semana (min/semana).

Embora a variável tempo seja essencialmente contínua, ressalta-se que nesse caso o tempo foi declarado pelo entrevistado, sendo registrados valores médios, que correspondem a números inteiros e intervalados (tipicamente múltiplos de 5 minutos), o que possibilita admitir a variável quantidade de minutos semanal de caminhada como discreta. Essa ponderação permite englobar, dessa forma, tanto os casos de indivíduos com alta frequência semanal de caminhadas, mas de curta duração diária (por exemplo, 10 minutos em média de caminhada por dia, 5 dias por semana), como também indivíduos com baixa frequência semanal de caminhada, mas de longa duração diária (por exemplo, 60 minutos de caminhada, duas vezes por semana). Dessa maneira, admite-se que a variável de tempo semanal de caminhada reflète de maneira mais adequada o fenômeno observado.

A ponderação resulta na quantidade de minutos de caminhada por semana para cada indivíduo, caracterizando uma contagem e não uma variável contínua de tempo. Dessa forma, é possível estabelecer uma variável dependente aleatória cuja distribuição corresponde ao número

de vezes (contagem de minutos) que um evento (caminhada) ocorre a uma dada exposição (durante a semana), adequando-se, portanto, a um modelo de regressão binomial negativo. A Figura 1 apresenta a distribuição da variável dependente para a amostra, compatível com o modelo estabelecido. Cabe salientar que esta estratégia de modelagem do tempo de caminhada semanal é similar à utilizada por Boakye-Dankwa *et al.* (2019), que aplica um modelo binomial negativo inflacionado de zeros à variável análoga quanto ao tempo para a comparação do comportamento de viagens a pé entre moradores idosos das cidades de Brisbane (Austrália) e Hong Kong (China).

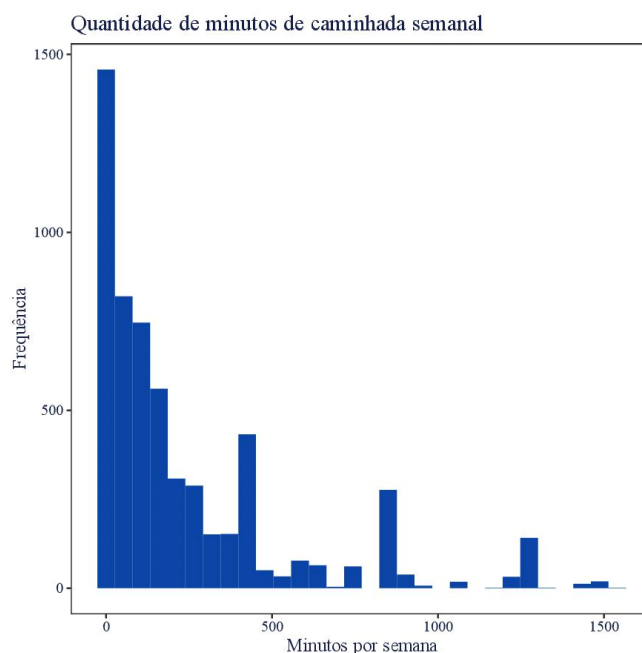


Figura 1. Histograma da quantidade de minutos de caminhada semanalmente

Para fins de modelagem foram excluídas do banco de dados as observações cujas respostas foram “não souberam”, “não responderam” ou com valores faltantes para as variáveis utilizadas. Para eliminar possíveis *outliers* existentes na variável dependente, utilizou-se o intervalo interquartil medido pelo *boxplot* com limite crítico superior igual a três (3° quartil + $3 * \text{Intervalo Interquartilico (IQR)}$). A fim de evitar perda significativa de observações definiu-se o limite crítico igual a três ao invés do valor 1,5 que é comumente utilizado, resultando na exclusão das observações com valores de quantidade de minutos semanal maiores que 1.590 min/semana. Consequentemente, das 7.935 observações registradas em áreas urbanas, foram utilizadas 5.749 na aplicação do modelo, equivalente a 72,45% do total de observações em áreas urbanas. A distribuição da variável (Figura 1) possui média igual a $\bar{x} = 237,41$, desvio-padrão igual a $\sigma = 308,24$ e valores máximo e mínimo iguais a 1.540 min e 0 min, respectivamente.

As variáveis explicativas foram divididas em quatro blocos que são apresentados na sequência, com suas respectivas frequências, no caso das variáveis qualitativas, e médias e desvios padrões apresentados em parênteses para variáveis quantitativas. O primeiro bloco diz respeito às variáveis socioeconômicas dos indivíduos:

- sexo (SEX), masculino (referência) e feminino (45%);
- idade discretizada em três categorias, de 50 a 64 anos (AGE_0 , referência), entre 65 e 80 anos (AGE_1 , 32%) e a partir de 80 anos (AGE_2 , 8%);

- escolaridade dada pelo total de anos de estudo, discretizada em três categorias, menos de 4 anos (ESC_0 , referência), entre 5 e 8 anos (ESC_1 , 31%) e mais de 8 anos (ESC_2 , 39%);
- estado civil em duas categorias, não casado (referência) e casado (CAS, 58%);
- raça em duas categorias, branco (referência) e não branco (RACA, 57%);
- taxa domiciliar de automóveis (TAXAUTO, $\bar{x} = 0,20$ e $\sigma = 0,30$), dada pela razão entre o número de automóveis do domicílio e quantidade de pessoas que moram no domicílio;
- composição do domicílio em três categorias, composta por apenas uma pessoa (FAM_0 , referência), composta por duas pessoas (FAM_1 , 32%) e composta por 3 ou mais pessoas (FAM_2 , 55%);
- por fim, se o indivíduo é aposentado, em duas categorias, não aposentado (referência) e aposentado (APOS, 56%).

O segundo bloco de variáveis diz respeito à percepção dos indivíduos acerca da sua vizinhança. Foram selecionadas as variáveis:

- presença de lixo, entulho, mato alto nas ruas, passeio público ou nos lotes vagos (ENT, 39%) em duas categorias, sim e não (referência);
- medo de cair por defeito nos passeios públicos (MEDOPASS, 54%) em duas categorias, sim e não (referência);
- dificuldade de atravessar a rua (DIFAT, 46%) em duas categorias, sim e não (referência);
- presença de feiras e/ou mercados no bairro (MERC, 77%) em duas categorias, sim e não (referência);
- segurança pública do entorno, em três categorias, muito segura (SEG_0 , referência), segura (SEG_1 , 56%) e insegura (SEG_2 , 39%);
- se o bairro é bom para se viver, em três categorias, não ($BAIRRO_0$, referência), mais ou menos ($BAIRRO_1$, 20%), sim ($BAIRRO_2$, 77%);
- e, por fim, se o bairro é agradável para caminhar, em três categorias, não ($AGRAD_0$, referência), mais ou menos ($AGRAD_1$, 13%) e sim ($AGRAD_2$, 60%).

O terceiro bloco de variáveis é concernente às redes de relacionamento que o indivíduo possui. Nesse caso, foram consideradas as variáveis:

- se o indivíduo possui filhos que não moram na mesma unidade familiar (FILHOS, 77%);
- se o indivíduo possui parentes que não moram na mesma unidade familiar (PARENTES, 97%);
- e se possui amigos (AMIGOS, 88%).

O último bloco de variáveis refere-se à realização de atividades:

- se o indivíduo tem trabalho remunerado (TRAB, 31%);
- e se participa de algum curso (CURSO, 3%).

A categoria “Não” foi considerada de referência para todas as variáveis dos blocos três e quatro.

Adicionalmente, para o modelo inflacionado de zeros, calculado pelo modelo Logit, foram utilizadas, além das variáveis socioeconômicas, duas variáveis associadas à capacidade de caminhada dos idosos. Ambas as variáveis possuem quatro categorias: 0 (zero), não têm dificuldade (referência); 1 (um), pequena dificuldade; 2 (dois), grande dificuldade; e 3 (três)

não conseguem caminhar por 100 metros e 1 km, denominadas $DCAM100_0$, $DCAM100_1$ (6%), $DCAM100_2$ (7%), $DCAM100_3$ (5%) e $DCAM1_0$, $DCAM1_1$ (8%), $DCAM1_2$ (11%), $DCAM1_3$ (14%), respectivamente.

3.2. Índice de caminhabilidade

Além das variáveis sociodemográficas, calculou-se o índice de caminhabilidade proposto por Vegi *et al.* (2020) para analisar a influência dos fatores espaciais no comportamento de caminhada dos adultos mais velhos em diferentes municípios e regiões do país. A principal vantagem deste índice é que este se vale de dados coletados no censo demográfico de 2010, o que possibilita sua aplicação em todos os municípios participantes da pesquisa.

A partir dos dados do cadastro nacional de endereços para fins estatísticos (IBGE, 2013), um subproduto do Censo 2010, foram estimadas a densidade residencial (quantidade de domicílios urbanos dividida pela quantidade de quilômetros de vias), densidade comercial (quantidade de estabelecimentos urbanos dividida pela quantidade de quilômetros de vias), porcentagem de iluminação pública (quantidade de domicílios urbanos com acesso a postes de iluminação pública dividida pela quantidade de domicílios urbanos), porcentagem de presença de calçadas (quantidade de domicílios urbanos com calçada dividida pela quantidade de domicílios urbanos) e densidade de interseções (quantidade de quilômetros de vias dividida pela quantidade de interseções). Para obter a quantidade de quilômetros de vias foi utilizada a biblioteca OSMNx (Boeing, 2017) em linguagem de programação Python.

Apesar de o método proposto por Vegi *et al.* (2020) considerar apenas vias urbanas como adequadas para caminhada, todas as vias dentro do limite dos municípios foram consideradas indistintamente neste trabalho, uma vez que trechos urbanos de rodovias estaduais e federais muitas vezes fazem parte do sistema viário dos municípios de pequeno porte, inclusive com grande concentração de comércio e serviços.

Cada estatística foi calculada para todos os municípios para serem agregadas por região e por estrato, de maneira que um valor médio fosse obtido para cada nível. A partir desses valores médios, foram obtidos os *z-scores* de cada estatística, para que eventuais arbitrariedades fossem removidas. Para obter o índice de caminhabilidade, o valor dos *z-scores* para cada nível foi somado.

3.3. Métodos para identificação de heterogeneidades entre grupos

São propostos dois modelos para análise do tempo de caminhada semanal de adultos mais velhos: regressão binomial negativo inflacionado de zeros e regressão binomial negativo inflacionado de zeros multinível.

3.3.1. Modelos Lineares Generalizados

A variável dependente utilizada neste trabalho apresenta valores inteiros e positivos a uma dada exposição (minutos por semana). Assim, a utilização de modelos de regressão linear não é recomendada, uma vez que os dados não atendem aos pressupostos necessários para sua estimação. Para estes casos, dados típicos de contagem, são mais utilizados os modelos de regressão de Poisson e Binomial Negativo (do inglês *Negative Binomial*, *NB*) que pertencem à família de modelos denominada de modelos lineares generalizados (do inglês *Generalized Linear Models*, *GLM*). Este último é uma generalização do modelo Poisson, e contempla diferenças de mé-

dia e variância (superdispersão) da variável dependente, relaxando o pressuposto de equidispersão presente no modelo Poisson (Cameron e Trivedi, 2009).

O modelo *NB* inflacionado de zeros (*Zero Inflated Negative Binomial, ZINB*), por sua vez, foi proposto para considerar o número excessivo de zeros nos dados (Garay et al., 2011), originados por diferentes processos geradores, que podem ser denominados zeros estruturais (o evento de fato não ocorre), ou zeros amostrais, em que o dado ocorre a uma dada taxa de ocorrência. Este modelo é uma mistura entre uma distribuição Poisson/Poisson-Gama para os dados de contagem, e uma distribuição de Bernoulli para os dados binários, que determina a probabilidade de a observação ser um zero estrutural ou amostral.

Dois testes são realizados para determinação do modelo mais apropriado a ser estimado em termos da distribuição Poisson ou Poisson-Gama, e do modelo inflacionado de zeros. O primeiro verifica a existência de superdispersão nos dados através do teste baseado em regressão de Cameron e Trivedi (1990). Caso o resultado do teste seja significativo, é possível afirmar que há superdispersão nos dados, indicando que o modelo *NB* é mais recomendado.

O segundo é utilizado para avaliar o melhor ajuste entre o modelo inflacionado de zeros e o modelo não inflacionado, proposto por Vuong (1989), que analisa o ajuste de modelos não aninhados com base na diferença da log-verossimilhança de cada observação dos modelos estimados. A fim de considerar a diferença na quantidade de parâmetros em cada modelo utilizou-se o teste corrigido de Vuong pelo Critério de Informação de Akaike (AIC) (Desmarais e Harden, 2013; Vuong, 1989).

3.3.2. Modelos Lineares Mistos Generalizados

Outra família de modelos econométricos denominada Modelos Lineares Mistos Generalizados (*Generalized Linear Mixed Models, GLMM*) foi desenvolvida para controlar efeitos de aninhamento dos dados ou medidas repetidas. Essa família de modelos também recebe o nome de modelos multiníveis, modelos de coeficientes aleatórios, modelos aninhados ou modelos hierárquicos (Fávero et al., 2021). Seu objetivo principal é considerar a existência de correlações individuais (em caso medidas repetidas) ou heterogeneidades entre observações em diferentes contextos, podendo ser geográfico, social, econômico, entre outros, a depender do contexto de pesquisa. Rabe-Hesketh e Skrondal (2006) apresentam e discutem uma variedade de modelos mistos, incluindo modelos para dados de contagem.

Assim como no caso de modelos *GLM*, a aplicação de modelos da família *GLMM* que consideram o inflacionamento de zeros nos dados é escassa (Fávero et al., 2021). Por limitação de espaço não são apresentadas as formulações dos modelos *NB* e *ZINB*, mas o leitor pode encontrar mais detalhes em Greene (2012). A Equação (1) e a Equação (2) apresentam o modelo multinível binomial negativo inflacionado de zeros (doravante, *Multilevel Zero Inflated Negative Binomial, ZINBM*) de dois níveis, no qual o primeiro nível refere-se às observações i ($i = 1, \dots, n$) e o segundo nível às diferentes unidades de agrupamento j ($j = 1, \dots, J$) representando o aninhamento dos dados (Fávero et al., 2021).

$$\ln\left(\frac{p_{logit_{ij}}}{1-p_{logit_{ij}}}\right) = \mathbf{Z}_{ij}^T \delta + \tau_j, \delta = \mathbf{G}_j^T \alpha \quad (1)$$

$$\ln(\lambda_{ij}) = \mathbf{X}_{ij}^T \pi + v_j, \pi = \mathbf{H}_j^T \beta \quad (2)$$

em que λ_{ij} é a taxa de ocorrência de contagem (quantidade de minutos de caminhada semanal); p_{logit} é a probabilidade de ocorrência de contagem igual a zero, dada por um modelo Logit binário; \mathbf{Z} e \mathbf{X} representam matrizes de variáveis explicativas dos níveis i e j para os componentes

de zero e dados de contagem respectivamente; G_j e H_j são matrizes que representam variáveis explicativas que variam no segundo nível j ; δ é a matriz de coeficientes associados à componente do modelo Logit; π é a matriz de coeficientes associados à componente do modelo de contagem; α e β são as matrizes de coeficientes correspondentes as diferenças no segundo nível (j) nos modelos de contagem e inflacionado de zeros, respectivamente, devido às variáveis independentes desse nível; e τ_j e v_j representam as variações aleatórias no segundo nível, ou seja, a heterogeneidade entre os diferentes grupos, sendo esses efeitos tanto de intercepto como de inclinação. Para tais efeitos, assume-se uma distribuição normal com média zero e variâncias $\sigma_v^2 I_j$ e $\sigma_\tau^2 I_j$ (onde I_j representa uma matriz identidade $j \times j$) para o modelo de contagem e zero inflacionado, respectivamente. Possíveis correlações entre os termos aleatórios são desconsideradas.

Com este modelo é possível identificar a existência de heterogeneidades em diferentes níveis de agrupamento, que afetam tanto a componente de zeros inflacionados como a de contagem. No contexto do levantamento de dados da ELSI – Brasil, os indivíduos são agrupados de acordo com o estrato populacional em que vivem (estrato 1: ≤ 26.700 habitantes; estrato 2: 26.701 – 135.000 habitantes; estrato 3: 135.001 – 750.000 habitantes; estrato 4: > 750.000 habitantes) e sua respectiva macrorregião (Norte, Nordeste, Centro-Oeste, Sudeste e Sul), totalizando 20 grupos. A Figura 2 apresenta o *boxplot* com os tempos médios de caminhada semanal por estrato e por região, sendo possível observar que existem diferenças entre as regiões e entre estratos da mesma região

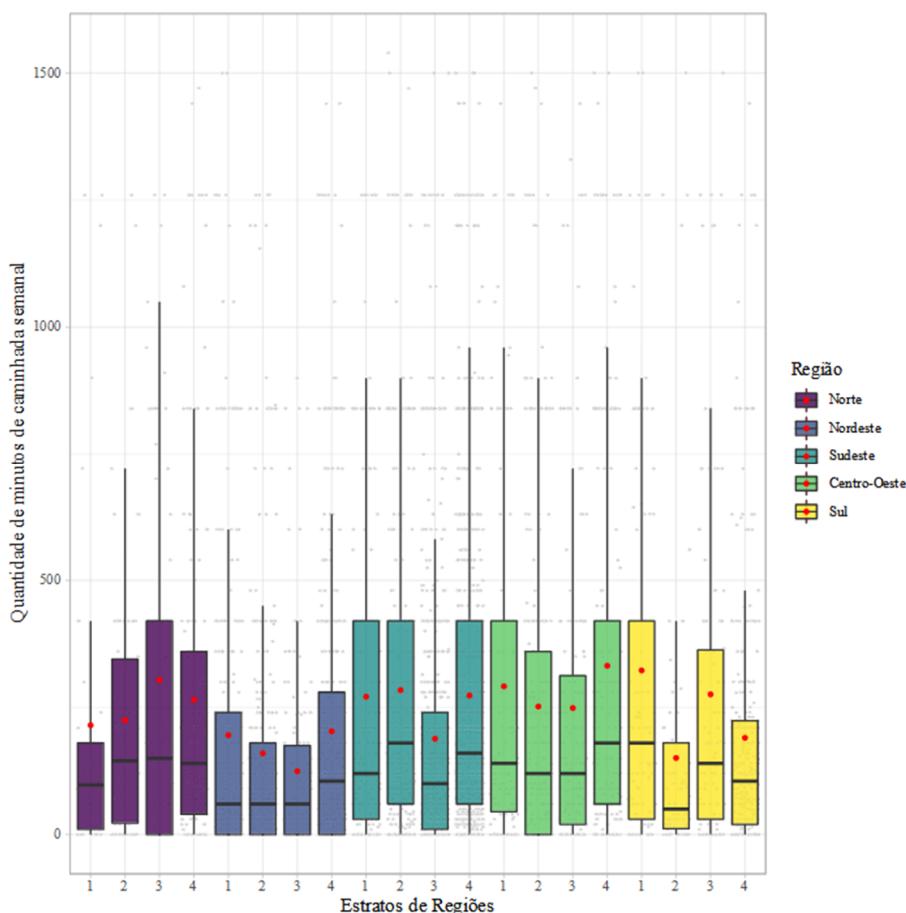


Figura 2. *Boxplot* da quantidade de minutos de caminhada semanal por estrato populacional e macrorregião brasileira

O processo de modelagem deu-se pela aplicação dos testes para verificação de superdispersão e de Vuong. Para a estimação do modelo *ZINBM* considerou-se um efeito aleatório por vez, começando pelos efeitos de intercepto, ou seja, diferenças entre grupos na média de tempo de caminhada semanal (intercepto do modelo de contagem, $Var_{Constante_{NB}}$) e na média de probabilidade de indivíduos não caminharem (intercepto do modelo Logit, $Var_{Constante_{ZI}}$), e, na sequência, os efeitos aleatórios de inclinação (efeitos aleatórios das variáveis independentes). Neste trabalho, apenas a variável sexo é utilizada para estimação de efeitos aleatórios de inclinação (Var_{Sexo}) com o objetivo de indicar se afeta o tempo de caminhada nos estratos populacionais entre diferentes macrorregiões brasileiras de maneira heterogênea. A significância dos efeitos aleatórios foi caracterizada pelo teste de razão de verossimilhança (Fávero *et al.*, 2021; Greene, 2012).

O modelo foi estimado pelo método de maximização da verossimilhança por suas respectivas funções de log-verossimilhança (Fávero *et al.*, 2021). Todos os procedimentos foram realizados utilizando-se o pacote estatístico R (R Core Team, 2019); o teste de superdispersão foi estimado pelo pacote *overdisp* (Souza *et al.*, 2020), o teste de Vuong e os modelos *NB* e *ZINB* pelo pacote *pscl* (Jackman, 2020; Zeileis, Kleiber e Jackman, 2008); e o modelo *ZINBM* foi estimado pelo pacote *glmmTMB* (Brooks *et al.*, 2017).

4. RESULTADOS

A Tabela 1 apresenta o resultado dos modelos estimados e seus respectivos parâmetros a partir da amostra com 5.749 observações, das quais 1.257 são zeros (21,86%), além dos resultados dos testes utilizados. O teste para avaliação de superdispersão de Cameron e Trivedi (1990) e o teste de Vuong (1989) para comparação do modelo *NB* e *ZINB* são apresentados ao final da Tabela 1. O valor do escore *t* para o teste de superdispersão indica que a média dos dados é diferente da variância ao nível de confiança de 95%, indicando a preferência pelo modelo *NB*. O resultado do segundo teste (Teste de Vuong, AIC-corrigido) é significativo a 5% de confiança, indicando o melhor ajuste do modelo *ZINB* em relação ao modelo *NB*.

Ainda pela Tabela 1, observa-se que o modelo que considera efeitos aleatórios apresenta desempenho melhor que o modelo *ZINB* em termos de log-verossimilhança, resultado esse confirmado pelo teste de razão de verossimilhança (LRT). Cabe destacar que testes de razão de verossimilhança foram calculados para cada efeito aleatório, assim, todos os efeitos são significativos a 5% de confiança. Esse resultado indica a importância da caracterização de efeitos aleatórios na análise de comportamentos relacionados a viagens quando os dados apresentam estruturas aninhadas, como no caso desta pesquisa.

4.1. Componente *NB*

O resultado significativo do efeito de intercepto aleatório ($Var_{Constante}$) do modelo de contagem indica que os indivíduos têm, em média, diferentes tempos de caminhada semanal em diferentes estratos dentro da mesma macrorregião e para estratos de macrorregiões diferentes. Com relação ao bloco das variáveis socioeconômicas, observa-se que apenas as variáveis AGE_1 e ESC_2 são significativas em ambos os modelos. Os resultados indicam que pertencer às categorias AGE_1 e ESC_2 aumentam a taxa de caminhada de adultos mais velhos em relação às suas respectivas categorias de referência, ao nível de confiança de 90% e 95% respectivamente em ambos os modelos.

Tabela 1 – Resultado dos parâmetros estimados dos modelos ZINB e ZINBM

Categoria	Variável	ZINB	ZINBM	
	Constante	5,6886 (36,18)**	5,6169 (34,43)**	
	AGE ₁	0,0638 (1,67)*	0,0733 (1,92)*	
	AGE ₂	-0,0120 (-0,18)	0,0040 (0,06)	
	SEX	0,0437 (1,39)	0,0783 (1,75)*	
	ESC ₁	0,0584 (1,48)*	0,0514 (1,31)	
	ESC ₂	0,1196 (2,95)**	0,1148 (2,84)**	
	CAS	0,0035 (0,10)	0,0015 (0,04)	
	RACA	-0,0529 (-1,74)*	-0,0241 (-0,76)	
	TAXAUTO	0,0281 (0,61)	0,0196 (0,42)	
	FAM ₁	-0,0354 (-0,68)	-0,0388 (-0,75)	
	FAM ₂	-0,0387 (-0,78)	-0,0334 (-0,67)	
	APOS	-0,0142 (-0,39)	-0,0244 (-0,68)	
	Vizinhança	ENT	0,0562 (1,82)*	0,0628 (2,03)**
		SEG ₁	-0,1717 (-2,36)**	-0,1542 (-2,13)**
		SEG ₂	-0,2065 (-2,72)**	-0,1778 (-2,35)**
MEDOPASS		-0,0786 (-2,43)**	-0,0736 (-2,27)**	
DIFAT		-0,0651 (-2,01)*	-0,0671 (-2,06)**	
BAIRRO ₁		0,2085 (2,30)**	0,2134 (2,36)**	
BAIRRO ₂		0,1641 (1,88)*	0,1645 (1,88)*	
AGRAD ₁		-0,0104 (-0,21)	-0,0226 (-0,46)	
AGRAD ₂		0,0109 (0,30)	0,0096 (0,27)	
MERC		0,0902 (2,50)**	0,0943 (2,61)**	
Redes pessoais	FILHOS	-0,0443 (-1,26)	-0,0454 (-1,29)	
	PARENTES	-0,1235 (-1,41)	-0,0762 (-0,87)	
	AMIGOS	0,0778 (1,66)*	0,0650 (1,39)	
Atividades	CURSO	0,1630 (2,14)**	0,1712 (2,26)**	
	TRAB	0,0815 (2,36)**	0,0753 (2,19)**	
	IND _{CAM}	-0,0014 (-0,35)	0,0022 (0,19)	
	log φ	0,0700 (3,53)**	0,0921 (4,63)**	
	Var _{ConstanteNB}	-	0,0343**	
	Var _{Sexo}	-	0,0138**	
Modelo Logit	Constante	-1,7576 (-11,98)**	-1,7707 (-11,02)**	
	AGE ₁	0,1981 (2,17)**	0,2104 (2,28)**	
	AGE ₂	0,4337 (3,08)**	0,4674 (3,28)**	
	CAS	-0,2257 (-2,76)**	-0,2265 (-2,75)**	
	SEX	0,0779 (1,04)	0,0570 (0,76)	
	ESC ₁	-0,2247 (-2,52)**	-0,2143 (-2,37)**	
	ESC ₂	-0,3402 (-3,62)**	-0,3511 (-3,70)**	
	RACA	-0,0386 (-0,53)	-0,0768 (-1,01)	
	TAXAUTO	0,3149 (2,63)**	0,3818 (3,11)**	
	FAM ₁	0,3729 (2,91)**	0,3689 (2,86)**	
	FAM ₂	0,4424 (3,60)**	0,4386 (3,54)**	
	APOS	-0,2198 (-2,53)**	-0,2065 (-2,36)**	
	DCAM ₁ ₁	0,1150 (0,84)	0,0959 (0,69)	
	DCAM ₁ ₂	0,5853 (4,96)**	0,5614 (4,73)**	
	DCAM ₁ ₃	0,8466 (6,67)**	0,8071 (6,29)**	
	DCAM ₁₀₀ ₁	0,4545 (3,24)**	0,4372 (3,09)**	
	DCAM ₁₀₀ ₂	0,4634 (3,42)**	0,4587 (3,35)**	
	DCAM ₁₀₀ ₃	2,0698 (11,21)**	2,0577 (11,01)**	
	IND _{CAM}	-0,0471 (-4,89)**	-0,0257 (-1,33)	
	Var _{ConstanteZI}	-	0,0691***	
Resultados	LL _{nulo}	-33.179,23		
	LL _{final} / Nº de parâmetros/ AIC	-32.774,11/48/ 65.644,21	-32.720,31/51/ 65.542,62	
	Likelihood Ratio Test (LRT)	$\chi^2(3) = 107,59^{**}$		
	Teste de Vuong (AIC-corrigido)	9,16**		
	Teste t para superdispersão	22,31**		

Notas: * p-value < 10%; ** p-value < 5%; segundo LRT. Valor da estatística z de Wald entre parênteses.

O modelo *ZINBM* apresenta, além das variáveis citadas, apenas a variável *SEX* como estatisticamente significativa neste bloco, enquanto o modelo *ZINB* apresenta as variáveis *ESC₁* e *RACA*, todas ao nível de confiança de 90%. Além disso, pelo modelo *ZINBM*, a quantidade de minutos de caminhada semanal dos indivíduos aumenta para indivíduos do sexo feminino. Dado que o modelo *ZINBM* estima um efeito significativo de inclinação aleatória para a variável sexo no componente *NB*, é possível afirmar que indivíduos do sexo feminino têm o tempo de caminhada semanal nos diferentes estratos e nas diferentes macrorregiões brasileiras afetado em diferentes intensidades.

Com relação às variáveis de percepção do ambiente construído, representado pelo bloco de vizinhança, observa-se que ambos os modelos apresentam resultados semelhantes, tanto em relação à magnitude dos valores, quanto aos sinais e significância estatística. Neste bloco, apenas as variáveis *AGRAD₁* e *AGRAD₂* não são significativas ao nível de 95% de confiança em ambos os modelos. Diminuir a percepção de segurança (*SEG₁* e *SEG₂*), ter dificuldade de atravessar ruas (*DIFAT*) e medo de cair nos passeios (*MEDPASS*) têm efeito negativo sobre a quantidade de minutos de caminhada semanal, enquanto melhorar a percepção do quão agradável os bairros são para se viver (*BAIRRO₁* e *BAIRRO₂*), presença de mercados e feiras (*MERC*) e percepção de entulhos no entorno (*ENT*) têm correlação positiva com o tempo de caminhada.

Quanto às variáveis relacionadas às redes pessoais, ter amigos fora de casa (*AMIGOS*) é significativo apenas no modelo *ZINB*. Já no modelo *ZINBM*, nenhuma das variáveis consideradas exerce influência significativa no fenômeno da caminhada. O contrário acontece quanto às variáveis relacionadas à participação de atividades sociais ou econômicas, em que ambas *CURSO* e *TRAB* são significativas nos dois modelos a um nível de confiança de 95%, e ambas têm efeito positivo sobre o tempo de caminhada, ou seja, trabalhar ou realizar algum curso aumenta o tempo que adultos mais velhos caminham.

Por fim, a variável relacionada ao índice de caminhabilidade no nível dos estratos em diferentes regiões não apresenta resultados significativos em nenhum nível de confiança considerado, com alteração de sinais do modelo *ZINB* para o modelo *ZINBM*. Apesar de não significativa, a variável no modelo *ZINBM* apresenta o sinal esperado, dado que a melhora no índice de caminhabilidade está associada com uma melhor experiência de caminhada.

4.2. Componente Logit de zeros inflacionados

Os componentes probabilísticos do modelo Logit indicam se as variáveis aumentam ou diminuem a probabilidade de o adulto mais velho caminhar, isto é, a probabilidade de ser um zero estrutural ou amostral. Em ambos os modelos *ZINB* e *ZINBM* são observados resultados semelhantes, tanto em relação às variáveis estatisticamente significativas, todas a 95% de confiança, quanto àquelas que não se apresentaram significativas, nesse caso as variáveis *SEX*, *RACA* e *DCAM₁*. Assim, o aumento da idade (*AGE₁* e *AGE₂*), da taxa de automóveis no domicílio (*TAXAUTO*) e do número de indivíduos no domicílio (*FAM₁* e *FAM₂*) aumentam a probabilidade de não caminhar; enquanto maior escolaridade (*ESC₁* e *ESC₂*), ser casado (*CAS*) e ser aposentado (*APOS*) apresentam efeitos negativos quanto à probabilidade dos indivíduos não caminharem, ou seja, aumentam a probabilidade de indivíduos caminharem.

A exceção é a variável índice de caminhabilidade, que se mostrou significativa apenas no modelo *ZINB*. No entanto, em ambos os modelos o parâmetro apresenta sinal negativo, de acordo com as expectativas, dado que a melhora da caminhabilidade está associada à diminuição da probabilidade de pessoas mais velhas não caminharem. Além disso, o resultado do efeito de

intercepto aleatório do modelo Logit indica que os indivíduos têm, em média, diferentes probabilidades de não caminharem para diferentes estratos dentro da mesma macrorregião e para estratos de macrorregiões diferentes.

4.3. Efeitos marginais

Os resultados dos efeitos marginais das variáveis estatisticamente significativas do modelo *ZINBM* para o componente de contagem indicam o efeito percentual no valor do tempo de caminhada semanal devido ao incremento unitário da variável analisada, se for uma variável contínua, ou a mudança de categoria, no caso de variáveis categóricas, *ceteris paribus*.

Assim, indivíduos que pertencem à faixa etária entre 65 e 80 anos caminham, em média, 7,61% a mais que os indivíduos da faixa etária mais nova, entre 50 e 64 anos, assim como ser do sexo feminino também implica no aumento, em média, de 8,14% no tempo de caminhada semanal em relação a indivíduos do sexo masculino. Pessoas com tempo de estudo entre 5 e 8 anos caminham, em média, cerca de 12,17% mais tempo que aquelas com tempo de estudo menor que 4 anos.

O resultado quanto à presença de entulho nas calçadas pode parecer contraintuitivo, mas é preciso ressaltar que o modelo não indica a existência de uma relação causal entre as variáveis explicativas e a variável dependente. Uma possível explicação para esse resultado é que pessoas que caminham mais acabam percebendo mais a presença de entulhos no seu entorno.

Por outro lado, a percepção de segurança pública na vizinhança possui correlação negativa com o tempo de caminhada. Se comparada à percepção muito segura de vizinhança, os idosos que percebem seu ambiente como seguro ou inseguro caminham em média, 14,29% e 16,29% a menos, respectivamente. Da mesma maneira, uma percepção ruim de adultos mais velhos sobre a qualidade do passeio público e a dificuldade de atravessar a rua também está relacionada à redução média de 7,10% e 6,49% no tempo de caminhada semanal, respectivamente.

Além disso, a presença de mercados e/ou feiras próximas à residência aumenta em 9,89% o tempo de caminhada semanal, assim como a percepção se o bairro é medianamente bom (23,79%) ou é bom para viver (17,89%), indicando que aspectos do uso do solo e da afeição pelo bairro afetam positivamente o tempo de caminhada de adultos mais velhos em áreas urbanas.

Por fim, adultos mais velhos que participam de algum tipo de atividade também caminham mais tempo ao longo da semana que aqueles que não participam. Adultos mais velhos que têm trabalho remunerado caminham, em média, 7,82% mais tempo durante a semana que adultos que não têm trabalho remunerado, enquanto os que fazem algum tipo de curso caminham 18,67% a mais que aqueles que não fazem.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

O crescimento da população adulta mais velha é uma tendência mundial. Assim, tem aumentado o interesse na compreensão das particularidades desse grupo para que políticas de promoção de bem-estar, inclusive de planejamento de transportes, sejam melhor desenvolvidas. O presente artigo discute as análises quanto aos padrões de deslocamento urbano a pé de adultos na faixa etária acima de 50 anos e a presença de heterogeneidades em diferentes contextos urbanos no Brasil. Para isso, um modelo de regressão binomial negativo inflacionado de zeros multinível foi aplicado, cujos resultados indicam a presença de heterogeneidades entre adultos mais

velhos residentes em cidades pertencentes a diferentes estratos populacionais em diferentes macrorregiões brasileiras.

Foram analisadas variáveis socioeconômicas, de percepção da vizinhança, das redes de relacionamento do indivíduo, da realização de atividades e da capacidade de caminhada. Observou-se que a utilização do modelo *ZINBM* é preferível ao *ZINB* levando em consideração todos os blocos de variáveis.

As variáveis relacionadas à percepção do ambiente construído, como a qualidade das calçadas e a dificuldade de atravessar as ruas, assim como aspectos ligados à segurança pública e à maneira como o uso do solo é distribuído (por exemplo, pela presença de mercados na vizinhança), desempenham um papel importante na quantidade de minutos de caminhada para essa população.

Além disso, as variáveis relacionadas à participação em atividades, como cursos e trabalho, influenciam positivamente a quantidade de minutos de caminhada semanal, de modo que esta variável pode ser entendida como uma *proxy* do grau de inserção dessa população na sociedade. Pertencer à faixa etária entre 65 e 80 anos aumenta o tempo de caminhada em comparação ao grupo etário de menor idade (entre 50 e 65 anos). Isso pode ser parcialmente explicado por ser um período de transição entre a perda de capacidade física e cognitiva para dirigir ou utilizar o transporte público, ao mesmo tempo que pessoas dessa idade ainda são relativamente ativas na sociedade. Todavia, segundo o modelo Logit, à medida que a idade aumenta, há indícios de que os idosos têm menor probabilidade de caminhar, especialmente quando aumenta a dificuldade para caminhar.

Como trabalhos futuros, recomenda-se a análise do comportamento de viagens dos idosos residentes em áreas rurais para analisar suas características e identificar barreiras de acessibilidade. Caso outras edições da ELSI-Brasil sejam realizadas, sugere-se também a análise das variáveis ao longo do tempo, para que eventuais mudanças sejam identificadas, permitindo que políticas públicas direcionadas a esse grupo sejam mais bem elaboradas.

AGRADECIMENTOS

Os autores agradecem ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) pelo apoio ao financiamento da pesquisa (processos nº 132781/2019-0, 133773/2019-1, 132750/2019-8 e 309424/2018-6 para os quatro primeiros autores, respectivamente) e ao Prof. Dr. Luís Paulo Fávero pelos comentários referentes aos modelos de regressão adotados na pesquisa.

REFERÊNCIAS

- Alsnih, R. e Hensher, D. (2003) The mobility and accessibility expectations of seniors in an aging population. *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, 37(10), pp.903-916. DOI: 10.1016/S0965-8564(03)00073-9
- Banister, D. e Bowling, A. (2004) Quality of life for the elderly: the transport dimension. *Transport Policy*, 11(2), pp.105-115. DOI: 10.1016/S0967-070X(03)00052-0
- Boakye-Dankwa, E., Nathan, A., Barnett, A., Busija, L., Lee, R., Pachana, N., Turrell, G. e Cerin, E. (2019). Walking behaviour and patterns of perceived access to neighbourhood destinations in older adults from a low-density (Brisbane, Australia) and an ultra-dense city (Hong Kong, China). *Cities*, 84, pp.23-33. DOI: 10.1016/j.cities.2018.07.002
- Boeing, G. (2017) OSMnx: new methods for acquiring, constructing, analyzing, and visualizing complex street networks. *Computers, Environment and Urban Systems*, 65, pp.126-139. DOI: 10.1016/j.compenvurbsys.2017.05.004
- Borst, H., de Vries, S., Graham, J., van Dongen, J., Bakker, I. e Miedema, H. (2009) Influence of environmental street characteristics on walking route choice of elderly people. *Journal of Environmental Psychology*. 29(4), pp.477-484. DOI: 10.1016/j.jenvp.2009.08.002
- Bromberg, S., Oron-Gilad, T., Ronen, A., Borowsky, A. e Parmet, Y. (2012) The perception of pedestrians from the perspective of elderly experienced and experienced drivers. *Accident Analysis and Prevention*, 44(1), pp.48-55. DOI: 10.1016/j.aap.2010.12.028
- Brooks, M., Kristensen, K., Van Benthem, K., Magnusson, A., Berg, C., Nielsen, A., Skaug, H.; Mächler, M. e Bolker, B. (2017). glmmTMB Balances Speed and Flexibility Among Packages for Zero-inflated Generalized Linear Mixed Modeling. *The R Journal*, 9(2), pp.378-400. DOI: 10.32614/RJ-2017-066

- Cameron, A. e Trivedi, P. (1990) Regression-based tests for overdispersion in the Poisson model. *Journal of Econometrics*, 46(3), pp.347-364. DOI: 10.1016/0304-4076(90)90014-K
- Cameron, A. e Trivedi, P. (2009). *Microeconometrics using Stata* (Revised Edition). College Station, TX: Stata press
- Cao, X., Handy, S. e Mokhtarian, P. (2006) The influences of the built environment and residential self-selection on pedestrian behavior: Evidence from Austin, TX. *Transportation*, 33(1), pp.1-20. DOI: 10.1007/s11116-005-7027-2
- Cheng, L., de Vos, J., Zhao, P., Yang, M. e Witlox, F. (2020). Examining non-linear built environment effects on elderly's walking: A random forest approach. *Transportation Research Part D: Transport and Environment*, 88, 102552. DOI: 10.1016/j.trd.2020.102552
- Corseuil, M., Schneider, I., Silva, D., Costa, F., Silva, K., Borges, L. e d'Orsi, E. (2011) Perception of environmental obstacles to commuting physical activity in Brazilian elderly. *Preventive Medicine*, 53(4-5), pp.289-292. DOI: 10.1016/j.jpmed.2011.07.016
- Cui, J., Loo, B. e Lin, D. (2017) Travel behaviour and mobility needs of older adults in an ageing and car-dependent society. *International Journal of Urban Sciences*, 21(2), pp.109-128. DOI: 10.1080/12265934.2016.1262785
- Desmarais, B. e Harden, J. (2013) Testing for zero inflation in count models: Bias correction for the Vuong test. *The Stata Journal*, 13(4), pp.810-835. DOI: 10.1177/1536867X1301300408
- Ehrgott, M., Wang, J., Raith, A. e Van Houtte, C. (2012) A bi-objective cyclist route choice model. *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, 46(4), pp.652-663. DOI: 10.1016/j.tra.2011.11.015
- Fávero, L. e Belfiore, P. (2017) *Manual de análise de dados* (1ª ed.). Rio de Janeiro, Elsevier.
- Fávero, L., Hair, J., Souza, R., Albergaria, M. e Brugni, T. (2021) Zero-Inflated Generalized Linear Mixed Models: A Better Way to Understand Data Relationships. *Mathematics*, 9(10), pp.1100. DOI: 10.3390/math9101100
- FIOCRUZ (2015) ELSI Brasil: Estudo Longitudinal da Saúde dos Idosos Brasileiros. Disponível em: <<http://elsi.cpqrr.fiocruz.br/>> (acesso em 04/04/2022).
- Gao, J., Kamphuis, C., Ettema, D. e Helbich, M. (2019) Longitudinal changes in transport-related and recreational walking: The role of life events. *Transportation Research Part D: Transport and Environment*, 77, pp.243-251. DOI: 10.1016/j.trd.2019.11.006
- Garay, A., Hashimoto, E., Ortega, E. e Lachos, V. (2011) On estimation and influence diagnostics of zero-inflated negative binomial regression models. *Computational Statistics and Data Analysis*, 55, pp.1304-1318. DOI: 10.1016/j.csda.2010.09.019
- Gómez, L., Parra, D., Buchner, D., Brownson, R., Sarmiento, O., Pinzón, J., Ardila, M., Moreno, J., Serrato, M. e Lobelo, F. (2010) Built environment attributes and walking patterns among the elderly population in Bogotá. *American Journal of Preventive Medicine*, 38(6), pp.592-599. DOI: 10.1016/j.amepre.2010.02.005
- Greene, W. (2012) *Econometric Analysis* (7ª ed.). Boston, Prentice Hall.
- Guo, Y., Chan, C., Chang, Q., Liu, T. e Yip, P. (2019) Neighborhood environment and cognitive function in older adults: A multi-level analysis in Hong Kong. *Health and Place*, 58, 102146. DOI: 10.1016/j.healthplace.2019.102146
- Hjorthol, R., Levin, L. e Siren, A. (2010). Mobility in different generations of older persons: the development of daily travel in different cohorts in Denmark, Norway and Sweden. *Journal of Transport Geography*, 18(5), pp.624-633. DOI: 10.1016/j.jtrangeo.2010.03.011
- IBGE (2013) CNEFE: Cadastro nacional de endereços para fins estatísticos. Disponível em: <<https://biblioteca.ibge.gov.br/index.php/biblioteca-catalogo?id=53042&view=detalhes>> (acesso em 04/04/2022)
- Jackman, S. (2020) pscl: Classes and Methods for R Developed in the Political Science Computational Laboratory. Disponível em <<https://github.com/atahk/pscl/>> (acesso em 04/04/2022)
- Kizony, R., Schreuer, N., Rotenberg, S., Shach-Pinsly, D., Sinoff, G. e Plaut, P. (2020) Participation in out-of-home activities among older adults: The role of mobility, attitudes and travel behaviors. *Journal of Transport and Health*, 17, 100846. DOI: 10.1016/j.jth.2020.100846
- Lima-Costa, M., de Andrade, F., de Souza, P., Neri, A., Duarte, Y., Castro-Costa, E. e de Oliveira, C. (2018) The Brazilian Longitudinal Study of Aging (ELSI-Brazil): Objectives and Design. *American Journal of Epidemiology*, 187(7), pp.1345-1353. DOI: 10.1093/aje/kwx387
- Ma, J. e Goulias, K. (1999) Application of Poisson regression models to activity frequency analysis and prediction. *Transportation Research Record*, 1676(1), pp.86-94. DOI: 10.3141/1676-11
- Manaugh, K. e El-Geneidy, A. (2011) Validating walkability indices: How do different households respond to the walkability of their neighborhood? *Transportation Research Part D: Transport and Environment*, 16, pp.309-315. DOI: 10.1016/j.trd.2011.01.009
- Mercado, R. e Páez, A. (2009) Determinants of distance traveled with a focus on the elderly: a multilevel analysis in the Hamilton CMA, Canada. *Journal of Transport Geography*, 17(1), pp.65-76. DOI: 10.1016/j.jtrangeo.2008.04.012
- Moniruzzaman, M., Páez, A., Nurul Habib, K. e Morency, C. (2013) Mode use and trip length of seniors in Montreal. *Journal of Transport Geography*, 30, pp.89-99. DOI: 10.1016/j.jtrangeo.2013.03.007
- Nordbakke, S. (2013) Capabilities for mobility among urban older women: barriers, strategies and options. *Journal of Transport Geography*, 26, pp.166-174. DOI: 10.1016/j.jtrangeo.2012.10.003
- Nordbakke, S. e Schwanen, T. (2014) Well-being and Mobility: A Theoretical Framework and Literature Review Focusing on Older People. *Mobilities*, 9(1), pp.104-129. DOI: 10.1080/17450101.2013.784542
- O'Hern, S. e Oxley, J. (2015) Understanding travel patterns to support safe active transport for older adults. *Journal of Transport and Health*, 2(1), pp.79-85. DOI: 10.1016/j.jth.2014.09.016

- ONU (2019) World Population Ageing 2019. Disponível em: <<https://www.un.org/en/development/desa/population/publications/pdf/ageing/WorldPopulationAgeing2019-Report.pdf>> (acesso em 04/04/2022)
- Porta, S. e Renne, J. (2005) Linking urban design to sustainability: Formal indicators of social urban sustainability field research in Perth, Western Australia. *Urban Design International*, 10, pp.51-64. DOI: 10.1057/palgrave.udi.9000136
- R Core Team (2019) R: The R Project for Statistical Computing. Disponível em: <<https://www.r-project.org/>> (acesso em 06/07/2021)
- Rabe-Hesketh, S. e Skrondal, A. (2006) *Multilevel and longitudinal modeling using Stata* (3ª ed.). College Station, Texas: Stata Press Publication.
- Rosenbloom, S. (2006) Is the driving experience of older women changing? Safety and mobility consequences over time. *Transportation Research Record*, 1956(1), pp.127-132. DOI: 10.3141/1956-16
- Rosenbloom, S. e Waldorf, B. (2001) Older Travelers: does place or race make a difference? *Transportation Research Circular*, E-C026, 103-120. Disponível em: <http://onlinepubs.trb.org/onlinepubs/circulars/ec026/01_rosenbloom.pdf> (acesso em 06/07/2021).
- Saelens, B., Sallis, J. e Frank, L. (2003) Environmental correlates of walking and cycling: Findings from the transportation, urban design, and planning literatures. *Annals of Behavioral Medicine*, 25(2), pp.80-91. DOI: 10.1207/S15324796ABM2502_03
- Salvador, E., Reis, R e Florindo, A. (2009) A Prática De Caminhada Como Forma De Deslocamento E Sua Associação Com a Percepção Do Ambiente Em Idosos. *Revista Brasileira De Atividade Física & Saúde*, 14(3), pp.197-205. DOI: 10.12820/rbafs.v.14n3p197-205
- Souza, R., Fávero, L., Belfiore, P., Correa, H., Cameron, A. e Trivedi, P. (2020) overdisp: Overdispersion in Count Data Multiple Regression Analysis. Disponível em: <<https://cran.r-project.org/web/packages/overdisp/index.html>> (acesso em 04/04/2022).
- Su, F. e Bell, M. (2012) Travel differences by gender for older people in London. *Research in Transportation Economics*, 34(1), pp.35-38. DOI: 10.1016/j.retrec.2011.12.011
- van den Berg, P., Arentze, T. e Timmermans, H. (2011) Estimating social travel demand of senior citizens in the Netherlands. *Journal of Transport Geography*, 19(2), pp.323-331. DOI: 10.1016/j.jtrangeo.2010.03.018
- van den Berg, P., Sharmeen, F. e Weijs-Perrée, M. (2017) On the subjective quality of social Interactions: Influence of neighborhood walkability, social cohesion and mobility choices. *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, 106, pp.309-319. DOI: 10.1016/j.tra.2017.09.021
- Vegi, A., Fernandes Filho, E., Pessoa, M., Ramos, K. e Ribeiro, A. (2020) Caminhabilidade e envelhecimento saudável: Uma proposta de análise para cidades brasileiras de pequeno e médio porte. *Cad. Saúde Pública*, 36(3), pp.1-15. DOI: 10.1590/0102-311x00215218
- Vuong, Q. (1989) Likelihood Ratio Tests for Model Selection and Non-Nested Hypotheses. *Econometrica*, 57(2), pp.307-333. DOI: 10.2307/1912557
- Yang, Y., He, D., Gou, Z., Wang, R., Liu, Y. e Lu, Y. (2019) Association between street greenery and walking behavior in older adults in Hong Kong. *Sustainable Cities and Society*, 51, 101747. DOI: 10.1016/j.scs.2019.101747
- Zandieh, R., Martinez, J., Flacke, J., Jones, P. e van Maarseveen, M. (2016) Older adults' outdoor walking: inequalities in neighborhood safety, pedestrian infrastructure and aesthetics. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 13(1179). DOI: 10.3390/ijerph13121179
- Zeileis, A., Kleiber, C. e S. Jackman (2008) Regression models for count data in R. *Journal of Statistical Software*, 27(8), pp.1-25. DOI: 10.18637/jss.v027.i08
- Zhao, P. e Wan, J. (2020) Examining the effects of neighbourhood design on walking in growing megacity. *Transportation Research Part D: Transport and Environment*, 86, 102417. DOI: 10.1016/j.trd.2020.102417