



UNIVERSIDADE FEDERAL DE PERNAMBUCO
CENTRO ACADÊMICO DO AGRESTE
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

IDELÍ FERREIRA DOS SANTOS

**GÊNERO E ESTRUTURA FAMILIAR: Uma análise dos Deslocamentos Pendulares no
Brasil**

Caruaru
2024

IDELÍ FERREIRA DOS SANTOS

**GÊNERO E ESTRUTURA FAMILIAR: Uma Análise dos Deslocamentos Pendulares no
Brasil**

Dissertação de Mestrado apresentado ao
Programa de Pós-Graduação em Economia da
Universidade Federal de Pernambuco, Centro
Acadêmico do Agreste, com o requisito parcial
à obtenção do título de Mestre em Economia.
Área de concentração: Economia Regional.

Orientadora: Prof. Dr^a. Danyella Juliana Martins de Brito

Caruaru

2024

.Catalogação de Publicação na Fonte. UFPE - Biblioteca Central

Santos, Idelí Ferreira Dos.

Gênero e estrutura familiar: uma análise dos deslocamentos pendulares no Brasil / Ideli Ferreira Dos Santos. - Caruaru, 2024.

71f.: il.

Universidade Federal de Pernambuco, Centro Acadêmico do Agreste, Programa de Pós-Graduação Em Economia.

Orientação: Danyella Juliana Martins de Brito.

1. Deslocamentos pendulares; 2. Mercado de trabalho; 3. Gênero; 4. Estrutura familiar; 5. Modelos multiníveis; 6. Brasil. I. Brito, Danyella Juliana Martins de. II. Título.

UFPE-Biblioteca Central

CDD 336

IDELÍ FERREIRA DOS SANTOS

**GENÊRO E ESTRUTURA FAMILIAR: Uma Análise dos Deslocamentos Pendulares no
Brasil**

Dissertação de Mestrado apresentado ao
Programa de Pós-Graduação em Economia da
Universidade Federal de Pernambuco, Centro
Acadêmico do Agreste, com o requisito parcial
à obtenção do título de Mestre em Economia.
Área de concentração: Economia Regional.

Aprovado em: 02/05/2024

BANCA EXAMINADORA

Participação via Videoconferência

Prof.^a Dr.^a Danyella Juliana Martins de Brito (Orientadora)
Universidade Federal de Pernambuco - UFPE

Participação via Videoconferência

Prof. Dr. Klebson Humberto Lucena de Moura (Examinador Interno)
Universidade Federal de Pernambuco - UFPE

Participação via Videoconferência

Prof. Dr. Marcus Vinicius Amaral e Silva (Examinador Interno)
Universidade Federal da Paraíba – UFPE

Participação via Videoconferência

Prof. Dr. Stélio Coêlho Lombardi Filho (Examinador Externo)

AGRADECIMENTOS

Agradeço primeiramente a Deus, que possibilitou a realização dos meus objetivos ao longo de todos os meus anos de estudo.

Agradeço aos meus pais, Ivanildo e Irene, por serem a verdadeira razão de tudo, por serem fontes de inspiração, valores e dedicação, por me apoiarem, cuidarem de mim e estarem sempre presentes nos momentos em que eu precisei.

Agradeço a Mateus, meu melhor amigo e companheiro de jornada, por tornar o caminho mais leve com sua presença

A Paulo, pela paciência e cuidado em todos os momentos difíceis. Agradeço por ter permanecido ao meu lado e por tornar um momento tão desafiador mais fácil de enfrentar.

Aos meus amigos, familiares e colegas de curso, agradeço a cumplicidade demonstrada. Em especial, agradeço a Luiz Fernando, Ruth e Neto.

À minha orientadora, Prof^ª. Dr^ª. Danyella Brito, expresso meu profundo agradecimento por seu incansável encorajamento, disponibilidade em todas as situações e orientações essenciais para a concretização desta pesquisa. Agradeço por não medir esforços para elaboração e conclusão deste estudo. A sua dedicação e paixão pela pesquisa são admiráveis e me inspiram.

Aos professores do PPGECON-UFPE, meu reconhecimento pelo empenho em compartilhar conhecimento que foi fundamental para minha formação.

Aos membros da Banca Examinadora, agradeço pelas contribuições e comentários valiosos.

Por fim, a todos que direta ou indiretamente contribuíram para a realização deste trabalho, meu sincero agradecimento.

RESUMO

Os deslocamentos pendulares são importantes elementos na compreensão das dinâmicas territoriais e socioeconômicas. Tais deslocamentos estão relacionados aos movimentos cotidianos da população no território, referentes aos percursos entre o ambiente residencial e o lugar de trabalho. Deste modo, este estudo tem como objetivo analisar a natureza da mobilidade pendular por motivo de trabalho, sob a perspectiva de gênero, ponderando as características familiares. Especificamente, examina-se as diferenças entre tempo, modo de deslocamentos e distância casa-trabalho realizados por homens e mulheres, considerando como tais diferenças podem estar relacionadas à estrutura familiar e aos aspectos contextuais do município de residência. Visando atingir os objetivos propostos, adota-se modelos de regressão multinível, com base nos microdados do Censo Demográfico de 2010 e nos dados municipais do Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD). Como são abordadas dimensões diferentes do deslocamento pendular por motivo de trabalho, as estimativas são conduzidas por meio de modelos distintos a depender da tipologia da variável dependente. Assim, como o tempo de deslocamento é construído como uma variável categórica, a estimativa desta ocorre por meio de um modelo logit ordenado hierárquico. Para o modo de transporte, utiliza-se um modelo logit binário hierárquico; e para a distância, adota-se um modelo linear hierárquico. Os resultados ressaltam a importância da abordagem multinível devido à estrutura hierárquica dos dados. Há indícios de que as mulheres pendulares apresentam deslocamentos mais longos, em termos de tempo, comparativamente aos homens. Ademais, os resultados revelam que as mulheres usam menos transporte próprio em todas as tipologias de família, comparativamente aos homens na mesma situação familiar. Adicionalmente, as mulheres percorrem, em média, distâncias menores. Diferenças de gênero também são evidentes entre indivíduos em famílias monoparentais, sugerindo a influência de fatores culturais, contextuais e restrições no mercado de trabalho não completamente explicados pela hipótese de responsabilidade familiar. A literatura sugere que as diferenças de gênero nos padrões de deslocamento pendular são frequentemente atribuídas à responsabilidade familiar, com mulheres enfrentando trajetos mais curtos devido às responsabilidades domésticas. No entanto, os resultados deste estudo, usando modelos de regressão multinível, não corroboram essa hipótese. As descobertas do presente estudo têm implicações importantes para políticas públicas, sugerindo que melhorias no transporte público e infraestrutura podem reduzir os impactos negativos da desigualdade de

gênero, especialmente devido a maior dependência das mulheres do transporte público para os deslocamentos pendulares.

Palavras-chave: Deslocamentos pendulares; Mercado de trabalho; Gênero; Estrutura familiar; Modelos multiníveis; Brasil.

ABSTRACT

Commuting is an important element in understanding territorial and socioeconomic dynamics. Such commutes are related to the daily movements of the population within the territory, concerning the journeys between the residential environment and the workplace. Thus, this study aims to analyze the nature of commuting for work, from a gender perspective, considering family characteristics. Specifically, it examines the differences between time, mode of transportation, and distance between home and work undertaken by men and women, considering how such differences may be related to family structure and contextual aspects of the municipality of residence. To achieve the proposed objectives, multilevel regression models are adopted, based on microdata from the 2010 Demographic Census and municipal data from the United Nations Development Programme (UNDP). As different dimensions of commuting for work are addressed, the estimates are conducted through distinct models depending on the typology of the dependent variable. Thus, since commuting time is constructed as a categorical variable, its estimation occurs through a hierarchical ordered logit model. For the mode of transport, a hierarchical binary logit model is used; and for the distance, a hierarchical linear model is adopted. The results highlight the importance of the multilevel approach due to the hierarchical structure of the data. There are indications that women commuters have longer commutes in terms of time compared to men. Additionally, the results reveal that women use less private transport in all family types compared to men in the same family situation. Additionally, women travel, on average, shorter distances. Gender differences are also evident among individuals in single-parent families, suggesting the influence of cultural, contextual factors, and labor market constraints not completely explained by the family responsibility hypothesis. The literature suggests that gender differences in commuting patterns are often attributed to family responsibilities, with women facing shorter commutes due to domestic responsibilities. However, the results of this study, using multilevel regression models, do not support this hypothesis. The findings of this study have important implications for public policies, suggesting that improvements in public transport and infrastructure can reduce the negative impacts of gender inequality, especially due to the greater dependence of women on public transport for commuting.

Keywords: Commuting; Labor market; Gender; Family structure; Multilevel models; Brazil.

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Quadro 1 –	Variáveis explicativas examinadas nos modelos multiníveis.....	26
------------	--	----

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 –	Estatísticas descritivas.....	35
Tabela 2 –	Estatísticas descritivas das variáveis dependentes para os indivíduos pendulares, considerando separadamente todos os domicílios e as tipologias dos agregados familiares.....	36
Tabela 3 –	Distribuição dos agregados familiares e dos indivíduos pendulares intermunicipais, nas regiões metropolitanas do Brasil em 2010.....	38
Tabela 4 –	Distribuição dos indivíduos pendulares intermunicipais nos tipos de agregados familiares por tempo de deslocamento, nas regiões metropolitanas do Brasil em 2010.....	39
Tabela 5 –	Distribuição dos indivíduos pendulares intermunicipais nos tipos de agregados familiares por acesso ao transporte próprio, nas regiões metropolitanas do Brasil em 2010.....	41
Tabela 6 –	Determinantes dos deslocamentos pendulares intermunicipais, considerando as dimensões de tempo, modo de transporte e distância utilizados na mobilidade, para regiões metropolitanas do Brasil em 2010 (coeficientes e odds ratios)	44
Tabela 7 –	Determinantes dos deslocamentos pendulares intermunicipais, considerando o tempo, para regiões metropolitanas do Brasil em 2010 (coeficientes e odds ratios)	60
Tabela 8 –	Determinantes dos deslocamentos pendulares intermunicipais, considerando o modo de transporte, para regiões metropolitanas do Brasil em 2010 (coeficientes e odds ratios)	64
Tabela 9 –	Determinantes dos deslocamentos pendulares intermunicipais, considerando a distância, para regiões metropolitanas do Brasil em 2010 (coeficientes)	67
Tabela 10 –	Teste de Robustez	70

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO.....	12
2	FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA.....	16
3	ESTRATÉGIA EMPÍRICA.....	25
3.1	Fontes de dados e especificação de variáveis.....	24
3.2	Modelo empírico.....	29
4	RESULTADOS.....	35
4.1	Análise descritiva.....	35
4.2	Modelos empíricos.....	42
4.2.1	<i>Análise de regressão multinível para o tempo de deslocamento.....</i>	<i>43</i>
4.2.2	<i>Análise de regressão multinível para o modo de transporte.....</i>	<i>48</i>
4.2.3	<i>Análise de regressão multinível para a distância percorrida.....</i>	<i>50</i>
5	CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	52
	REFERÊNCIAS.....	55
	APÊNDICE A – ESPECIFICAÇÃO DE TODOS OS MODELOS, CONSIDERANDO O TEMPO, O MODO DE TRANSPORTE E A DISTÂNCIA PARA REGIÕES METROPOLITANAS DO BRASIL EM 2010.....	60

1 INTRODUÇÃO

Os deslocamentos pendulares consistem em elementos fundamentais para a compreensão das dinâmicas territoriais e socioeconômicas, na medida que permitem a apropriação do espaço, conectando os indivíduos às diferentes oportunidades, bens e recursos (Ântico, 2005; Moura; Castello Branco; Firkowski, 2005). Nesse contexto, abordar o fenômeno da mobilidade espacial da população torna-se substancial para as regiões, dado que, diante das mudanças dos processos produtivos, ao longo do tempo, a mobilidade reproduz diferentes padrões e fluxos do movimento pendular pelo mundo (Hanson, 2010; Perpetua, 2010; Lessa, 2019; Azevedo; Bezerra, 2023).

Na presente pesquisa, o movimento pendular corresponde ao deslocamento intermunicipal que os indivíduos realizam de casa para o trabalho (*commuting*), podendo ser diariamente ou não, e mensurado em termos de tempo ou espaço. Um indivíduo é caracterizado como pendular intermunicipal à medida que ele transpassa os limites territoriais do município em que reside, deslocando-se até o local do trabalho, e intrametropolitano conforme esse deslocamento é realizado nas regiões metropolitanas (Moura; Castello Branco; Firkowski, 2005; Nowotny, 2010; Jardim, 2011). As informações sobre este tipo de deslocamento permitem analisar as aglomerações urbano-regionais, a metropolização e a expansão urbana, assim como os processos de formação de centralidades e periferias urbanas, que refletem, por sua vez, desigualdades econômicas e sociais (Van Ommerem; Rietveld; Nijkamp, 1997; Clark; Huang; Withers, 2003; Pereira; Herrero, 2009).

Os deslocamentos podem ser compreendidos como um meio que permite o acesso às oportunidades distribuídas desigualmente no espaço, uma estratégia dos indivíduos e das famílias de garantirem a satisfação de necessidades básicas, como acesso ao emprego, a educação, lazer e outros afazeres cotidianos (Stamm; Staduto, 2008; Tavares; Monteiro, 2019; Pereira, *et al.*, 2020; Pereira; Braga, 2021). Nesse contexto, a mobilidade compete não apenas ao indivíduo, mas, ao indivíduo inserido em um agregado familiar interagindo com a sociedade. Assim, compreender a mobilidade pendular implica em considerar também questões sociais, culturais, do contexto geográfico e econômico e as especificidades do lugar, do tempo, das famílias e dos indivíduos (Hanson, 2010).

Nesse sentido, estudos apontam que um conjunto de particularidades individuais influenciam os padrões de deslocamento pendular (Gordon, 1989; Gordon; Richardson; Jun,

1991; Crane, 2007; Silveira Neto; Duarte; Páez, 2015). Aspectos como gênero, escolaridade, cor da pele, idade, renda, estado civil e condições no mercado de trabalho, são associados aos deslocamentos casa-trabalho (Gordon; Richardson; Jun, 1991; Ântico, 2005; Moura; Castello Branco; Firkowski, 2005; Paula Santos; Leliz, 2018).

A mobilidade é parte crucial da participação na força de trabalho para a maioria dos trabalhadores, e esta conexão, entre o deslocamento e a participação na força de trabalho, é formada por vários elementos e aspectos. Uma ampla gama de estudos reconhece que a natureza dos deslocamentos é diferente para mulheres e homens (Madden, 1981; Hanson; Johnston, 1985; Johnston-Anumonwo, 1992; McLafferty; Preston, 1997; Macdonald, 1999; Lee; McDonald, 2003; Crane, 2007; Silveira Neto; Duarte; Páez, 2015). As análises pioneiras de Madden (1981), Gordon (1989) e Gordon, Richardson e Jun (1991) revelam diferenças de gênero nos padrões de deslocamento, identificando que as jornadas casa-trabalho das mulheres são mais curtas, quando comparadas às dos homens.

Diante da existência de diferenças nos padrões de deslocamento entre homens e mulheres, surge a necessidade de explicar esse fenômeno que, por sua vez, indica a presença de possíveis restrições à mobilidade das mulheres. Uma vertente da literatura postula que as distinções de gênero nos padrões de deslocamentos pendulares resultam de diferenças na forma como homens e mulheres participam das atividades domésticas e dos cuidados com os dependentes (Crane, 2007; Silveira Neto; Duarte; Páez, 2015). De acordo com a hipótese de responsabilidade familiar, as mulheres assumem mais tarefas domésticas e mais atividades de cuidado com os filhos, comparativamente aos homens (Madden, 1981; Hanson; Johnston, 1985; Johnston-Anumonwo, 1992; McLafferty; Preston, 1997; Lee; McDonald, 2003; Crane, 2007; Olivieri; Fageda, 2021). Assim, frente às referidas demandas, a mobilidade das mulheres é reduzida, no que diz respeito ao tempo, números de viagens e distância percorrida.

Há uma diversidade de estudos que examinam os movimentos pendulares em regiões metropolitanas brasileiras específicas (Aranha, 2005; Ântico, 2005; Moura; Castello Branco; Firkowski, 2005; Brito; Souza, 2005; Pero; Stefanelli, 2015; Ramalho; Brito, 2016; Lameira; Golgher, 2021). Entretanto, no que se refere à análise dos diferenciais de gênero nos deslocamentos pendulares, poucos estudos abordam o tema considerando o contexto nacional (Silveira Neto; Duarte; Páez, 2015; Paula Santos; Leliz, 2018). Portanto, fica perceptível a relevância de pesquisas que possam ajudar a suprir essa lacuna, permitindo uma compreensão mais detalhada da desigualdade de gênero no comportamento pendular. Além disso, o exame

da relação entre deslocamentos casa-trabalho e tipologias de organização familiar representa um avanço em relação à literatura nacional existente.

A partir do estudo dessa relação, é possível que se obtenha uma perspectiva mais clara de como os deslocamentos pendulares estão associados à conjuntura familiar e aos papéis de gênero que cada indivíduo exerce no domicílio, frente aos aspectos culturais e normativos presentes nos lares das regiões metropolitanas de um país em desenvolvimento, ampliando assim o conhecimento para além dos países desenvolvidos, onde a maior parte das pesquisas sobre o tema está concentrada (Crane, 2007; Silveira Neto; Duarte; Páez, 2015; Fan, 2017). Além disso, compreender em que medida as características do agregado familiar alteram os padrões de deslocamento pendular é importante para identificar quais tipologias familiares apresentam maiores disparidades nesse comportamento. Essa compreensão é uma contribuição fundamental para o debate sobre a implementação de políticas públicas que promovam maior infraestrutura de transporte e serviços de apoio familiar para os indivíduos que fazem parte das tipologias familiares que apresentam maiores discrepâncias no comportamento pendular.

Dessa forma, a presente pesquisa analisa a influência de variáveis individuais, familiares e municipais nos padrões de deslocamentos pendulares nas regiões metropolitanas brasileiras, sob a perspectiva de gênero. Especificamente, seguindo Olivieri e Fageda (2021), busca-se investigar se existem diferenças entre tempo, modo de deslocamento e distância casa-trabalho realizado por homens e mulheres, e como essas diferenças podem estar relacionadas à estrutura familiar e aos papéis sociais atribuídos ao gênero. Vale destacar que o principal diferencial do presente estudo está na busca por uma análise detalhada da interação entre gênero e conjuntura familiar, enquanto a literatura anterior que investiga a mobilidade pendular tende a se concentrar em apenas uma dessas questões isoladamente (Madden, 1981; Mclafferty; Preston, 1996; Crane, 2007; Silveira Neto; Duarte; Páez, 2015; Kawabata; Abe, 2018; Liu; Su, 2020).

Visando atingir o objetivo proposto, adota-se uma metodologia baseada em modelos de regressão multinível, também conhecidos como modelos de regressão hierárquicos, considerando no primeiro nível características individuais e familiares, e no segundo nível aspectos contextuais dos municípios de residência. A escolha de empregar modelos multiníveis é fundamentada na consideração da estrutura hierárquica dos dados, buscando ponderar sua heterogeneidade espacial. Nesse contexto, a abordagem multinível empregada parte do pressuposto de que os indivíduos dentro de um determinado município compartilham certas características em comum, e que esses atributos diferem daqueles residentes em outros

municípios. Os modelos multiníveis permitem a modelagem conjunta de diferentes níveis de observação, ponderando como as variáveis medidas em um nível influenciam as relações em outro nível (Raudenbush; Bryk, 2002).

Como são abordadas dimensões diferentes do deslocamento pendular – a citar, tempo, modo de deslocamento e distância –, as estimações são conduzidas por meio de modelos distintos, a depender da variável explicada. Especificamente, como o tempo de deslocamento é tratado como uma variável categórica no presente estudo, a estimação desta é realizada por meio de um modelo logit ordenado hierárquico. O modo de transporte utilizado no deslocamento casa-trabalho, por sua vez, é examinado através de um modelo logit binário hierárquico. Já a distância casa-trabalho é modelada utilizando a abordagem hierárquica padrão, para variáveis dependentes contínuas. Ademais, a análise é conduzida utilizando os microdados individuais do Censo Demográfico de 2010, e os dados municipais provenientes do Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD).

Os movimentos casa-trabalho, são mais intensos em áreas de maior concentração populacional, como áreas metropolitanas, o que resulta diretamente da distribuição das atividades produtivas no entorno dos centros comerciais (Alonso, 1964; Mills, 1967; Muth, 1969; Brueckner, 1987). Diante disso, neste estudo, o recorte geográfico abrange nove regiões metropolitanas do Brasil – especificamente, as regiões metropolitanas de Belém, Fortaleza, Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo, Curitiba e Porto Alegre. Conforme mencionado, no segundo nível dos modelos hierárquicos são utilizadas as características municipais, totalizando 210 municípios que compõem as referidas regiões metropolitanas. Portanto, a investigação possui um enfoque nos movimentos individuais pendulares intermunicipais e intrametropolitanos, por motivo de trabalho (Cunha, 1994; Cunha; Neto; Belmiro, 2019; Ântico, 2005; Brito; Souza, 2005; Ramalho; Brito, 2016; Brito; Lombardi Filho, 2019; Brito; Ramalho, 2019; Brito; Tavares; Monteiro, 2019; Brito; Amaral e Silva, 2021; Lameira; Golgher, 2021).

A presente pesquisa encontra-se dividida em cinco seções, incluindo esta introdução. Na seção dois é apresentada a fundamentação teórica obtida de uma revisão na literatura. Na seção três é desenvolvida a estratégia empírica. A seção quatro contém os resultados. Por fim, na seção cinco são apresentadas as considerações finais.

2 FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA

Os intensos movimentos pendulares dentro dos grandes centros urbanos representam não apenas os fluxos entre o lugar de residência e de trabalho, como também compreendem elementos da estrutura urbana, do mercado de trabalho, das formas de produção e de moradia, todos interligados com o desenvolvimento econômico e social (Cunha, 1994; Pereira; Herrero, 2009; Jardim, 2011). A jornada pendular permite aos indivíduos vincularem sua rotina diária de atividades, como seu local de trabalho, espacialmente à sua localização residencial. As teorias de economia regional e urbana analisam esses padrões nas grandes áreas urbanas, empregando modelos de equilíbrio espacial e reconhecendo a importância do efeito das imperfeições do mercado (Alonso, 1964; Mills, 1967; Muth, 1969; Brueckner, 1987).

Von Thünen, em 1826, em sua obra *Estado Isolado*¹ propõe um modelo no qual as atividades agrícolas, dispersas ao redor de um centro urbano, são agrupadas formando cinturões ou anéis, onde a localização destas atividades é determinada, principalmente, pela distância da cidade central. Este modelo determinou o início da Nova Economia Urbana (Sinclair, 1967; Fujita, 1989). Outra teoria relacionada ao processo de deslocamento pendular é a Teoria da Causação Circular Cumulativa elaborada por Myrdal (1957), onde o autor utiliza da definição de um processo circular e cumulativo, que pode ocorrer nos dois sentidos, negativo ou positivo, para explicar a dinâmica regional. O processo cumulativo, dependendo do contexto, poderia estabelecer tanto um círculo vicioso quanto virtuoso na região, de modo que, as forças de mercado não necessariamente direcionariam a economia ao equilíbrio, mas sim, para um constante afastamento dessa condição, o que por sua vez, reforçaria as desigualdades regionais. O autor destaca dois efeitos relacionados à influência da dinâmica de uma determinada localidade sobre outra, conhecidos como "efeitos regressivos" (backwash effects), que se referem aos resultados retroativos que o desenvolvimento de uma região produz sobre as demais, e em contraste, os "efeitos propulsores" (spread effects), que se propagam do centro de expansão econômica para outras regiões.

Myrdal (1957) postula que as áreas onde a atividade econômica está em expansão tendem a atrair fluxos migratórios de outras regiões, sendo a migração um processo seletivo.

¹ A obra *Der Isolierte Staat in Beziehung auf Landwirtschaft und Nationaleconomie* publicada pelo autor em 1826 foi traduzida para o inglês em 1966 (Fujita, 1989).

Esse movimento tende a beneficiar as regiões de crescimento acelerado enquanto prejudica as demais. Assim, o princípio da causação circular e cumulativa de Myrdal (1957) refere-se à ideia de que determinados processos ou fenômenos, como os deslocamentos pendulares, são influenciados por um ciclo de interações positivas ou negativas que se reforçam ao longo do tempo, contribuindo para a ampliação de desequilíbrios regionais.

A formalização matemática do modelo que ficou conhecido como AMM (Alonso-Muth-Mills) nasceu das obras combinadas de Alonso (1964), Muth (1969) e Mills (1972). O referido modelo AMM, consolidado posteriormente por Brueckner (1987), coloca a acessibilidade ao centro comercial (*central business district* - CBD) como sendo o principal fator a ser negociado em troca do consumo de moradia. Ao investigarem a distribuição das atividades produtivas, como também da habitação ao redor do centro comercial, essas teorias fornecem a base conceitual usada para examinar as relações entre as decisões de localização dos residentes de uma cidade, o que é fundamental para compreender os movimentos pendulares.

A literatura aponta diversos fatores – tais como trabalho, estudo, lazer, qualidade de vida, entre outros – como motivações para os deslocamentos pendulares intermunicipais (Aranha, 2005). Entretanto, os deslocamentos pendulares intermunicipais por motivo de trabalho são consideravelmente relevantes para a compreensão da mobilidade espacial, por interligarem elementos da estrutura urbana, do mercado de trabalho, das formas de produção, da distribuição das moradias e dos sistemas de transportes locais. Desse modo, compreender o processo de deslocamento casa-trabalho, e seus determinantes, permite observar as diferentes oportunidades e obstáculos característicos das distintas localidades.

Para o Brasil, há uma ampla literatura que aborda os movimentos pendulares de modo geral (Aranha, 2005; Ântico, 2005; Silveira Neto; Duarte; Páez, 2015; Brito; Souza, 2005; Pero; Stefanelli, 2015; Ramalho; Brito, 2016; Lameira; Golgher, 2021). No entanto, há poucos estudos que analisam os deslocamentos pendulares sob a perspectiva de gênero (Silveira Neto; Duarte; Páez, 2015; Paula Santos; Leliz, 2018). No âmbito da literatura internacional, é amplamente reconhecido que os deslocamentos entre casa e trabalho diferem entre homens e mulheres, tanto em termos de distância percorrida quanto de tempo gasto nos trajetos. (Madden, 1981; Hanson; Johnston, 1985; Johnston-Anumonwo, 1992; Mclafferty; Preston, 1996; Macdonald, 1999; Lee; Mcdonald, 2003; Crane, 2007; Fan, 2017). Em relação ao modo de

transporte utilizado nos deslocamentos pendulares, essa é uma dimensão ainda pouco explorada (Lee; McDonald, 2003; Crane (2007).

Madden (1981) e Gordon (1989) conduziram algumas das primeiras análises que evidenciam disparidades de gênero nos padrões de deslocamento, com mulheres apresentando deslocamentos casa-trabalho mais curtos em comparação com homens. Utilizando dados do *Panel Survey of Income Dynamics* (PSID), Madden (1981) estimou a duração dos deslocamentos intraurbanos para o trabalho em 1976. A autora sugere que mulheres americanas tendem a trabalhar mais próximas de casa devido a maiores responsabilidades domésticas em comparação com homens. Além disso, seu estudo indica que mulheres em famílias sem cônjuge ou filhos residem em áreas mais centralizadas, enquanto mulheres com cônjuge e filhos residem em áreas mais periféricas.

Madden (1981) destaca que as discrepâncias de gênero na duração dos deslocamentos para o trabalho persistem mesmo após controlar pela estrutura familiar. Tal achado sugere que, mesmo dentro de estruturas semelhantes – por exemplo, famílias de duplo provedores com filhos –, os homens realizavam deslocamentos pendulares mais longos comparativamente às mulheres, nas mesmas estruturas familiares. Essa descoberta implica que a divisão de trabalho doméstico por gênero dentro da família contribui para as discrepâncias nos padrões de deslocamento para o trabalho.

Na mesma perspectiva, McLafferty e Preston (1996) analisam as persistentes disparidades no tempo de deslocamento casa-trabalho intramunicipal entre homens e mulheres na década de 1980, em Nova York. Usando dados do *Public Use Microdata Sample* (PUMS), e a partir de uma análise de decomposição parcial baseada em Blinder (1973), as autoras constataram que as mulheres enfrentavam barreiras espaciais ao emprego, limitando suas oportunidades de trabalho, com efeitos distintos entre grupos étnico-raciais minoritários. Destacaram também a divisão desigual do trabalho doméstico, onde as mulheres, com maior responsabilidade pelo lar, tinham menos tempo para deslocamentos para o trabalho, enquanto os homens, com menos responsabilidades domésticas, estavam mais dispostos a trajetos mais longos.

Ainda na literatura sobre os EUA, Hanson e Johnston (1985) e Johnston-Anumonwo (1992), também observam que mulheres em famílias de duplo provedores realizam trajetos mais curtos por causa das tarefas domésticas adicionais que recaem sobre elas. Além disso, Hanson e Johnston (1985) apontam que essa relação está mais atrelada à mobilidade das mulheres

(como a dependência de transporte público) do que aos seus “papéis duplos” de assalariada/dona de casa. Além disso, devido à sensibilidade das mulheres à distância do deslocamento, à localização de diferentes tipos de oportunidades de emprego provavelmente desempenhará um papel na segregação ocupacional das mulheres.

Já para a Coréia do Sul, segundo Lee e McDonald (2003), os deslocamentos das mulheres são mais influenciados pela presença e pelo número de filhos. A partir do *Korean Population Census* de 1995, os autores apresentam resultados diferentes dos observados nos EUA, e atribuíram esse contraste às diferenças marcantes na estrutura familiar e nas instituições sociais entre os dois países. Em geral, são observados tempos e distâncias de deslocamento maiores para trabalhadores homens. No entanto, as diferenças de gênero no tempo de deslocamento permaneceram consistentes entre famílias com um ou dois provedores, indicando que o tempo de deslocamento para mulheres trabalhadoras com cônjuges não varia significativamente em comparação com os homens nessas circunstâncias, sendo mais afetado pela presença de filhos. Os autores também identificam que a presença dos pais ou sogros no domicílio reduzem as responsabilidades domésticas das mulheres casadas e amplia o tempo e a distância dos deslocamentos diários para o trabalho, reforçando assim o efeito da presença de crianças como um fator importante para o deslocamento mais curto das mulheres casadas.

Para a realidade das áreas metropolitanas dos Estados Unidos de 1985 a 2005, Crane (2007), utilizando dados em painel da *American Housing Survey* indica que o efeito da responsabilidade doméstica está ligado tanto ao estado civil quanto a presença de crianças. O casamento aumenta as responsabilidades familiares para as mulheres, levando a deslocamentos mais curtos entre casa e trabalho, enquanto para os homens, o efeito é oposto. Ademais, mulheres casadas têm maior propensão a trabalhar meio período comparativamente as solteiras. A presença de crianças em casa afeta significativamente o tempo de deslocamento das mulheres, mas também resulta em deslocamentos mais longos para os homens. Adicionalmente, o pesquisador observa que distâncias estão aumentando mais rapidamente do que a duração dos deslocamentos, sugerindo que os trabalhadores estão optando por mudar seus empregos ou residências para distâncias maiores, em vez de aceitar o congestionamento do tráfego ou de modos de deslocamento mais lentos. Essa tendência é mais notável entre as mulheres. Além disso, houve uma redução no uso do transporte público pelas mulheres em comparação com os homens ao longo do período analisado.

Kim e Wang (2015) utilizando uma abordagem multinível para investigar os comportamentos dos deslocamentos em quatro dimensões (tempo, distância, número de deslocamentos e meio de transporte), analisaram o condado de Hamilton em Ohio. O estudo promovido pelos autores se concentrou principalmente nas variáveis por setor censitário (nível dois), revelando que as características do bairro têm um impacto significativo nos padrões de deslocamento das pessoas. Os resultados indicam que fatores como acessibilidade, densidade populacional, disponibilidade de transporte público influenciam diretamente as decisões de deslocamento dos indivíduos em uma determinada localidade. Essas descobertas têm implicações importantes para o planejamento urbano e políticas de transporte visando promover deslocamentos mais sustentáveis e eficientes.

Resultados divergentes dos estudos previamente revisados (Madden, 1981; Hanson; Johnston, 1985; Johnston-Anumonwo, 1992; McLafferty; Preston, 1996; MacDonald, 1999; Lee; McDonald, 2003; Crane, 2007) foram identificados por Fan (2017), que analisou dados da *American Time Use Survey* (ATUS) de 2003–2010 para o tempo de deslocamento dos trabalhadores metropolitanos dos EUA, estratificados por estrutura familiar. As evidências encontradas mostram que a diferença de gênero nas viagens de trabalho não reage à presença do cônjuge/parceiro ou à paternidade sozinha, mas apenas nas estruturas familiares onde a presença do cônjuge/parceiro interage com a parentalidade, ou seja, em famílias com filhos. De acordo com a autora, a diferença de gênero no tempo de deslocamento não varia entre famílias de casais com um único provedor de renda e famílias com dois provedores. De acordo com Fan (2017), essas descobertas ressaltam a necessidade de políticas e pesquisas que abordem as grandes disparidades de gênero nos deslocamentos para o trabalho e promovam redes de apoio em famílias com filhos, incluindo famílias monoparentais.

No que se refere a diferenças nos padrões espaciais da participação feminina na força de trabalho relacionados com o tempo de deslocamento, Kawabata e Abe (2018) verificam em um estudo conduzido na região metropolitana de Tóquio através do modelo *spatial durbin model* (SDM) e o modelo de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), variações significativas considerando o estado civil e a presença de filhos. Mulheres casadas e com filhos, um tempo de deslocamento mais longo está associado a taxas mais baixas de emprego em período integral, especialmente entre aquelas com níveis educacionais mais altos. Isso indica uma maior sensibilidade das mães com alto nível educacional aos tempos de deslocamento. Por outro lado,

para mulheres solteiras e casadas sem filhos, a relação entre um tempo de deslocamento mais longo e taxas mais baixas de emprego em período integral não alcançou significância estatística.

Analisando em que medida as diferenças de gênero nos padrões dos deslocamentos pendulares explicam as disparidades intrafamiliares observadas em relação a salários, Gutierrez (2018) usando dados agrupados da *American Community Survey* (ACS) para os EUA, considerando o período de 2005-2016, argumenta que o custo do deslocamento casa-trabalho é maior para as mulheres, dado que elas arcam com uma parcela desproporcional da responsabilidade familiar, o que tende a levá-las a trabalhar relativamente perto de casa. Por meio de uma decomposição de Oaxaca-Blinder, autor indica que as diferenças de gênero nos padrões de deslocamento explicam uma parte considerável da disparidade salarial entre homens e mulheres e das penalidades salariais pelos filhos (ou seja, as disparidades salariais associadas ao fato de ser mãe)².

Posteriormente, Liu e Su (2020) realizam a mesma análise de Gutierrez (2018) utilizando também os dados da ACS, porém, para os anos entre 2013-2017, e considerando apenas a região metropolitana de Nova York. Os resultados mostram que as diferenças nos deslocamentos casa-trabalho sob o aspecto do gênero associadas às diferenças salariais são maiores para os trabalhadores que moram mais distante da cidade, dado que os empregos com altos salários tendem a se concentrar no centro da cidade. Por fim, os autores enfatizam a necessidade de políticas que aumentem a velocidade dos deslocamentos ou a densidade nos bairros centrais da cidade, dado que os maiores salários se encontram nos centros.

De forma semelhante a Fan (2017), um estudo no Reino Unido conduzido por Reuschke e Houston (2020) oferece resultados que se diferenciam da maioria dos estudos anteriores. Utilizando modelos de regressão linear de efeitos aleatórios, os autores não encontram forte apoio para a hipótese de responsabilidade familiar na explicação das disparidades de gênero no deslocamento. Com base em dados do painel *Understanding Society: the UK Household Longitudinal Study* para os anos de 2009-2017, verificam que ter um filho não resulta em redução no tempo de deslocamento para as mulheres nem em aumento para os homens. Pelo contrário, as mulheres com filhos de zero a quatro anos de idade tendem a ter deslocamentos significativamente mais longos em comparação com aquelas sem filhos. A condição de estar

² Para uma discussão mais detalhada sobre a penalidade pela maternidade ver Waldfogel (1998), Chung et al. (2017), Blau e Kahn (2017) e Guiginski (2019).

casado ou ter um parceiro empregado também não está associada a deslocamentos mais curtos para mulheres e mães, nem a deslocamentos mais longos para homens e pais. Segundo os autores, as diferenças de gênero nos tempos de deslocamento são mais apoiadas nas restrições do mercado de trabalho, como tipos de ocupação, renda e regime de trabalho em meio período. Esses fatores contribuem para criar padrões específicos de deslocamento para as mulheres, em oposição à ideia de que essas diferenças são principalmente moldadas por responsabilidades domésticas ou por preferências distintas de deslocamento entre homens e mulheres.

A partir das evidências revisadas, é notório como as disparidades de gênero estão associadas aos deslocamentos casa-trabalho. Em geral, as mulheres enfrentam restrições na mobilidade pendular. Wachter e Holz-Rau (2021) utilizam a estimação de equações generalizadas (*generalized estimating equations* - GEE) e dados do *Panel Analysis of Intimate Relationships and Family Dynamics* (PAIRFAM), do *German Family Panel*, para explorar essa relação entre gênero e mobilidade casa-trabalho em diferentes coortes. Os autores verificam que os homens geralmente enfrentam deslocamentos mais longos e mais frequentes do que as mulheres. Essa disparidade se mantém mesmo quando se considera mulheres solteiras, que tendem a ter deslocamentos para o trabalho de menor extensão em comparação com os homens.

De modo geral, há uma escassez de evidências empíricas sobre como as dimensões do deslocamento são influenciadas pela hipótese da responsabilidade familiar em países de renda média. Um estudo que aborda essa relação para uma cidade de médio porte de um país de renda média é o estudo de Olivieri e Fageda (2021), realizado para a área metropolitana de Montevideu no Uruguai. Os autores investigam a interação entre gênero, organização familiar e fatores contextuais, ponderando como a hipótese da responsabilidade familiar funciona nas diferentes dimensões dos deslocamentos (tempo, distância, número de deslocamentos e meio de transporte), semelhantemente a Kim e Wang (2015). Embora o estudo de Olivieri e Fageda (2021) não se concentre especificamente nos deslocamentos casa-trabalho, sua metodologia, que considera a estrutura hierárquica dos dados, e a inclusão de variáveis que distinguem diferentes arranjos familiares e a presença de filhos, serve de base para a presente pesquisa.

Os resultados de Olivieri e Fageda (2021) revelam a existência de diferenças nos padrões de deslocamento de homens e mulheres, em média, as mulheres percorrem distâncias mais curtas e fazem menos viagens comparativamente aos homens. Os autores também verificam que a presença de crianças nos agregados familiares é particularmente importante para compreender as desigualdades de gênero relacionadas com os padrões de mobilidade.

Mulheres com filhos tendem a ter tempos de deslocamento mais curtos em comparação com aquelas sem filhos. Além disso, observam que, para mulheres em todas os arranjos familiares, o número de deslocamentos aumenta na presença de filhos no domicílio³. Em geral, as comparações entre os tipos de estrutura familiar indicam que a presença de filhos e cônjuge reduz o tempo médio de deslocamento, tanto para famílias com mulheres como principais responsáveis quanto para aquelas com homens. Da mesma forma, a probabilidade de usar carro como meio de transporte aumenta com a presença de filhos, em todos os tipos de família, tanto para homens quanto para mulheres. No entanto, as mulheres têm menos probabilidade de usar carro em comparação com os homens, esses resultados também são apresentados por Scheiner e Holz-Rau (2012), em sua análise para Alemanha onde mulheres tendem a usar menos o carro em seus deslocamentos em comparação com os homens.

Observando o contexto brasileiro, Silveira Neto, Duarte e Páez (2015) e Paula Santos e Leliz (2018) testam a hipótese de responsabilidade familiar. Ambos os estudos utilizam os microdados do Censo Demográfico de 2010. Silveira Neto, Duarte e Páez (2015) focam nos deslocamentos casa-trabalho na região metropolitana de São Paulo, empregando modelos proibit ordenados. Os autores observam que, independentemente da estrutura familiar, as mulheres têm deslocamentos mais curtos do que os homens, mas essa diferença é mais acentuada para mulheres casadas, especialmente em famílias com dois rendimentos. Essa disparidade não é evidenciada no caso dos homens. Ademais, o estado civil exerceu um impacto significativo no tempo de deslocamento das mulheres trabalhadoras, enquanto a presença de dependentes, crianças e idosos teve uma influência menor.

Ainda segundo Silveira Neto, Duarte e Páez (2015) diferenças de gênero entre trabalhadoras solteiras também foram identificadas, sugerindo outras variações culturais ou fatores ambientais não completamente explicados pela responsabilidade familiar. Referente ao estudo de Paula Santos e Leliz (2018), estes realizam uma estimação de mínimos quadrados ordinários (MQO) com base na equação de salário de Mincer (1974), empregando a correção de seleção amostral de Heckman (1979). Os autores evidenciam que os homens têm uma propensão maior de ser pendular comparativamente às mulheres. Os autores destacam a hipótese de responsabilidade familiar como justificativa para tal realidade. Ademais, vale

³ Para os autores, esse aumento do número de deslocamentos para as mulheres pode ser atribuído à maior recorrência de tarefas domésticas e de cuidados com os filhos, por exemplo, deslocamentos para o mercado, consultas médicas e outras atividades.

destacar que a distinção principal deste estudo está em considerar dimensões diferentes do deslocamento, incluindo além do tempo, o uso de meios de transporte próprio e a distância. Em contraste, a maioria dos estudos anteriores se concentrou em apenas um aspecto específico do deslocamento. Além disso, o estudo analisa a interação entre gênero, organização familiar e fatores contextuais, enquanto a literatura anterior tende a abordar esses elementos de forma separada.

Em geral, a literatura destaca que as diferenças de gênero no deslocamento pendular são muitas vezes atribuídas ao fato de as mulheres assumirem tradicionalmente a responsabilidade principal nas tarefas domésticas e cuidado com os filhos. Embora haja uma considerável quantidade de estudos que apresenta evidências empíricas da relação entre mobilidade pendular, gênero e tipologia familiar em diversos países como Estados Unidos (Madden, 1981; Mclafferty; Preston, 1996; Crane, 2007; Kim e Wang, 2015; Gutierrez, 2018), Coreia do Sul (Lee; Mcdonald, 2003), Japão (Kawabata; Abe, 2018) e Alemanha (Wachter; Holz-Rau, 2021), a abordagem dessa relação é escassa em países de renda média, especialmente no Brasil. Isso sugere a necessidade de uma análise mais abrangente para entender como os aspectos familiares e de gênero se relacionam com a mobilidade pendular por motivos de trabalho no contexto brasileiro.

3 ESTRATÉGIA EMPÍRICA

Visando atingir o objetivo proposto, adota-se uma estratégia empírica baseada em Silveira Neto, Duarte e Páez (2015) e Olivieri e Fageda (2021). Assim, na presente seção apresenta-se os dados e os modelos econométricos.

3.1 Fontes de dados e especificação de variáveis

A principal fonte de dados utilizada na presente pesquisa são os microdados do Censo Demográfico 2010, divulgados pelo Instituto de Geografia e Estatística (IBGE). A partir dos microdados censitários torna-se possível examinar os deslocamentos pendulares intermunicipais. Portanto, define-se como mobilidade pendular os deslocamentos intermunicipais e intrametropolitano da população no território, referentes aos percursos entre o domicílio e o local de trabalho (Moura; Castello Branco; Firkowski, 2005; Ântico, 2005; Ramalho; Brito, 2016; Tavares; Monteiro, 2019)⁴.

As regiões metropolitanas caracterizam-se por serem áreas urbanas centrais dinâmicas, com alto poder de concentração dos postos de trabalho (Alonso, 1964; Mills, 1967; Muth, 1969). Por isso, a análise empírica se concentra nas características individuais, familiares e municipais que afetam os padrões de deslocamentos casa-trabalho em regiões metropolitanas do Brasil. Portanto, a presente pesquisa tem como foco os residentes de nove regiões metropolitanas brasileiras, especificamente as regiões metropolitanas de Belém, Fortaleza, Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo, Curitiba e Porto Alegre. O nível de agregação para o segundo nível dos modelos hierárquicos refere-se aos municípios que compõem tais regiões metropolitanas, que totalizam 210 localidades.

Com o intuito de analisar os deslocamentos pendulares individuais, por dimensões distintas, são examinados o tempo, o meio de transporte e a distância utilizados no deslocamento casa-trabalho, realizados pelos indivíduos pendulares. O tempo de deslocamento casa-trabalho corresponde ao tempo habitual gasto no trajeto entre o domicílio do indivíduo e o seu local de trabalho (único ou o principal), esse percurso refere-se a apenas um trecho, e não

⁴ A amostra compreende apenas os indivíduos que realizam o deslocamento pendular e especificam o município de trabalho.

ida e volta. A referida variável, denominada no Censo como V0662, é categórica e é recodificada nos seguintes intervalos: (1) “até 30 minutos” (2) “mais de 30 min e até 1h” (3) “mais de 1h e até 2h” e (4) “mais de 2h” (Silveira Neto; Duarte; Páez, 2015). O segundo aspecto investigado é o modo de transporte utilizado para realização do deslocamento casa-trabalho, este, por sua vez, assume o valor um para os indivíduos que possuem motocicleta/automóvel no domicílio, e zero caso contrário⁵. A terceira dimensão analisada refere-se à distância que o indivíduo percorre do município de residência ao município de trabalho⁶.

O Quadro 1 resume as variáveis explicativas utilizadas para a análise econométrica. As variáveis explicativas estão aninhadas em dois níveis: individual (nível um) e municipal (nível dois). As características individuais incluídas no estudo são gênero, idade, classe de renda domiciliar per capita, educação formal, cor da pele, situação profissional em termos de formalidade, número de crianças e idosos no domicílio e tipo de arranjo familiar.

Quadro 1 – Variáveis explicativas examinadas nos modelos multiníveis

Variável	Descrição	Tipo	Fonte
Nível Individual			
Feminino	1 – Se o indivíduo se declara do sexo feminino; 0 – se o indivíduo se declara do sexo masculino	Binária	Silveira Neto <i>et al.</i> , (2015); Brito e Lombardi Filho (2019); Olivieri e Fageda (2021)
Idade	Idade do indivíduo em anos completos	Contínua	
Idade ao quadrado	Quadrado da diferença entre a idade do indivíduo e a média de idade de todos os indivíduos na amostra	Contínua	
Renda			Santos e Lelis (2018); Brito e Lombardi Filho (2019)
Renda baixa	1 – Se o domicílio está na faixa de renda domiciliar per capita inferior a R\$ 477; 0 – caso contrário	Binária	
Renda média	1 – Se o domicílio está na faixa de renda domiciliar per capita entre R\$ 477 e R\$ 1.908; 0 – caso contrário	Binária	
Renda alta	1 – Se o domicílio está na faixa de renda domiciliar per capita maior ou igual a R\$ 1.908; 0 – caso contrário	Binária	
Faixa de Instrução			Neri (2020) e Olivieri e Fageda (2021)
Sem instrução e fundamental incompleto	1– Se o indivíduo não tem instrução ou tem ensino fundamental incompleto; 0 – caso contrário	Binária	
			Silveira Neto <i>et al.</i> , (2015); Santos e Lelis (2018);

⁵ Essa variável é empregada como uma aproximação para o modo de deslocamento utilizado.

⁶ Para calcular as distâncias foram obtidas as coordenadas geográficas dos municípios através da malha digital dos municípios, disponibilizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). A partir das informações georreferenciadas, calcula-se as distâncias entre os centroides dos municípios de residência e de trabalho, em quilômetros. Para mais detalhes sobre o cômputo das distâncias municipais ver Picard (2010).

Fundamental completo e médio incompleto	1– Se o indivíduo tem ensino fundamental completo ou médio incompleto; 0 – caso contrário	Binária	Brito e Lombardi Filho (2019)
Médio completo e superior incompleto	1– Se o indivíduo tem ensino médio completo ou superior incompleto; 0 – caso contrário	Binária	
Superior completo	1– Se o indivíduo tem ensino superior completo; 0 – caso contrário	Binária	
Cor da pele			Ramalho e Brito (2016)
Branca	1 – Se o indivíduo se declarou de cor branca; 0 – caso contrário	Binária	
Preta	1 – Se o indivíduo se declarou de cor preta; 0 – caso contrário	Binária	
Parda	1 – Se o indivíduo se declarou de cor parda; 0 – caso contrário	Binária	
Amarela/Vermelha	1 – Se o indivíduo se declarou de cor amarela/vermelha; 0 – caso contrário	Binária	
Ocupação			Brito e Lombardi Filho (2019)
Trabalhador formal	1 – Se o indivíduo tem como posição na ocupação principal “empregado com carteira de trabalho assinada” ou “militar” ou “funcionário público” ou “empregador”; 0 – caso contrário	Binária	
Trabalhador informal	1 – Se o indivíduo tem como posição na ocupação principal “empregado sem carteira de trabalho assinada” ou “conta própria” ou “não remunerado”; 0 – caso contrário	Binária	
Número de crianças	Número de crianças de até 7 anos no domicílio	Contínua	Olivieri e Fageda (2021); Silveira Neto <i>et al.</i> , (2015)
Número de idosos	Número de idosos, com mais de 65 anos no domicílio	Contínua	
Tipologia de família			Vidal-Coso e Bueno (2011); Ruggles (2015); Olivieri e Fageda (2021)
Casal de único provedor homem sem filhos	1 – Se no domicílio o único provedor de renda é homem sem filhos; 0 – caso contrário	Binária	
Casal de único provedor homem com filhos	1 – Se no domicílio o único provedor de renda é homem com filhos; 0 – caso contrário	Binária	
Casal de único provedor mulher sem filhos	1 – Se no domicílio o único provedor de renda é mulher sem filhos; 0 – caso contrário	Binária	
Casal de único provedor mulher com filhos	1 – Se no domicílio o único provedor de renda é mulher com filhos; 0 – caso contrário	Binária	
Casal de duplo provedores sem filhos	1 – Se o domicílio é de duplo provedores sem filhos (categoria omitida); 0 – caso contrário	Binária	
Casal de duplo provedores com filhos	1 – Se o domicílio é de duplo provedores com filhos; 0 – caso contrário	Binária	
Casal de desempregados com filhos	1 – Se no domicílio nenhum é empregado com filhos; 0 – caso contrário	Binária	
Unipessoal de provedor homem	1 – Se no domicílio o único morador é homem; 0 – caso contrário	Binária	
Unipessoal de provedor mulher	1 – Se no domicílio o único morador é mulher; 0 – caso contrário	Binária	

Monoparental de provedor homem (com filho)	1 – Se no domicílio o homem mora com filhos; 0 – caso contrário	Binária	
Monoparental de provedor mulher (com filho)	1 – Se no domicílio a mulher mora com filhos; 0 – caso contrário	Binária	
Regiões Metropolitanas			Diniz e Machado (2011); Pereira e Schwanen (2013); Pero e Stefanelli (2015)
RM – Belém	1 – Se o domicílio está na região metropolitana de Belém; 0 – caso contrário.	Binária	
RM – Fortaleza	1 – Se o domicílio está na região metropolitana de Fortaleza; 0 – caso contrário.	Binária	
RM – Recife	1 – Se o domicílio está na região metropolitana de Recife; 0 – caso contrário.	Binária	
RM – Salvador	1 – Se o domicílio está na região metropolitana de Salvador; 0 – caso contrário.	Binária	
RM – Belo Horizonte	1 – Se o domicílio está na região metropolitana de Belo Horizonte; 0 – caso contrário.	Binária	
RM – Rio de Janeiro	1 – Se o domicílio está na região metropolitana de Rio de Janeiro; 0 – caso contrário.	Binária	
RM – São Paulo	1 – Se o domicílio está na região metropolitana de São Paulo; 0 – caso contrário.	Binária	
RM – Curitiba	1 – Se o domicílio está na região metropolitana de Curitiba; 0 – caso contrário.	Binária	
RM – Porto Alegre	1 – Se o domicílio está na região metropolitana de Porto Alegre; 0 – caso contrário.	Binária	
Nível Municipal			
Densidade populacional	População por quilômetro quadrado	Contínua	Lameira <i>et al.</i> , (2015); Olivieri e Fageda (2021)
Ensino superior	Percentual de adultos com ensino superior completo (como proxy do nível socioeconômico)	Contínua	
IDHM	Índice de Desenvolvimento Humano Municipal	Contínua	Lameira e Golgher, (2021)

Fonte: Elaboração própria, com base nos microdados do Censo Demográfico de 2010 e nos dados municipais do PNUD (2010).

As características municipais buscam refletir como os atributos da estrutura local contribuem nos padrões do comportamento pendular. A inclusão do ambiente contextual é reconhecida por considerar as interações entre fatores individuais e área de residência (Mercado; Páez, 2009; Kim; Wang, 2015; Olivieri; Fageda, 2021). As características das áreas urbanas e do ambiente construído diferem dependendo do nível de desenvolvimento do município (Olivieri; Fageda, 2021). Como mencionado anteriormente, a ideia subjacente à abordagem hierárquica é a de que possivelmente alguns dos componentes que afetam os deslocamentos estão associados à estrutura econômica e social local, razão da inclusão dessas variáveis municipais.

O IDHM representa o índice de desenvolvimento humano municipal, uma métrica que agrega indicadores de renda, educação e saúde para avaliar o desenvolvimento humano em

diversas regiões dentro de um país. Esse índice varia de 0 a 1, sendo que valores mais próximos de 1 indicam um maior desenvolvimento humano municipal na respectiva dimensão. Neste estudo, a utilização do IDHM ocorreu no sentido de investigar se diferentes condições socioeconômicas municipais impactam nas disparidades de gênero do movimento casa-trabalho, considerando a possibilidade de que melhores indicadores de amenidades urbanas possam influenciar nos padrões de deslocamento. A densidade populacional é sugerida como um equivalente à acessibilidade, pois áreas mais centrais e densamente povoadas tendem a oferecer maior disponibilidade tanto de empregos quanto de serviços, como de transporte público. Quanto a variável de ensino superior, esta busca associar o nível socioeconômico da área com os padrões de deslocamento (Lameira; *et al.*, 2015; Olivieri; Fageda, 2021; Lameira; Golgher, 2021). As referidas variáveis municipais são obtidas para o ano de 2010, do Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD).

3.2 Modelo empírico

Os modelos hierárquicos, também conhecidos como modelos multiníveis, especificam e estimam a relação entre variáveis observadas em diferentes níveis de estruturas hierárquicas. Em outras palavras, a modelagem multinível permite determinar os efeitos de cada nível hierárquico na variável dependente, e assim identificar os fatores associados à variável em cada um dos níveis (Duncan; Jones, 2000; Raudenbush; Bryk, 2002; Mercado; Páez, 2009).

Considerado um método importante, os modelos multiníveis são uma alternativa às limitações reconhecidas da análise de regressão múltipla, uma vez que captura variações nas diferenças entre indivíduos e entre as localidades, algo que a análise de regressão não considera (Mercado; Páez, 2009; Ervilha; Vieira; Fernandes, 2019). Nesta abordagem a estrutura de erro é particionada para cada nível hierárquico, logo os erros-padrão podem ser estimados mais precisamente, acarretando estimativas mais eficientes dos coeficientes, o que possibilita a construção de teste de significância mais robustos. Por meio desta abordagem empírica torna-se possível o controle para a heterogeneidade nos coeficientes de intercepto e inclinação, dado que as variáveis independentes do segundo nível, bem como os termos de erro aleatórios, podem influenciar o valor dos coeficientes estimados no primeiro nível (Hox, 2002).

Para a presente análise utiliza-se a abordagem em dois níveis, onde o primeiro nível corresponde às características individuais e o segundo nível refere-se ao município. A modelagem busca, portanto, fornecer estimativas dos efeitos individuais e contextuais associados aos comportamentos pendulares, em termos do tempo, do modo utilizado e da distância no deslocamento pendular intermunicipal para o trabalho. A estimação é realizada em etapas. Na primeira etapa, estima-se um modelo nulo, onde não há a inclusão de variáveis explicativas. O modelo nulo para o primeiro nível, inclui o intercepto e o termo de variância, e é utilizado para verificar se a variável dependente varia significativamente no nível municipal (Mercado; Páez, 2009; Kim; Wang, 2015). O modelo nulo é dado pela equação (1):

$$\eta_{ij} = \beta_{0j} + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

Tal que η_{ij} é o valor da variável dependente para o indivíduo i dentro do município j , que são respectivamente denotados por $i = 1, 2, \dots, n_j$ e o município é denotado por $j = 1, 2, \dots, J$; β_{0j} é a média de η dentro do município j e ε_{ij} é o efeito aleatório associado ao primeiro nível, assumido como normalmente distribuído com média zero e variância constante (σ^2). A especificação do intercepto para o segundo nível é dada por:

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + u_{0j} \quad (2)$$

Em que γ_{00} representa a média global da variável dependente e u_{0j} é o efeito aleatório associado ao município j , assumido como tendo média zero e variância τ_{00} .

Após a justificativa empírica da inclusão de um segundo nível, o passo seguinte consiste na estimação do modelo multinível não condicional, que contém apenas variáveis explicativas do primeiro nível. Nesta etapa, as variáveis do primeiro nível são levadas em consideração, de modo a verificar quais fatores individuais têm efeitos significativos sobre a variável dependente (Kim; Wang, 2015; Brito; Lombardi Filho, 2019). O modelo pode ser descrito por:

$$\eta_{ij} = \beta_{0j} + \sum_{q=1}^Q \beta_q X_{qij} + \varepsilon_{ij} \quad (3)$$

Tal que β_q representa os q coeficientes de efeitos parciais, em nível individual. No segundo nível, assume-se que o intercepto β_{0j} varia aleatoriamente em todos os municípios, assim, tem-se:

$$\beta_{0j} = Y_{00} + \sum_{s=1}^S Y_{0s} w_{sj} + u_{0j} \quad (4)$$

Na equação (4), Y_{00} representa a média global da variável dependente, considerando todos os municípios; w_{sj} corresponde aos s regressores no âmbito municipal e Y_{0s} aos seus respectivos efeitos parciais; e u_{0j} é o efeito aleatório associado ao município j . Já na equação (5), abaixo, há uma combinação de (3) e (4), o que permite explorar os efeitos contextuais sobre os comportamentos pendulares. Assim, são incorporadas as variáveis do nível municipal ao modelo.

$$\eta_{ij} = Y_{00} + \sum_{s=1}^S Y_{0s} w_{sj} + u_{0j} + \sum_{q=1}^Q \beta_q X_{qij} + \varepsilon_{ij} \quad (5)$$

A partir da equação (5) torna-se possível verificar o quanto as variáveis municipais contribuem para a redução da variabilidade não condicional associada ao intercepto estimado do primeiro nível. Tal cálculo é feito por meio do índice de redução proporcional da variância, que representa o percentual da variância do intercepto do modelo não condicional explicada pela inclusão das variáveis no segundo nível (Duncan; Jones, 2000; Raudenbush; Bryk, 2002; Mercado; Páez, 2009; Kim; Wang, 2015; Brito; Lombardi Filho, 2019).

Conforme já mencionado, o comportamento pendular será examinado por três dimensões distintas, a citar, o tempo gasto no deslocamento casa-trabalho, o modo de deslocamento casa-trabalho e a distância. Como a natureza das variáveis dependentes muda para cada uma das três dimensões, especificações multiníveis distintas são adotadas. Para a distância, que se caracteriza como uma variável contínua, adota-se o modelo linear hierárquico (HLM), anteriormente descrito. Os modelos lineares hierárquicos caracterizam-se por serem

modelos mistos com dados hierárquicos, ou seja, onde existem dados aninhados em mais de um nível. Ao explicar uma variável dependente, os modelos HLM concentram-se nas diferenças entre grupos em relação às diferenças dentro dos grupos (Garson, 2013; Cameron; Trivedi, 2022).

Para o uso de transporte próprio, variável dependente binária – que assume o valor 1 se o indivíduo possui motocicleta/automóvel no domicílio, e 0 caso contrário –, a especificação assume a forma de um modelo logit binário hierárquico. Esta abordagem assume uma distribuição de Bernoulli, que é um caso especial da distribuição binomial, empregando uma função de ligação logit, segundo Cameron e Trivedi (2022). Assim, utiliza-se um modelo linear generalizado, que consiste em uma extensão do modelo linear hierárquico (HLM). O modelo linear generalizado pode ser escrito como:

$$\eta_{ij} = \log\left(\frac{\phi_{ij}}{1 - \phi_{ij}}\right) = Y_{00} + \sum_{s=1}^S Y_{0s}w_{sj} + u_{0j} + \sum_{q=1}^Q \beta_q X_{qij} + \varepsilon_{ij} \quad (6)$$

Onde η_{ij} é o log-odds, ou chances de sucesso, de o indivíduo i residente do município j se locomover de motocicleta ou automóvel para o trabalho, uma vez que ele possuiu tal meio de transporte no domicílio. O termo ϕ_{ij} representa a probabilidade desse evento ocorrer.

Para a análise do tempo de deslocamento, será empregado um modelo logit ordenado hierárquico. Esse modelo é adequado para dados em que a variável dependente é categórica e ordinal, permitindo capturar a ordem das categorias. Existem várias maneiras de definir as categorias e caracterizar o que significa "sucesso" ou a ocorrência do evento de interesse: o modelo de probabilidades proporcionais (PO) ou cumulativo, o modelo de razão de continuação (CR) e o modelo de categorias adjacentes (AC). Cada um desses modelos impõe suposições específicas aos dados, e a questão de pesquisa geralmente determina qual modelo é mais adequado. Ao abordar a inclusão de um modelo multinível em dados ordinais, é comum recorrer ao modelo de probabilidade proporcional ou logit cumulativo. Esse modelo distingue as diferentes categorias dos dados com base em *cutpoints* (pontos de corte), o que permite uma análise mais detalhada do sucesso em relação a esses pontos. Esses *cutpoints* dividem a escala ordinal em segmentos, o sucesso pode ser interpretado como estando em categorias no ou abaixo do m -ésimo ponto de corte (opção ascendente) ou, alternativamente, como estando em

categorias maiores ou iguais ao ponto de corte (opção descendente) (O'Connell, 2010; Ervilha; Vieira; Fernandes, 2019).

Seguindo a terminologia de Raudenbush e Bryk (2002), a caracterização do modelo é feita por nível da seguinte maneira:

$$\eta_{mij} = \log(Y_{mij}) = \beta_{0j} + \sum_{q=1}^Q \beta_{qj} X_{qij} + \sum_{m=2}^{M-1} D_{mij} \delta_m \quad (7)$$

$$\beta_{qj} = Y_{q0} + \sum_{s=1}^{S_q} Y_{qs} w_{sj} + u_{qj} \quad (8)$$

Em que η_{mij} é o logit predito da m -ésima comparação cumulativa para o indivíduo i dentro do município j ; m designa as possibilidades de categorias ordenadas, isto é, (1) "até 30 minutos" (2) "mais de 30 min e até 1h" (3) "mais de 1h e até 2h" e (4) "mais de 2h". Ademais, D_{mij} é o indicador das m categorias e seu respectivo limiar δ_m ; β_{0j} é o intercepto geral que, tem seu efeito absorvido pelos *cutpoints*; β_{qj} é a inclinação que engloba: (i) mudança na inclinação em razão de X (Y_{q0}), representando a alteração na variável dependente para observação i pertencente a determinado município j , quando houver uma alteração unitária na característica X ; (ii) mudança na inclinação em razão de $w \cdot X$ (Y_{qs}), refere-se à alteração na variável dependente para observação i pertencente a determinado grupo j , quando houver uma alteração unitária no produto $w \cdot X$; e (iii) u_{qj} são os efeitos aleatórios na inclinação citados anteriormente.

Assim sendo, a adoção desses modelos visa atingir o objetivo proposto dado que os modelos multiníveis consideram a estrutura hierárquica dos dados, o que viabiliza a obtenção de inferências mais robustas e confiáveis. Nesse contexto, partindo do pressuposto de que os indivíduos dentro de um determinado município compartilham certas características em comum, e que esses atributos diferem daqueles residentes em outros municípios, os modelos multiníveis permitem a modelagem conjunta da interação entre os deslocamentos pendulares, gênero e conjuntura familiar, para os municípios brasileiros, ponderando como as variáveis medidas em um nível influenciam as relações em outro nível (Raudenbush; Bryk, 2002). Vários

indicadores podem ser empregados para avaliar e comparar modelos multiníveis, o mais utilizado é o coeficiente de correlação intraclasse (*intraclass correlation coefficient* – ICC), que determina se a variável dependente varia significativamente em nível de município⁷.

⁷ O coeficiente de correlação intraclasse pode ser calculado como $ICC = \frac{\sigma_{00}^2}{\sigma_{00}^2 + \pi^2/3}$. Nos modelos de regressão logística, não é possível estimar os coeficientes e a variância do erro em nível individual no componente aleatório do modelo. Por isso, a literatura sugere que essa variância do erro seja sempre fixada em um mesmo número, que é $\pi^2/3 = 3,29$ (Raudenbush e Bryk, 2002; Hox, 2002).

4 RESULTADOS

Nesta seção são apresentados e discutidos os resultados. Inicialmente, será exibido as principais estatísticas descritivas referentes aos deslocamentos pendulares, considerando os aspectos de gênero e da conjuntura familiar. Na sequência, são discutidos os resultados dos modelos multiníveis considerando as diferentes dimensões dos deslocamentos pendulares, nas regiões metropolitanas do Brasil.

4.1 Análise descritiva

O objetivo central do presente estudo é identificar as disparidades de gênero nos deslocamentos pendulares, para isso, são categorizados tipos de agregados familiares considerando a ocupação no mercado de trabalho dos seus membros, a posição de principal responsável e a existência de filhos. Vale destacar que a análise é conduzida considerando a amostra de indivíduos que realizam o deslocamento pendular intermunicipal, que compõem o núcleo familiar principal dos domicílios (principal responsável, cônjuge e filhos)⁸. A Tabela 1 contém as estatísticas descritivas referentes as variáveis utilizadas nos modelos.

Tabela 1 – Estatísticas descritivas

	Observações	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
Tempo	240.656	2,3372	0,8428	1	4
Modo de transporte	240.656	0,5773	0,4939	0	1
Distância (Km)	240.656	20,0655	11,3200	3,1309	116,3027
Feminino	240.656	0,3814	0,4857	0	1
Idade	240.656	37,0526	10,9806	18	65
Idade ao quadrado	240.656	1493,47	865,5196	324	4.225
Cor da pele	240.656	2,3012	1,4314	1	5
Escolaridade	240.656	2,4320	1,0397	1	4
Grupos de renda	240.656	1,7578	0,6375	1	3
Trabalho informal	240.656	0,1040	0,3053	0	1
Número de crianças	240.656	0,4280	0,6772	0	10
Número de idoso	240.656	0,0775	0,3154	0	4
Tipo de agregado familiar	240.656	5,4822	2,9663	1	12
Região metropolitana (RM)	240.656	6,2234	1,8716	1	9
Ensino superior	240.656	8,8346	6,4401	1,6100	33,6800

⁸ A despeito da análise ser focada no comportamento pendular dos indivíduos que pertencem ao núcleo familiar principal, vale ressaltar que a amostra examinada engloba também domicílios com famílias conviventes.

IDHM	240.656	0,7384	0,0416	0,5460	0,8620
Densidade populacional	240.656	3.570,67	3.588,46	4,7254	13.030,4800

Fonte: Elaboração própria, com base nos microdados do Censo Demográfico de 2010 e nos dados municipais do PNUD (2010).

Na Tabela 2 consta as estatísticas descritivas (média, desvio padrão e número de observações) das variáveis dependentes para os indivíduos pendulares, segmentadas de acordo com a natureza da tipologia familiar. As estatísticas descritivas fornecem informações iniciais acerca das diferentes composições das estruturas familiares e da organização econômica presentes na amostra. No que diz respeito ao tempo de deslocamento, a média de tempo gasto pelos indivíduos está situada entre as categorias de mais de trinta minutos até uma hora e de mais de uma hora até duas horas.

Tabela 2 – Estatísticas descritivas das variáveis dependentes para os indivíduos pendulares, considerando separadamente todos os domicílios e as tipologias dos agregados familiares

Tipo de agregado familiar	Tempo	Modo de transporte	Distância
Todas as famílias	2,3372 (0,8428) 240.656	0,5773 (0,4939) 240.656	20,0655 (11,3200) 240.656
Casal de único provedor homem sem filhos	2,3370 (0,8579) 8.628	0,5154 (0,4997) 8.628	20,6066 (12,0586) 8.628
Casal de único provedor homem com filhos	2,3605 (0,8492) 56.855	0,5793 (0,4936) 56.855	20,2872 (11,5149) 56.855
Casal de único provedor mulher sem filhos	2,4760 (0,8305) 2.195	0,4929 (0,5000) 2.195	20,4953 (11,8932) 2.195
Casal de único provedor mulher com filhos	2,4337 (0,8230) 10.181	0,5346 (0,4988) 10.181	19,6173 (10,8251) 10.181
Casal de duplo provedores sem filhos	2,2752 (0,8455) 24.625	0,6430 (0,4791) 24.625	20,1758 (11,5392) 24.625
Casal de duplo provedores com filhos	2,3044 (0,8436) 92.025	0,6528 (0,4760) 92.025	20,0627 (11,2195) 92.025
Casal de desempregados com filhos	2,3523 (0,8109) 10.193	0,6099 (0,4877) 10.193	19,2578 (11,2037) 10.193
Unipessoal de provedor homem	2,2675 (0,8550) 8.362	0,4555 (0,4980) 8.362	20,5838 11,8322 8.362
Unipessoal de provedor mulher	2,4311 (0,8296) 5.346	0,2818 (0,4499) 5.346	20,1550 (11,4993) 5.346

	2,2908	0,5303	19,3002
Monoparental de provedor homem (com filho)	(0,8287)	(0,4991)	(10,4180)
	2.802	2.802	2.802
	2,4390	0,3136	19,5230
Monoparental de provedor mulher (com filho)	(0,8177)	(0,4639)	(10,6239)
	19.444	19.444	19.444

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados do Censo Demográfico de 2010. Nota: As estatísticas descritivas são média, desvio padrão e número de observações.

Considerando a amostra como um todo, em relação ao meio de transporte, cerca de 57,73% dos indivíduos que fazem deslocamentos pendulares possuem carro ou moto. Em média, os indivíduos em famílias onde as mulheres são as únicas provedoras de renda têm menos acesso a transporte próprio. Esse cenário pode estar associado, em grande parte, à menor disponibilidade de automóveis e motocicletas entre as mulheres, o que as leva a recorrer a outros meios de transporte, como os sistemas de transporte público. Estimativas semelhantes são apresentadas por Scheiner e Holz-Rau (2012), que observam uma proporção de posse de carro maior para homens do que para as mulheres, na Alemanha.

A influência do estado conjugal também é notável, pois há uma proporção maior de indivíduos com posse de transporte próprio em famílias de casais. Por exemplo, os indivíduos que fazem deslocamentos pendulares em famílias de casais de dupla renda com filhos correspondem a aproximadamente 65%. Enquanto isso, os indivíduos em famílias unipessoais com um provedor homem representam aproximadamente 46%, e aqueles em famílias unipessoais com um provedor mulher apenas 28%. Outra estimativa interessante diz respeito aos indivíduos em famílias monoparentais; em média, cerca de 53% dos indivíduos inseridos nesse tipo de família com um provedor homem possuem carro ou moto, enquanto a proporção de indivíduos com um provedor mulher é significativamente menor, correspondendo a apenas cerca de 31%. Por fim, é evidente que a presença de filhos também influencia a posse de carro e moto próprios em todos os tipos de arranjos familiares. Mais precisamente, quando há filhos, os indivíduos que fazem deslocamentos pendulares são mais propensos a possuir transporte próprio.

Em termos de distância, considerando todas as famílias, em média, os indivíduos que se deslocam de casa para o trabalho percorrem cerca de vinte quilômetros. Destaca-se que os indivíduos nas distintas configurações familiares percorrem distâncias que não se diferenciam consideravelmente da média geral.

Na Tabela 3 consta a distribuição dos agregados familiares e dos indivíduos pendulares. Os agregados familiares de casais com único provedor homem sem filhos compreendem os domicílios em que apenas o homem (principal responsável ou cônjuge) afirma trabalhar e que o casal não tem filhos. Nota-se que cerca de 3,6% dos indivíduos pendulares da amostra residem em um domicílio com este tipo de arranjo familiar, e tal agregado familiar responde por 4,96% dos domicílios. Na presença de filhos, o percentual de domicílios de casal com único provedor homem equivale a aproximadamente 27% da amostra. Adicionalmente, 23,63% dos indivíduos pendulares estão em famílias de casal com único provedor homem com filhos, o que representa o segundo maior percentual na amostra.

Tabela 3 – Distribuição dos agregados familiares e dos indivíduos pendulares intermunicipais, nas regiões metropolitanas do Brasil em 2010

Tipo de agregado familiar	Domicílios	% de domicílios	Indivíduos	% de indivíduos
Casal de único provedor homem sem filhos	6.355	4,96	8.628	3,59
Casal de único provedor homem com filhos	33.971	26,50	56.855	23,63
Casal de único provedor mulher sem filhos	921	0,72	2.195	0,91
Casal de único provedor mulher com filhos	3.000	2,34	10.181	4,23
Casal de duplo provedores sem filhos	12.514	9,76	24.625	10,23
Casal de duplo provedores com filhos	43.010	33,55	92.025	38,24
Casal de desempregados com filhos	-	-	10.193	4,24
Unipessoal de provedor homem	8.362	6,52	8.362	3,47
Unipessoal de provedor mulher	5.346	4,17	5.346	2,22
Monoparental de provedor homem (com filho)	1.895	1,48	2.802	1,16
Monoparental de provedor mulher (com filho)	12.816	10,00	19.444	8,08
Total	128.190	100	240.656	100

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados do Censo Demográfico de 2010.

A categoria de único provedor mulher sem filhos abrange as famílias de casais em que somente as mulheres (principal responsável ou cônjuge) estão ocupadas no mercado de trabalho, e estas não possuem filhos. Constata-se que aproximadamente 0,72% dos lares são deste formato, e 0,91% dos indivíduos pendulares estão nesse tipo de domicílio. Quando há filhos, cerca de 2,34% dos lares de casais têm a mulher como única provedora, os indivíduos que fazem deslocamentos pendulares e vivem nesses lares correspondem a 4,23%. Observa-se que cerca de 3% de todos os domicílios são arranjos de casais com único provedor mulheres, resultados semelhantes são vistos em Silveira Neto, Duarte e Páez (2015).

Com relação aos domicílios de casais com duplo provedores (com e sem filhos) que correspondem aos agregados familiares em que trabalham tanto homens como mulheres, da totalidade nos domicílios, essa organização familiar é a mais frequente, representando 43,31% dos lares da amostra. Também é observado que os residentes nesses lares que fazem o trajeto casa-trabalho intermunicipal são mais numerosos. O percentual de indivíduos pendulares em domicílios de casais de dupla renda com filhos é de 38,24%, na ausência de filhos o percentual corresponde há 10,23%. A partir dessas análises verifica-se que há mais indivíduos pendulares que vivem em lares de casais com duas fontes de renda, em comparação quantitativo de pendulares que residem em lares de casais onde há apenas um provedor de renda.

Os domicílios formados por casais em que os principais responsáveis não estão empregados são categorizados como desempregados com filhos, em tais agregados atribui-se a condição de pendular apenas aos filhos. Nota-se que estes indivíduos contabilizam 4,24% da amostra. Os lares com composição unipessoal representam 10,69% dos domicílios da amostra. Tal que, 4,17% são lares onde as mulheres são as provedoras, um número maior do que o de lares onde as mulheres provedoras são casadas. Essa estatística também está alinhada com o estudo de Silveira Neto, Duarte e Páez (2015), que sugere que mulheres solteiras estão mais frequentemente empregadas do que as casadas. No contexto das famílias monoparentais, observa-se que o percentual de domicílios onde as provedoras são mulheres é mais elevado, alcançando 10%, em comparação com os homens, que representam apenas 1,48%. Isso indica que o número de mulheres que são mães e fazem deslocamentos pendulares é maior do que o número de homens nessas mesmas circunstâncias.

A Tabela 4 apresenta a distribuição percentual dos indivíduos pendulares intermunicipais para cada tipo de agregado familiar, separadamente, nas quatro classes de tempo gasto no deslocamento casa-trabalho. Inicialmente, nota-se que a maioria dos indivíduos (38,86%), na categoria de casal onde os homens são únicos provedores sem filhos, tem deslocamentos de trinta minutos a uma hora, seguido por deslocamentos de uma a duas horas (35,51%). Indivíduos em agregados de casal com homens provedores e filhos apresentam uma distribuição similar, com a maioria dos deslocamentos variando de trinta minutos a uma hora (38,60%) e de uma a duas horas (36,87%).

Tabela 4 – Distribuição dos indivíduos pendulares intermunicipais nos tipos de agregados familiares por tempo de deslocamento, nas regiões metropolitanas do Brasil em 2010

Tipos de agregado familiar	% de indivíduos por tempo de deslocamento				Total
	até 30 minutos	mais de 30 min e até 1h	mais de 1h e até 2h	mais de 2h	
Casal de único provedor homem sem filhos	17,69	38,86	35,51	7,94	100
Casal de único provedor homem com filhos	16,62	38,60	36,87	7,91	100
Casal de único provedor mulher sem filhos	12,57	36,67	41,32	9,43	100
Casal de único provedor mulher com filhos	13,2	38,61	39,8	8,39	100
Casal de duplo provedores sem filhos	19,45	39,91	34,32	6,33	100
Casal de duplo provedores com filhos	18,21	39,93	35,07	6,79	100
Casal de desempregados com filhos	15,04	41,11	37,43	6,43	100
Unipessoal de provedor homem	20,06	39,83	33,41	6,7	100
Unipessoal de provedor mulher	13,54	38,4	39,45	8,6	100
Monoparental de provedor homem (com filho)	17,88	41,29	34,69	6,14	100
Monoparental de provedor mulher (com filho)	13,04	38,09	40,78	8,08	100
Total	17,08	39,37	36,29	7,26	100

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados do Censo Demográfico de 2010.

Para os indivíduos na categoria de casal onde as mulheres são provedoras, observa-se que a maioria tem deslocamentos de uma a duas horas, tanto no caso das mulheres sem filhos (41,32%), quanto com filhos (39,80%). Essa maior prevalência de deslocamentos mais longos também é evidente entre indivíduos em famílias monoparentais e unipessoais com provedor feminino, onde um percentual significativo enfrenta deslocamentos de uma a duas horas. Esses resultados indicam que indivíduos nessas tipologias familiares, com mulheres como provedoras, enfrentam maiores desafios em termos de tempo de deslocamento casa-trabalho.

Esses desafios podem ser associados a uma maior dependência de meios de transporte público, os quais são caracterizados por sua menor velocidade. Por exemplo, conforme evidenciado na Tabela 5, dos indivíduos pendulares em famílias unipessoais onde o provedor é mulher, 71,81% não possuem transporte próprio. Tal fato sinaliza que tais mulheres utilizam mais intensamente o transporte público e, conseqüentemente, enfrentam deslocamentos intermunicipais mais demorados. Em famílias monoparentais de provedor mulher (com filhos), esse percentual alcança 68,63%, indicando uma situação semelhante de maior dependência do transporte público. Em contrapartida, indivíduos em famílias monoparentais e unipessoais com provedor masculino geralmente têm maior acesso a transporte próprio, o que pode facilitar deslocamentos mais rápidos.

Ainda na Tabela 4, observa-se que indivíduos pendulares em famílias de casais de duplo provedores, com filhos e sem filhos, apresentam percentuais relativamente altos de indivíduos

que realizam deslocamentos em tempos mais curtos. Aproximadamente 18% e 19%, respectivamente, isso pode indicar que ambos os provedores trabalham perto de casa ou têm acesso a meios de transporte mais eficientes. Além disso, esses percentuais mais significativos podem estar relacionados a uma maior flexibilidade ou a uma distribuição mais equitativa das responsabilidades domésticas e de cuidado com os filhos. Indivíduos homens em lares unipessoais também possuem uma relativamente alta frequência de realização dos deslocamentos mais curtos (20,06%). De modo geral, a maior parte dos indivíduos se enquadram em deslocamentos de trinta minutos a uma hora, para quase todos os tipos de agregados familiares.

A Tabela 5 detalha a distribuição da posse de transporte próprio dos indivíduos que fazem deslocamentos pendulares intermunicipais de acordo com os diferentes tipos de estrutura familiar. Primeiramente, observa-se uma discrepância por gênero, onde é notável que, para os indivíduos em famílias de provedoras mulheres, há um menor acesso a transporte próprio. Com exceção das famílias de casal com filhos em que a única provedora é mulher (53,46% possuem transporte próprio), em todos os demais arranjos familiares, o percentual de indivíduos que possuem automóvel próprio é menor, comparativamente a não possuir, quando as mulheres são as únicas provedoras.

Tabela 5 – Distribuição dos indivíduos pendulares intermunicipais nos tipos de agregados familiares por acesso ao transporte próprio, nas regiões metropolitanas do Brasil em 2010

Tipos de agregado familiar	% transporte próprio		
	Não possui	Possui	Total
Casal de único provedor homem sem filhos	48,46	51,54	100
Casal de único provedor homem com filhos	42,06	57,94	100
Casal de único provedor mulher sem filhos	50,71	49,29	100
Casal de único provedor mulher com filhos	46,54	53,46	100
Casal de duplo provedores sem filhos	35,70	64,30	100
Casal de duplo provedores com filhos	34,71	65,29	100
Casal de desempregados com filhos	39,01	60,99	100
Unipessoal de provedor homem	54,45	45,55	100
Unipessoal de provedor mulher	71,81	28,19	100
Monoparental de provedor homem (com filho)	46,97	53,03	100
Monoparental de provedor mulher (com filho)	68,63	31,37	100
Total	42,26	57,74	100

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados do Censo Demográfico de 2010.

Nos agregados unipessoais, cujo provedor é mulher, como já mencionado anteriormente, 71,81% delas não possuem automóvel. Em contraste, nos agregados similares com homens como provedores, a posse de transporte próprio é significativamente maior, atingindo 45,55%, com 54,55% não possuindo. Os indivíduos em arranjos monoparentais onde a provedora é mulher também apresentam um menor acesso a transporte próprio, totalizando 31,37%. Em contraste, nos arranjos similares onde homens são os principais provedores, aproximadamente 53% dos indivíduos possuem transporte próprio.

De modo geral, essas discrepâncias entre os arranjos de provedores homens e mulheres são indicativas de desigualdades econômicas e sociais. Mulheres que são as provedoras principais em arranjos monoparentais frequentemente enfrentam maiores responsabilidades domésticas e de cuidado com os filhos, o que pode limitar sua flexibilidade financeira e de tempo para adquirir e manter um veículo próprio. Ademais, como anteriormente citado, esses dados sugerem que nesses agregados, é possível que haja uma dependência maior por outros meios de transporte, como o transporte público, para realização dos deslocamentos casa-trabalho.

Com relação aos indivíduos em agregados familiares de casal, tanto com múltiplos provedores, quanto com único provedor com filhos, há uma parcela maior de indivíduos com transporte próprio. Tal resultado pode estar associado à necessidade aumentada de mobilidade e estabilidade financeira na presença de filhos. Casais com dupla fonte de renda exibem a mais alta porcentagem de posse de transporte próprio entre todos os arranjos, com 65,29% possuindo veículo quando há filhos e 64,30% sem filhos. Surpreendentemente, mesmo entre os casais desempregados com filhos, observa-se uma porcentagem relativamente elevada de posse de transporte próprio, alcançando cerca de 61% dos indivíduos em tal agregado familiar. Tal achado indica a existência, nos referidos lares, de um suporte proveniente de outras fontes de renda, incluindo possivelmente os filhos, que são os responsáveis pelos deslocamentos diários nesse tipo de família. Assim, os dados sugerem que a presença de filhos influencia de forma distinta a posse de automóvel dos indivíduos que fazem deslocamentos casa-trabalho e estão em famílias com filhos, levando-os a optar menos por transporte alternativo.

4.2 Modelos empíricos

Nesta seção, são apresentados e discutidos os resultados obtidos com a aplicação dos modelos empíricos utilizados neste estudo. Aqui, são examinados os modelos multiníveis que abrangem todas as variáveis do nível individual (nível um), com o objetivo de identificar quais fatores individuais têm impacto significativo sobre as variáveis dependentes. Além disso, esses modelos incorporam todas as variáveis do nível municipal (nível dois), possibilitando a exploração dos efeitos contextuais das unidades geográficas nos padrões de deslocamentos pendulares em três dimensões: tempo de deslocamento, meio de transporte utilizado e distância percorrida. Os resultados estimados dos modelos multiníveis para cada variável dependente são apresentados na Tabela 6. Como para os três modelos as variâncias contextuais são estatisticamente diferentes de zero, então a hipótese nula de intercepto como efeito aleatório é rejeitada, e, portanto, o tempo, modo de transporte e distância diferem segundo município de residência, nos modelos analisados.

4.2.1 Análise de regressão multinível para o tempo de deslocamento

A modelagem logit ordenada multinível foi usada para analisar o tempo de deslocamento. Como descrito anteriormente, a análise multinível permite a estimação de um modelo nulo, também conhecido como ANOVA com efeitos aleatórios, que não inclui variáveis preditoras. O primeiro modelo (modelo nulo) inclui apenas o intercepto e o correspondente termo de variância, que pode ser usado para examinar se a variável dependente varia significativamente em nível de município, a partir do cálculo do coeficiente de correlação intraclasse⁹.

Como o valor do ICC calculado neste modelo foi 0,1886, isso indica que 18,86% da variação no tempo de deslocamento deve-se às heterogeneidades dos municípios, justificando o uso da modelagem multinível (Tabela 6, coluna I). Este resultado é confirmado pelo teste LR, o qual sustenta a necessidade da análise multinível ao rejeitar a hipótese de que os efeitos aleatórios (nível dois) são nulos. O segundo modelo, também conhecido como modelo não condicional, engloba apenas as variáveis explicativas relacionadas às características individuais da amostra (Tabela A1, em Apêndice). É essencial notar que, nesse modelo, apesar de as

⁹ Para mais detalhes sobre as especificações completas de todos os modelos estimados, ver as tabelas A1, A2 e A3 em Apêndice. Nos modelos três, quatro e cinco de cada tabela, as variáveis de segundo nível são progressivamente incluídas. A inclusão gradual dessas variáveis do nível dois é fundamental para determinar o quanto cada uma contribui para reduzir a variabilidade não condicional do intercepto estimada no modelo dois. Uma métrica alternativa para avaliar isso é a proporção da variância explicada.

características individuais explicarem uma parte significativa das chances de emprego, ainda existe uma proporção considerável da variabilidade que permanece não explicada, representada pelo intercepto.

A Tabela 6 resume os resultados dos modelos finais que contêm todas as variáveis do nível individual e as variáveis do nível municipal. Analisando inicialmente as evidências das variáveis de controle do primeiro nível para o tempo de deslocamento (coluna I), tem-se que, com exceção do coeficiente relacionado a categoria de cor da pele amarela ou vermelha, o número de idosos no domicílio e as tipologias de famílias de casal de único provedor homem com e sem filhos, todos os demais parâmetros estimados foram estatisticamente significativos.

Tabela 6 – Determinantes dos deslocamentos pendulares intermunicipais, considerando as dimensões de tempo, modo de transporte e distância utilizados na mobilidade, para regiões metropolitanas do Brasil em 2010 (coeficientes e odds ratios)

Variável Dependente:	(I) Tempo		(II) Transporte		(III) Distância
	Coef.	OR	Coef.	OR	Coef.
Nível Individual					
Feminino	0,1608*** (0,0091)	1,1745*** (0,0107)	-0,1850*** (0,0115)	0,8311*** (0,0096)	-0,5053*** (0,0408)
Idade	-0,0043* (0,0024)	0,9957* (0,0023)	0,0505*** (0,0029)	1,0518*** (0,0031)	0,0960*** (0,0105)
Idade ao quadrado	0,0001*** (0,0000)	1,0001*** (0,0000)	-0,0006*** (0,0000)	0,9994*** (0,0000)	-0,0009*** (0,0001)
Cor da pele – Branca (categoria omitida)					
Cor da pele – Preta	0,1719*** (0,0135)	1,1876*** (0,0160)	-0,5573*** (0,0164)	0,5728*** (0,0094)	0,1155* (0,0601)
Cor da pele – Parda	0,1059*** (0,0090)	1,1117*** (0,0100)	-0,2896*** (0,0109)	0,7486*** (0,0082)	0,0014 (0,0399)
Cor da pele – Amarela/Vermelha	0,0456 (0,0354)	1,0466 (0,0370)	-0,0687 (0,0469)	0,9336 (0,0438)	-0,0877 (0,1570)
Sem instrução e fundamental incompleto (categoria omitida)					
Fundamental completo e médio incompleto	-0,1246*** (0,0119)	0,8829*** (0,0105)	0,2851*** (0,0142)	1,3299*** (0,0189)	-0,1493*** (0,0531)
Médio completo e superior incompleto	-0,1867*** (0,0104)	0,8297*** (0,0086)	0,6258*** (0,0125)	1,8698*** (0,0234)	0,0188 (0,0461)
Superior completo	-0,2193*** (0,0153)	0,8031*** (0,0123)	1,4711*** (0,0220)	4,3541*** (0,0959)	0,5674*** (0,0680)
Renda baixa (categoria omitida)					
Renda média	-0,1962*** (0,0095)	0,8218*** (0,0078)	1,0618*** (0,0114)	2,8915*** (0,0330)	0,4285*** (0,0425)
Renda alta	-0,4263*** (0,0174)	0,6529*** (0,0114)	2,6148*** (0,0294)	13,6643*** (0,4018)	1,6006*** (0,0772)
Trabalhador informal	-0,4742*** (0,0130)	0,6224*** (0,0081)	0,4900*** (0,0175)	1,6323*** (0,0286)	-0,1465** (0,0573)

Número de crianças	-0,0191*** (0,0063)	0,9811*** (0,0062)	-0,0541*** (0,0078)	0,9474*** (0,0074)	0,1045*** (0,0280)
Número de idoso	0,0051 (0,0132)	1,0051 (0,0133)	-0,0836*** (0,0170)	0,9198*** (0,0156)	0,1147* (0,0591)
Tipo de agregado familiar					
Casal de único provedor homem sem filhos	-0,0227 (0,0242)	0,9775 (0,0236)	0,0853*** (0,0297)	1,0890*** (0,0324)	0,1000 (0,1071)
Casal de único provedor homem com filhos	-0,0077 (0,0157)	0,9924 (0,0156)	0,7339*** (0,0199)	2,0832*** (0,0415)	0,2840*** (0,0701)
Casal de único provedor mulher sem filhos	0,1739*** (0,0421)	1,1899*** (0,0501)	-0,1243** (0,0522)	0,8831** (0,0461)	0,4074** (0,1875)
Casal de único provedor mulher com filhos	0,0876*** (0,0226)	1,0916*** (0,0247)	0,4742*** (0,0278)	1,6067*** (0,0447)	0,3541*** (0,1012)
Casal de duplo provedores sem filhos (categoria omitida)					
Casal de duplo provedores com filhos	-0,0797*** (0,0141)	0,9234*** (0,0130)	0,7122*** (0,0179)	2,0385*** (0,0365)	0,0325 (0,0628)
Casal de desempregados com filhos	0,0516** (0,0239)	1,0529** (0,0252)	0,6009*** (0,0300)	1,8237*** (0,0546)	0,1295 (0,1071)
Unipessoal de provedor homem	-0,0545** (0,0242)	0,9469** (0,0229)	-0,8640*** (0,0302)	0,4215*** (0,0127)	-0,1620 (0,1073)
Unipessoal de provedor mulher	0,1419*** (0,0287)	1,1524*** (0,0331)	-1,8308*** (0,0405)	0,1603*** (0,0065)	0,1300 (0,1284)
Monoparental de provedor homem (com filho)	-0,1344*** (0,0375)	0,8742*** (0,0328)	0,1182** (0,0464)	1,1255** (0,0523)	-0,5172*** (0,1676)
Monoparental de provedor mulher (com filho)	0,0661*** (0,0187)	1,0683*** (0,0200)	-0,7274*** (0,0239)	0,4831*** (0,0115)	0,1581* (0,0835)
Intercepto	-	-	-4,2276*** (0,6167)	0,0146*** (0,0090)	83,2473*** (15,9506)
Dummies de RMs		Sim		Sim	Sim
Nível Municipal					
Ensino superior	0,0013 (0,0171)	1,0013 (0,0171)	0,0112* (0,0063)	1,0113* (0,0064)	0,8098*** (0,1917)
IDHM	-0,3035 (2,2718)	0,7382 (1,6772)	1,6261* (0,9265)	5,0842* (4,7106)	- (24,2580)
Densidade populacional	-0,0000 (0,0000)	1,0000 (0,0000)	-0,0000*** (0,0000)	1,0000*** (0,0000)	-0,0014*** (0,0003)
Componentes Aleatórios					
var(Intercepto)	0,4429*** (0,0470)		0,0444*** (0,0065)		61,6784*** (6,2431)
var(Residual)	-		-		69,4452*** (0,2003)
% da variância explicada	0,8063		26,4901		21,4664
ICC	0,1886		0,1369		0,5584
Observações					
Nível individual	240.656		240.656		240.656
Nível municipal	210		210		210

Fonte: Elaboração própria, com base nos microdados do Censo Demográfico de 2010 e nos dados municipais do PNUD (2010). Nota: (1) A proporção da variância explicada é calculada por

$$\% \text{ variância explicada } \frac{\hat{\sigma}_{00}^2(\text{não condicional}) - \hat{\sigma}_{00}^2(\text{condicional})}{\hat{\sigma}_{00}^2(\text{não condicional})} \quad (2) \text{ Desvios padrão robustos entre parênteses. } (3)$$

Níveis de significância: * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

Os resultados revelam que as chances de deslocamentos casa-trabalho mais longos, em termos de tempo, são maiores para as mulheres pendulares, comparativamente as chances dos homens na mesma situação, mantendo-se constantes as demais características. Há indícios de que ser mulher aumenta em, aproximadamente, 17% as chances de realização de deslocamentos intermunicipais mais longos em comparação aos homens. Seguindo as evidências de Olivieri e Fageda (2021), a análise subsequente sugere que essa descoberta pode estar relacionada ao fato de que os homens tendem a utilizar com maior frequência os meios de transportes próprios que, por sua vez, facilitam o deslocamento.

Dessa forma, os atributos individuais indicam que aqueles que declararam a cor de pele preta e parda possuem, em média, maiores chances de gastar mais tempo nos deslocamentos casa-trabalho, em comparação àqueles que se declaram brancos. Resultados similares foram constatados por Silveira Neto, Duarte e Páez (2015) para região metropolitana de São Paulo. Quanto ao nível de escolaridade, percebe-se uma relação inversa com o tempo, isto é, indivíduos com maiores níveis de escolaridade apresentam uma menor probabilidade de realizar deslocamentos intermunicipais mais longos para o trabalho. Fica perceptível que indivíduos sem escolaridade ou com ensino fundamental incompleto enfrentam deslocamentos pendulares mais custosos em termos de tempo.

A renda demonstrou uma relação inversa e estatisticamente significativa com a variável de interesse, indicando que indivíduos com renda mais alta tendem a possuir uma maior probabilidade de realizar deslocamentos mais curtos, em termos de tempo. Essa maior probabilidade destes indivíduos de apresentar níveis inferiores de tempo de deslocamento está em consonância com o observado por Olivieri e Fageda (2021) para os residentes de Montevideu (Uruguai). Quanto à informalidade no trabalho, essa variável apresenta uma associação inversa e significativa com a probabilidade de deslocamentos mais longos. A presença de crianças também mostrou um efeito inverso, reduzindo as chances de um tempo de deslocamento maior para os indivíduos residentes em domicílios com mais criança de 0 a 7 anos de idade.

Com relação as variáveis de maior interesse especificadas nos modelos, isto é, as *dummies* que distinguem os tipos de agregados familiares, observa-se que a presença de filhos

influência significativamente o tempo de deslocamento pendular intermunicipal. De maneira geral, tais resultados sugerem que indivíduos que estão em lares de casais de único provedor mulher, com ou sem filhos, apresentam maiores chances de estar nas categorias de tempo de deslocamento mais longas, comparativamente aos indivíduos em lares de casais de duplo provedores sem filhos. Esse achado vai ao encontro do que demonstrou o estudo de Reuschke e Houston (2020) realizado para o Reino Unido. Os autores constatarem que a presença de filhos tende a aumentar o tempo dos deslocamentos. Além disso, estar casado ou ter um parceiro empregado não está associado a deslocamentos mais curtos para mulheres e mães, nem a deslocamentos mais longos para homens e pais.

Para as famílias unipessoais, verifica-se que os homens pendulares em lares unipessoais apresentam menores probabilidades de gastar um tempo maior no deslocamento casa-trabalho, em comparação aos indivíduos em lares de casais de duplo provedores sem filhos. Por outro lado, as mulheres pendulares em lares unipessoais enfrentam maiores probabilidades de gastarem mais tempo no deslocamento. Quanto aos arranjos familiares monoparentais de provedora mulher, fica perceptível que indivíduos que pertencem a este tipo de agregado familiar apresentam, aproximadamente, 7% a mais de chances de realização de deslocamentos intermunicipais mais longos, em comparação aos indivíduos em famílias de casais de duplo provedores sem filhos. Tal achado não se repete, de maneira significativa, para os indivíduos em arranjos monoparentais com provedores homens. Esse resultado sugere que em famílias caracterizadas por essa configuração, observa-se uma notável prevalência de disparidades de gênero. Assim como destacado por alguns autores, mais especificamente, mulheres que desempenham o papel de mães solteiras são mais propensas a enfrentar condições de vulnerabilidade no contexto do mercado de trabalho (Van Gasse; Mortelmans, 2020; Mencarini; Pasqua; Romiti, 2019).

A análise dos resultados sugere que o tempo de deslocamento casa-trabalho varia significativamente dependendo da presença ou ausência de filhos, em estruturas familiares semelhantes. Por exemplo, os resultados indicam que estar em famílias de único provedor mulher com filhos aumenta em, aproximadamente, 9% as chances de estar em categorias de maior gasto de tempo no deslocamento casa-trabalho, em comparação aos indivíduos em lares de casal de duplo provedores sem filhos; para aqueles em famílias de único provedor mulher sem filhos, o aumento é de, aproximadamente, 19%.

Em termos gerais, nota-se que, em média, os indivíduos que se declaram mulheres, de pele preta ou parda, com menores níveis de escolaridade e de renda familiar apresentam maiores chances de realizar deslocamentos que envolvem mais tempo, no percurso casa-trabalho, no Brasil metropolitano. Os resultados encontrados dão pouco suporte para a hipótese da responsabilidade doméstica. O deslocamento das mulheres parece ser mais influenciado por fatores culturais ou ambientais não completamente explicados pela hipótese de responsabilidade familiar. Sobre as variáveis em nível municipal, estas não exercem um impacto significativo no comportamento da pendularidade em relação ao tempo.

4.2.2 *Análise de regressão multinível para o modo de transporte*

A probabilidade de um indivíduo utilizar transporte próprio na realização do deslocamento pendular – modo de deslocamento assume o valor 1 se o indivíduo possui motocicleta ou automóvel no domicílio, e 0 caso contrário – é estimada usando um modelo logit binário multinível. O coeficiente de correlação intraclasse para esta variável representa a contribuição do nível municipal na variação global em uso de transporte próprio. O cálculo do ICC neste modelo resultou em um valor de 0,1369, indicando que 13,69% da variação no modo de deslocamento é atribuível às heterogeneidades entre os municípios (Tabela 6, coluna II). Isso justifica a utilização da modelagem multinível.

Das estimativas do modelo final, apresentadas na Tabela 6 (coluna II), nota-se que a probabilidade de deslocamento com transporte de natureza própria está significativamente relacionada com gênero, idade, cor da pele, nível de escolaridade, renda, formalidade do trabalho, número de crianças e aos tipos de agregado familiar. Estima-se que, em relação ao gênero, as *odds ratios*¹⁰ de 0,8311 correspondem a dizer que um indivíduo do sexo feminino tem, em média, 16,89% a menos chances de realizar os movimentos casa-trabalho de transporte próprio, comparativamente aos homens, no Brasil. Tal descoberta sugere que os homens tendem a utilizar com maior frequência os meios de transporte próprios, os quais, por sua vez, são geralmente mais rápidos¹¹. Portanto, o menor tempo gasto no deslocamento casa-trabalho para

¹⁰ É importante destacar que os coeficientes de *odds ratios* são iguais a 1 quando não há efeito observado, inferiores a 1 quando o efeito é negativo e superiores a 1 quando o efeito é positivo.

¹¹ Vale ressaltar que a maior probabilidade de uso de transporte próprio entre os homens já foi documentada na literatura para outras localidades (Scheiner; Holz-Rau, 2012; Olivieri; Fageda, 2021).

os indivíduos pendulares do sexo masculino pode estar associado a esta facilidade de locomoção com transporte próprio (Tabela 6, colunas I e II).

A probabilidade de realizar o deslocamento pendular intermunicipal com transporte próprio está positivamente relacionada com a idade e com a variável de anos de escolaridade. Nesse contexto, indivíduos pendulares com nível mais elevado de escolaridade apresentam, em média, maiores chances de uso de veículos particulares. Com relação a cor de pele, os resultados sugerem que aqueles autodeclarados pretos e pardos possuem menores chances de uso de transporte próprio, em comparação àqueles que se declaram brancos. Ademais, os trabalhadores pendulares informais possuem maiores chances de realizar o deslocamento com veículos próprios, comparativamente aos pendulares formais. Já o maior número de crianças e de idosos no domicílio reduz tais chances.

Os tipos de agregados familiares também desempenham um papel importante na determinação do modo de transporte utilizado no deslocamento casa-trabalho. Indivíduos em agregados familiares de casais de único provedor homem com filhos e de casais de duplo provedores com filhos são os mais propensos a utilizar transporte próprio na realização dos movimentos pendulares intermunicipais, comparativamente aos indivíduos em lares de casais de duplo provedores sem filhos. As tipologias de famílias unipessoais, de principal responsável homem ou mulher, e famílias monoparentais de provedora mulher apresentam uma relação inversa com as chances de uso de transporte próprio, o que implica dizer que a tendência é que utilizem outros meios de transporte, não próprios, para o deslocamento. Ademais, os indivíduos em famílias de casal de único provedor mulher sem filho também exibem menores chances de realizar o deslocamento pendular com transporte próprio. De maneira geral, os dados indicam que em famílias onde as mulheres são as provedoras principais, a capacidade de realizar deslocamentos utilizando transporte próprio tende a ser mais restrita. Isso torna os indivíduos nesses lares particularmente vulneráveis a esse aspecto da desigualdade social.

Em relação à presença de filhos, observa-se um efeito significativo, no sentido de que agregados familiares com filhos apresentam maiores chances de uso do transporte próprio, seja em lares de casais de único provedor ou de duplo provedores. Tal resultado sugere que a presença de filhos parece afetar de forma diferente o modo de deslocamento. Em relação aos arranjos familiares em que as mulheres são as principais responsáveis, observa-se uma probabilidade significativamente menor de utilização de transporte próprio no deslocamento

para o trabalho em todas as categorias (casal, unipessoal ou monoparental), com exceção da categoria de casais de único provedor mulher com filhos.

As variáveis municipais foram todas estatisticamente significantes, sugerindo que os atributos do município de residência influenciam o uso dos transportes próprios por parte do indivíduo. Como mencionado anteriormente, a ideia subjacente à abordagem hierárquica com a inclusão de variáveis municipais é a de que possivelmente alguns dos componentes que afetam os padrões do deslocamento estejam associados à estrutura social e econômica do local de residência. O coeficiente positivo apresentado pela variável ensino superior, proxy para o status socioeconômico dos residentes de uma área, sugere que quanto maior o percentual de adultos com ensino superior em um determinado município, maiores são as probabilidades de um indivíduo residente nessa localidade realizar deslocamentos pendulares intermunicipais utilizando transporte próprio. Resultado que corrobora ao observado por Kim e Wang (2015) e Olivieri e Fageda (2021). O IDHM também apresenta uma relação direta, indicando uma maior probabilidade de uso de transporte próprio em áreas com maior desenvolvimento humano municipal. A variável de densidade populacional não apresenta efeito estimado.

4.2.3 Análise de regressão multinível para a distância percorrida

A Tabela 6 (coluna III) mostra os resultados estimados da análise de regressão multinível para a distância percorrida. O coeficiente de correlação intraclasse (ICC) para este modelo corresponde a 0,5584. Este ICC, relativamente alto, sugere que a variação na distância do deslocamento é explicada fortemente pelas variáveis ao nível municipal. Ao nível individual, a variável de sexo apresenta um sinal negativo e estatisticamente significativo. Este resultado corrobora a literatura que sugere que as mulheres percorrem distâncias menores, em comparação aos homens (Madden, 1981; Hanson; Johnston, 1985; Johnston-Anumonwo, 1992; Macdonald, 1999; Lee; Mcdonald, 2003; Kim; Wang, 2015; Olivieri; Fageda, 2021)¹².

As variáveis de controle a nível individual, incluindo idade, cor da pele preta, nível de escolaridade fundamental completo e médio incompleto e superior completo, trabalho informal, renda e número de crianças e de idosos no domicílio, são todas significativas na explicação da distância percorrida pelos pendulares intermunicipais. Um fato curioso é observado para os indivíduos com renda familiar mais elevada, pois eles tendem a percorrer, em média, distâncias

¹² A Tabela A4 em Apêndice apresenta um exercício de robustez.

maiores (coluna III), porém exibem uma menor probabilidade de gastar mais tempo em tais deslocamentos casa-trabalho (coluna I). O que se justifica dada a maior probabilidade, dos indivíduos de renda elevada, de realizarem o deslocamento com transporte próprio (coluna II). A variável trabalho informal apresenta uma relação inversa, sugerindo que trabalhadores informais percorrem, em média, distâncias menores, do que os trabalhadores formais. O número de crianças e de idosos no domicílio também tem uma relação direta com a distância percorrida pelos pendulares intermunicipais.

Os resultados estimados para o tipo de agregado familiar apresentam-se em sua maioria estatisticamente insignificantes. Apenas as categorias de casais de único provedor homem com filhos, casais de único provedor mulher com e sem filhos e arranjos monoparentais apresentam significância estatística para explicar a distância percorrida na mobilidade para o trabalho. Indivíduos em tais arranjos familiares percorrem, em média, maiores distâncias no deslocamento casa-trabalho, do que aqueles em lares de duplo provedores sem filhos. A única exceção são os indivíduos em lares monoparentais de provedor homem, que exibem menores distâncias médias.

Ao nível municipal, as variáveis de ensino superior, IDHM e densidade populacional exercem impactos estatisticamente significantes na distância percorrida. A variável de ensino superior sugere que quanto maior o percentual de adultos com ensino superior em um determinado município, maiores são as distâncias médias percorridas pelos pendulares. Por outro lado, a densidade populacional e o Índice de Desenvolvimento Humano Municipal (IDHM) estão correlacionados com distâncias médias menores entre casa e trabalho. De acordo com a literatura, isso ocorre porque áreas mais densamente povoadas e mais desenvolvidas geralmente oferecem mais oportunidades de emprego, centros comerciais e instituições educacionais próximas, influenciando os padrões de deslocamento (Lameira et al., 2015; Kim e Wang, 2015; Olivieri e Fageda, 2021).

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este estudo se propôs analisar a natureza da mobilidade pendular por motivo de trabalho considerando as diferenças de gênero e levando em conta as características familiares dos indivíduos. Especificamente, examinou-se as diferenças entre tempo, distância e modo de deslocamento casa-trabalho realizados por homens e mulheres, e como essas diferenças de gênero estão associadas à conjuntura familiar e aos papéis de gênero que cada indivíduo desempenha no domicílio, diante dos aspectos culturais e normativos presentes nas regiões metropolitanas do Brasil. Para isso foi realizada uma análise através de modelos de regressão multinível, também conhecidos como modelos de regressão hierárquicos, considerando características individuais e familiares no primeiro nível e aspectos contextuais dos municípios de residência no segundo nível. Nesse cenário, partiu-se do pressuposto de que os indivíduos dentro de um determinado município compartilham certas características em comum, e que esses atributos diferem daqueles residentes em outros municípios.

A literatura frequentemente atribui grande parte das disparidades de gênero nos padrões de deslocamento pendular à hipótese da responsabilidade familiar. Essa hipótese postula que as mulheres enfrentam trajetos mais curtos, tanto em termos de tempo quanto de distância, devido ao peso desproporcional das responsabilidades relacionadas ao lar e ao cuidado dos filhos. Os achados centrais do presente trabalho, na perspectiva dos modelos de regressão multinível, demonstram que as diferenças de gênero na duração do deslocamento para o trabalho não corroboram a mencionada hipótese. Tal achado sugere que, as mulheres que trabalham fora de seus municípios de residência tendem a ter tempos de deslocamento casa-trabalho mais longos em comparação aos homens na mesma situação, mantendo-se constantes as demais características. Ademais, o fato de ter um filho não indica uma redução no tempo de deslocamento para as mulheres. Os resultados demonstram que, em geral, na presença de filhos há um aumento no tempo de deslocamento tanto para mulheres quanto para os homens, comparativamente aos indivíduos que estão em lares de casais de duplo provedores sem filhos. Esta constatação implica que a divisão do trabalho doméstico por gênero e o cuidado com os filhos, dentro do agregado familiar, parece não diminuir o tempo do deslocamento casa-trabalho das mulheres. De modo geral, os deslocamentos das mulheres parecem ser mais afetados por

fatores culturais ou ambientais que não são totalmente explicados pela hipótese de responsabilidade familiar.

Resultados do estudo revelam descobertas interessantes ao observar famílias unipessoais e monoparentais. Foi constatado que indivíduos homens e solteiros têm uma probabilidade menor de realizar deslocamentos mais longos em termos de tempo, enquanto o efeito para as mulheres solteiras é oposto. Ao analisar arranjos familiares monoparentais onde a mulher é a provedora, os resultados indicam que as chances de realizar um deslocamento mais longo são maiores, em comparação com famílias monoparentais onde o homem é o provedor. Este último achado sugere uma predominância marcante de desigualdades de gênero em famílias com essa estrutura. Especificamente, mulheres que são mães solo têm uma maior probabilidade de enfrentar situações adversas de vulnerabilidade em relação aos padrões de deslocamento, à medida que tentam conciliar responsabilidades familiares com as exigências de um mercado de trabalho muitas vezes distante e pouco acessível.

Além disso, quando se trata de diferenças de gênero no uso de transporte próprio, arranjos familiares onde as mulheres são as principais provedoras estão associados a uma probabilidade significativamente menor de uso de transporte próprio para o deslocamento ao trabalho. As evidências sugerem que as mulheres tendem a depender mais do transporte público. Isso pode resultar em opções de transporte mais limitadas para elas, especialmente em áreas residenciais periféricas, uma dimensão da desigualdade social à qual elas são particularmente suscetíveis. As características específicas dos municípios, incluindo questões socioeconômicas e de desenvolvimento de infraestrutura, parecem ser fatores explicativos para o uso do transporte próprio no deslocamento pendular, por parte dos indivíduos. Em municípios com IDHM mais elevados e com maior porcentagem de adultos com ensino superior, a probabilidade de um residente local usar transporte próprio para deslocamentos pendulares intermunicipais aumenta, indicando uma maior acessibilidade ao transporte próprio em áreas com melhores níveis socioeconômicos e maior desenvolvimento municipal.

No que diz respeito à distância, os resultados mostram que a maioria dos tipos de agregados familiares não apresentam significância estatística na distância percorrida para o trabalho. No entanto, as categorias de casais de único provedor homem com filhos, casais de único provedor mulher com e sem filhos e arranjos monoparentais, percorrem, em média, maiores distâncias no deslocamento casa-trabalho. A exceção são os lares monoparentais de provedor homem, que percorrem menores distâncias. Ao nível municipal, a presença de ensino

superior, o Índice de Desenvolvimento Humano Municipal (IDHM) e a densidade populacional exercem impactos significativos na distância percorrida. Quanto maior o percentual de adultos com ensino superior em um determinado município, maiores são as distâncias médias percorridas pelos pendulares. Por outro lado, a densidade populacional e o IDHM estão correlacionados com distâncias médias casa-trabalho menores. Segundo a literatura, isso se deve ao fato de que áreas mais densamente habitadas e com maior nível de desenvolvimento tendem a oferecer oportunidades de trabalho, locais de compras e instituições educacionais mais próximas, influenciando assim os padrões de deslocamento.

Os resultados apresentados têm implicações diretas para políticas públicas, uma vez que a promoção da melhoria do transporte público e a melhoria de infraestrutura urbana, poderia reduzir os impactos negativos da desigualdade de gênero, especialmente considerando a maior dependência das mulheres do transporte público para os deslocamentos pendulares. Isso inclui investimentos em infraestrutura de transporte que não apenas melhorem a eficiência e a cobertura, mas também reduzam as disparidades de acesso entre diferentes grupos sociais. Incentivos para a criação de empregos locais, implementar serviços de apoio às mães como creches, e promover uma distribuição mais equitativa de serviços são medidas que não apenas facilitam os deslocamentos, mas também promovem maior inclusão social e econômica.

Em suma, compreender e abordar as complexidades dos deslocamentos pendulares envolve aspectos fundamentais para a compreensão das dinâmicas territoriais e socioeconômicas. Não tratando-se apenas de eficiência operacional, mas também sublinha a importância de políticas e pesquisas que enfrentem as significativas disparidades de gênero nos deslocamentos para o trabalho e que ofereçam suporte adequado às famílias com filhos, incluindo aquelas monoparentais. Reduzir as desigualdades de gênero e socioeconômicas relacionadas à mobilidade não apenas beneficia indivíduos e famílias, mas fortalece a sociedade como todo ao garantir igualdade de acesso ao mercado de trabalho.

REFERÊNCIAS

- ALONSO, W. **Location and land use**: toward a general theory of land rent. Harvard University Press, 1964.
- ALVES, L. C.; LEITE, I. C.; MACHADO, C. J. Fatores associados à incapacidade funcional dos idosos no Brasil: análise multinível. **Revista de Saúde pública**, v. 44, n. 3, p. 468-478, 2010.
- ÂNTICO, C. Deslocamentos pendulares na região metropolitana de São Paulo. **São Paulo em Perspectiva**, v. 19, n. 4, p. 110-120, 2005.
- ARANHA, V. Mobilidade pendular na metrópole paulista. **São Paulo em Perspectiva**, v. 19, n. 4, p. 96-109, 2005.
- AZEVEDO, A. C.; BEZERRA, J. A. Mobilidade espacial da população: pressupostos teórico-metodológicos. **Revista Brasileira de Desenvolvimento Regional**, v. 10, n. 1, p. 23-45, 2023.
- BLAU, F. D.; KAHN, L. M. The gender wage gap: Extent, trends, and explanations. **Journal of Economic Literature**, v. 55, n. 3, p. 789-865, 2017.
- BRITO, F.; SOUZA, J. Expansão urbana nas grandes metrópoles: o significado das migrações intrametropolitanas e da mobilidade pendular na reprodução da pobreza. **São Paulo em Perspectiva**, v. 19, n. 4, p. 48-63, 2005.
- BRITO, D. J.; AMARAL E SILVA, M. V. Determinantes dos movimentos pendulares no Brasil: uma análise espacial. **Estudios Económicos**, v. 38, n. 76, p. 95-122, 2021.
- BRITO, D. J.M.; LOMBARDI FILHO, S.C. Fatores determinantes da participação no mercado de trabalho cultural brasileiro. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 49, n. 2, p. 33-63, 2019.
- BRITO, D.J.M.; RAMALHO, H.M.B. Caracterização e determinantes dos movimentos pendulares na Região Metropolitana do Recife: evidências a partir de um modelo gravitacional. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 50, n. 2, p. 95-113, 2019.
- BRUECKNER, J. K. The structure of urban equilibria: A unified treatment of the Muth-Mills model. **Handbook of Regional and Urban Economics**, v. 2, n. 20, p. 821-845, 1987.
- CAMERON, C. A.; TRIVEDI, K.P. **Microeconometrics Using Stata**. 2 ed. College Station, TX: Stata Press, 2022.
- CHUNG, Y.; DOWNS, B.; SANDLER, D. H.; SIENKIEWICZ, R. The Parental Gender Earnings Gap in the United States. **Census Bureau Working Paper**, p. 17-68, 2017.
- CLARK, W. A. V; HUANG, Y; WITHERS, S. Does commuting distance matter? Commuting tolerance and residential change. **Regional Science and Urban Economics**, v. 33, n. 2, p. 199-221, 2003.

CRANE, R. Is there a quiet revolution in women's travel? Revisiting the gender gap in commuting. **Journal of the American Planning Association**, v. 73, n. 3, p. 298-316, 2007.

CUNHA, J.M.P. **Mobilidade populacional e expansão urbana: o caso da Região Metropolitana de São Paulo**. 1994. 283 f. Tese (Doutorado). Instituto de Filosofia e Ciências Humanas, Universidade Estadual de Campinas, Campinas, 1994.

CUNHA, M. C. A.; NETO, R. S.; BELMIRO, C. H. P. Demografia como condicionante da localização residencial: uma análise para a Região Metropolitana do Recife. **Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos**, v. 13, n. 4, p. 487-512, 2019.

DINIZ, S. C.; MACHADO, A. F. Analysis of the consumption of artistic-cultural goods and services in Brazil. **Journal of Cultural Economics**, v. 35, p. 1-18, 2011.

DUNCAN, C.; JONES, K. Using multilevel models to model heterogeneity. **Geographical Analysis**, v. 32, n. 4, p. 279-305, 2000.

ERVILHA, G. T.; VIEIRA, W. da C.; FERNANDES, E. A. Determinantes da ecoinovação nas empresas brasileiras: uma análise empírica. *Economia Aplicada*, v. 23, n. 4, p. 145-174, 2019.

FAN, Y. Household structure and gender differences in travel time: spouse/partner presence, parenthood, and breadwinner status. **Transportation**, v. 44, p. 271-291, 2017.

FUJITA, Masahisa. **Urban economic theory**. Cambridge Books, 1989.

FUJITA, M.; THISSE, J. **Economics of Agglomeration: Cities, Industrial Location, and Regional Growth**. Cambridge: Cambridge University Press, 2002.

GARSON, G. D. **Hierarchical Linear Modeling: Guide and Applications**. Sage Research Methods, 2013.

GRILLI, L.; RAMPICHINI, C. A multilevel multinomial logit model for the analysis of graduates' skills. **Statistical Methods and Applications**, v. 16, p. 381-393, 2007.

GORDON, P.; KUMAR, A.; RICHARDSON, H. W. Gender differences in metropolitan travel behaviour. **Regional Studies**, v. 23, n. 6, p. 499-510, 1989.

GORDON P.; RICHARDSON, H. W.; JUN, Myung-Jin. The commuting paradox evidence from the top twenty. **Journal of the American Planning Association**, v. 57, n. 4, p. 416-420, 1991.

GUTIERREZ, F. Commuting patterns, the spatial distribution of jobs and the gender pay gap in the US. **Available at SSRN 3290650**, 2018.

HANSON, S. Gender and mobility: new approaches for informing sustainability. **Gender, Place & Culture**, v. 17, n. 1, p. 5-23, 2010.

HANSON, S.; JOHNSTON, I. Gender differences in work-trip length: explanations and implications. **Urban Geography**, n. 6, p.193-219, 1985.

HOX, J. **Multilevel Analysis Techniques and Applications**. Lawrence Erlbaum associates. New Jersey (US), 2002.

JARDIM, A. P. Reflexões sobre a mobilidade pendular. Em: OLIVEIRA, OLIVEIRA. **Reflexões sobre os Deslocamentos Populacionais no Brasil**. Rio de Janeiro: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE, v. 01, p. 61-73, 2011.

JOHNSTON-ANUMONWO, I. The influence of household type on gender differences in work trip distance. **Professional Geographer**, v. 44, n.2, p. 161-169, 1992.

KAWABATA, M.; ABE, Y. Intra-metropolitan spatial patterns of female labor force participation and commute times in Tokyo. **Regional Science and Urban Economics**, v. 68, p. 291-303, 2018.

KIM, C.; WANG, S. Empirical examination of neighborhood context of individual travel behaviors. **Applied Geography**, v. 60, p. 230-239, 2015.

LAMEIRA, V. C.; GONÇALVES, E.; FREGUGLIA, R. S. O papel das redes na mobilidade laboral de curta e longa distância: evidências para o Brasil formal. **Estudos Econômicos**, v. 45, p. 401-435, 2015.

LAMEIRA, V.; GOLGHER, A. Mobilidade para trabalho na Região Metropolitana de São Paulo a partir dos dados do Censo Demográfico de 2010. **Revista Brasileira de Estudos de População**, v. 38, p. 1-27, 2021.

LEE, B.S.; MCDONALD, J.F. Determinants of commuting time and distance for Seoul residents: the impact of family status on the commuting of women. **Urban Studies**, v. 40, n. 7, p. 1283-1302, 2003.

LESSA, D. A.; LOBO, C.; CARDOSO, L. Accessibility and urban mobility by bus in Belo Horizonte/Minas Gerais–Brazil. **Journal of Transport Geography**, v. 77, p. 1-10, 2019.

LIU, S.; SU, Y. The Geography of Jobs and the Gender Wage Gap. **Available at SSRN**. Working Paper N° 2028, p. 1-63, 2020.

MACDONALD, H. I. Women's employment and commuting: explaining the links. **Journal of Planning Literature**, v. 13, n. 3, p. 267-283, 1999.

MADDEN, J.F. Why women work closer to home. **Urban Studies**, v. 18, n. 2, p. 181-194, 1981.

MCLAFFERTY, S.; PRESTON, V. Gender, race, and the determinants of commuting: New York in 1990. **Urban Geography**, v. 18, n. 3, p. 192-212, 1997.

MERCADO, R.; PÁEZ, A. Determinants of distance traveled with a focus on the elderly: a multilevel analysis in the Hamilton CMA, Canada. **Journal of Transport Geography**, v. 17, p. 65-76, 2009.

MILLS, E. S. An aggregative model of resource allocation in a metropolitan area. **The American Economic Review**, v. 57, n. 2, p. 197-210, 1967.

- MOURA, R.; CASTELLO BRANCO, M. L. G.; FIRKOWSKI, O. L. C. Movimento pendular e perspectivas de pesquisas em aglomerados urbanos. **São Paulo em Perspectiva**, v. 19, p. 121-133, 2005.
- MUTH, R. F. **Cities and housing: the spatial pattern of urban residential land use**. Chicago: University of Chicago Press, 1969.
- MYRDAL, Gunnar. **Teoria econômica e regiões subdesenvolvidas**. Tradução: Lima. C. E. Rio de Janeiro: ISEB- Instituto Superior de Estudos Brasileiros, 1960.
- NERI, M. C. Qual foi o impacto imediato da pandemia do Covid sobre as classes econômicas brasileiras? Rio de Janeiro: FGV Social, 2020. p. 15.
- MENCARINI, L.; PASQUA, S.; ROMITI, A. Single-mother families and the gender gap in children's time investment and non-cognitive skills. **Review of Economics of the Household**, v. 17, p. 149-176, 2019.
- NOWOTNY, K. Commuting, residence and workplace location attractiveness and local public goods. **Scienze Regionali**, v. 10, n. 1, p. 109-136, 2011.
- O'CONNELL, A. A. An illustration of multilevel models for ordinal response data. In: Data and context in statistics education: Towards an evidence-based society. **Proceedings of the Eighth International Conference on Teaching Statistics (ICOTS8)**, 2010.
- OLIVIERI, C.; FAGEDA, X. Urban mobility with a focus on gender: The case of a middle-income Latin American city. **Journal of Transport Geography**, v. 91, n. 102996, p. 1-11, 2021.
- PAULA SANTOS, B. L.; LELIZ, L.V.C. Movimentos pendulares e diferenciais de salários no Brasil. **Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos**, v. 12, n. 4, p. 521-542, 2018.
- PEREIRA, R. H. M.; BRAGA, C. K. V. As Condições de Acessibilidade Urbana dos Terrenos Vazios da União nos Centros Urbanos. **Nota Técnica nº 24**. Brasília: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – Ipea, 2021.
- PEREIRA, R. H. M.; BRAGA, C. K. V.; SERRA, B.; NADALIN, V. G. Desigualdades socioespaciais de acesso a oportunidades nas cidades brasileiras - 2019. **Texto para Discussão nº 2535**. Brasília: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – Ipea, 2020.
- PEREIRA, R. H. M.; HERRERO, V. Mobilidade Pendular: Uma Proposta Teórica Metodológica. **Texto para Discussão nº 1395**. Brasília: IPEA, 2009.
- PERO, V.; STEFANELLI, V. A questão da mobilidade urbana nas metrópoles brasileiras. **Revista de Economia Contemporânea**, v. 19, n.3, p. 366-402, 2015.
- PERPETUA, G. M. Movimentos pendulares e acumulação do capital. **Pegada-A Revista da Geografia do Trabalho**, v. 11, n. 2, p. 132-155, 2010.
- PICARD, R. GEODIST: Stata module to compute geodetic distances. **Boston College Working Papers in Economics**, 2010.

RAMALHO, H.M.B.; BRITO, D.J.M. Migração intrametropolitana e mobilidade pendular: evidências para a região metropolitana do Recife. **Estudos Econômicos**, v.46, n.4, p. 823-877, 2016.

RAUDENBUSH, S. W.; BRYK, A. S. **Hierarchical linear models: applications and data analysis methods**. Thousand Oaks: Sage Publications, 2002.

RUGGLES, S. Patriarchy, power, and pay: The transformation of American families, 1800–2015. **Demography**, v. 52, p.1797-1823, 2015.

SCHEINER, J.; HOLZ-RAU, C. Gendered travel mode choice: a focus on car deficient households. **Journal of Transport Geography**, v. 24, p. 250-261, 2012a.

SILVA DE AGUIAR, M. A.; FRANÇA, J. M. S. Abordagem Hierárquico-Espacial da Mobilidade Pendular para Trabalho: Evidências para o Estado do Ceará. **Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos**, v. 17, n. 1, p. 36–62, 2024.

SILVEIRA NETO, R.; DUARTE, G.; PÁEZ, A. Gender and commuting time in São Paulo metropolitan region. **Urban Studies**, v. 52, n. 2, p. 298-313, 2015.

SINCLAIR, R. Von Thünen and urban sprawl. **Annals of the Association of American Geographers**, v. 57, n. 1, p. 72-87, 1967.

STAMM, C.; STADUTO, J. A. R. Movimentos pendulares das cidades interioranas de porte médio de Cascavel e Toledo, no Paraná. **Revista Brasileira de Estudos da População**, v. 25, n. 1, p. 131-149, 2008.

TAVARES, É; MONTEIRO, J. Movimentos pendulares para trabalho e estudo: estratégias metodológicas a partir dos censos demográficos de 2000 e 2010. **Geosul**, v. 34, n. 73, p. 33-58, 2019.

VAN GASSE, D.; MORTELMANS, D. Single mothers' perspectives on the combination of motherhood and work. **Social Sciences**, v. 9, n. 5, p. 85, 2020.

VAN OMMEREN, J; RIETVELD, P; NIJKAMP, P. Commuting: in search of jobs and residences. **Journal of Urban Economics**, v. 42, n. 3, p. 402-421, 1997.

VIDAL-COSO, E.; BUENO, X. Resilient or newcomer? Female breadwinners in Spain and the impact of the economic crisis. In: CONGRESO ESPAÑOL DE SOCIOLOGÍA, 2016, Gijón. **Anais eletrônicos**. Gijón: FES, 2016.

WACHTER, I.; HOLZ-RAU, C. Gender differences in work-related high mobility differentiated by partnership and parenthood status. **Transportation**, v. 49, n. 6, p. 1737-1764, 2022.

WALDFOGEL, J. Understanding the 'family gap' in pay for women with children. **Journal of Economic Perspectives**, v. 12, n. 1, p. 137-156, 1998.

Fundamental completo e médio incompleto	-0,1246***	0,8829***	-0,1246***	0,8829***	-0,1246***	0,8829***	-0,1246***	0,8829***
	(0,0119)	(0,0105)	(0,0119)	(0,0105)	(0,0119)	(0,0105)	(0,0119)	(0,0105)
Médio completo e superior incompleto	-0,1868***	0,8296***	-0,1867***	0,8297***	-0,1867***	0,8297***	-0,1867***	0,8297***
	(0,0104)	(0,0086)	(0,0104)	(0,0086)	(0,0104)	(0,0086)	(0,0104)	(0,0086)
Superior completo	-0,2194***	0,8030***	-0,2193***	0,8031***	-0,2193***	0,8031***	-0,2193***	0,8031***
	(0,0153)	(0,0123)	(0,0153)	(0,0123)	(0,0153)	(0,0123)	(0,0153)	(0,0123)
Renda baixa (categoria omitida)								
Renda média	-0,1963***	0,8218***	-0,1963***	0,8218***	-0,1962***	0,8218***	-0,1962***	0,8218***
	(0,0095)	(0,0078)	(0,0095)	(0,0078)	(0,0095)	(0,0078)	(0,0095)	(0,0078)
Renda alta	-0,4264***	0,6529***	-0,4263***	0,6530***	-0,4262***	0,6530***	-0,4263***	0,6529***
	(0,0174)	(0,0113)	(0,0174)	(0,0114)	(0,0174)	(0,0114)	(0,0174)	(0,0114)
Trabalhador informal	-0,4742***	0,6224***	-0,4742***	0,6224***	-0,4742***	0,6224***	-0,4742***	0,6224***
	(0,0130)	(0,0081)	(0,0130)	(0,0081)	(0,0130)	(0,0081)	(0,0130)	(0,0081)
Número de crianças	-0,0191***	0,9811***	-0,0191***	0,9811***	-0,0191***	0,9811***	-0,0191***	0,9811***
	(0,0063)	(0,0062)	(0,0063)	(0,0062)	(0,0063)	(0,0062)	(0,0063)	(0,0062)
Número de idoso	0,0051	1,0051	0,0051	1,0051	0,0051	1,0051	0,0051	1,0051
	(0,0132)	(0,0133)	(0,0132)	(0,0133)	(0,0132)	(0,0133)	(0,0132)	(0,0133)
Tipo de agregado familiar								
Casal de único provedor homem sem filhos	-0,0227	0,9776	-0,0227	0,9776	-0,0227	0,9775	-0,0227	0,9775
	(0,0242)	(0,0236)	(0,0242)	(0,0236)	(0,0242)	(0,0236)	(0,0242)	(0,0236)
Casal de único provedor homem com filhos	-0,0077	0,9923	-0,0077	0,9924	-0,0077	0,9924	-0,0077	0,9924
	(0,0157)	(0,0156)	(0,0157)	(0,0156)	(0,0157)	(0,0156)	(0,0157)	(0,0156)
Casal de único provedor mulher sem filhos	0,1739***	1,1900***	0,1739***	1,1900***	0,1739***	1,1899***	0,1739***	1,1899***
	(0,0421)	(0,0501)	(0,0421)	(0,0501)	(0,0421)	(0,0501)	(0,0421)	(0,0501)
Casal de único provedor mulher com filhos	0,0876***	1,0915***	0,0876***	1,0915***	0,0876***	1,0915***	0,0876***	1,0916***
	(0,0226)	(0,0247)	(0,0226)	(0,0247)	(0,0226)	(0,0247)	(0,0226)	(0,0247)

Casal de duplo provedores sem filhos
(categoria omitida)

Casal de duplo provedores com filhos	-0,0797*** (0,0141)	0,9234*** (0,0130)	-0,0797*** (0,0141)	0,9234*** (0,0130)	-0,0797*** (0,0141)	0,9234*** (0,0130)	-0,0797*** (0,0141)	0,9234*** (0,0130)
Casal de desempregados com filhos	0,0516** (0,0239)	1,0529** (0,0252)	0,0516** (0,0239)	1,0529** (0,0252)	0,0516** (0,0239)	1,0529** (0,0252)	0,0516** (0,0239)	1,0529** (0,0252)
Unipessoal de provedor homem	-0,0545** (0,0242)	0,9469** (0,0229)	-0,0545** (0,0242)	0,9469** (0,0229)	-0,0545** (0,0242)	0,9469** (0,0229)	-0,0545** (0,0242)	0,9469** (0,0229)
Unipessoal de provedor mulher	0,1418*** (0,0287)	1,1524*** (0,0331)	0,1418*** (0,0287)	1,1524*** (0,0331)	0,1418*** (0,0287)	1,1524*** (0,0331)	0,1419*** (0,0287)	1,1524*** (0,0331)
Monoparental de provedor homem (com filho)	-0,1345*** (0,0375)	0,8742*** (0,0328)	-0,1345*** (0,0375)	0,8742*** (0,0328)	-0,1345*** (0,0375)	0,8742*** (0,0328)	-0,1344*** (0,0375)	0,8742*** (0,0328)
Monoparental de provedor mulher (com filho)	0,0660*** (0,0187)	1,0683*** (0,0200)	0,0660*** (0,0187)	1,0683*** (0,0200)	0,0661*** (0,0187)	1,0683*** (0,0200)	0,0661*** (0,0187)	1,0683*** (0,0200)
Intercepto	-	-	-	-	-	-	-	-

Dummies de RMs Não Sim Sim Sim Sim

Componentes Aleatórios

cut1										
Coeficiente	-1,3820*** (0,0622)	0,2511*** (0,0156)	-1,9692*** (0,2827)	0,1396*** (0,0395)	-1,9937*** (0,2881)	0,1362*** (0,0392)	-2,4850* (1,4650)	0,0833* (0,1221)	-2,1887 (1,4931)	0,1121 (0,1673)
cut2										
Coeficiente	0,6169*** (0,0622)	1,8532*** (0,1152)	0,0610 (0,2826)	1,0630 (0,3004)	0,0365 (0,2881)	1,0372 (0,2988)	-0,4548 (1,4650)	0,6346 (0,9297)	-0,1585 (1,4931)	0,8534 (1,2742)
cut3										
Coeficiente	3,0682*** (0,0626)	21,5034*** (1,3456)	2,5397*** (0,2827)	12,6757*** (3,5838)	2,5152*** (0,2882)	12,3688*** (3,5644)	2,0238 (1,4650)	7,5674 (11,0864)	2,3201 (1,4931)	10,1770 (15,1957)
var(Intercepto)	0,7645***	2,1480***	0,4465***	1,5628***	0,4457***	1,5616***	0,4447***	1,5600***	0,4429***	1,5572***

	(0,0785)	(0,1685)	(0,0473)	(0,0739)	(0,0472)	(0,0737)	(0,0472)	(0,0736)	(0,0470)	(0,0731)
var(Residual)	-		-		-		-		-	
Variância explicada (%)					0,1791		0,4031		0,8062	
ICC	0,1885									
Observações										
Nível individual	240.656		240.656		240.656		240.656		240.656	
Nível municipal	210		210		210		210		210	

Fonte: Fonte: Elaboração própria, com base nos microdados do Censo Demográfico de 2010 e nos dados municipais do PNUD (2010). Nota: (1) A proporção da variância explicada é calculada por % *variância explicada* $\frac{\hat{\sigma}_{00}^2(não\ condicional) - \hat{\sigma}_{00}^2(condicional)}{\hat{\sigma}_{00}^2(não\ condicional)}$. (2) Desvios padrão robustos entre parênteses. (3) Níveis de significância: * p<0,10, ** p<0,05, *** p<0,01.

Tabela 8 – Determinantes dos deslocamentos pendulares intermunicipais, considerando o modo de transporte, para regiões metropolitanas do Brasil em 2010 (coeficientes e odds ratios)

	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3		Modelo 4		Modelo 5	
	Coef.		Coef.	OR	Coef.	OR	Coef.	OR	Coef.	OR
Municipal										
Ensino superior					0,0174*** (0,0034)	1,0176*** (0,0035)	0,0115* (0,0065)	1,0116* (0,0066)	0,0112* (0,0063)	1,0113* (0,0064)
IDHM							0,9964 (0,9281)	2,7085 (2,5139)	1,6261* (0,9265)	5,0842* (4,7106)
Densidade populacional									-0,0000*** (0,0000)	1,0000*** (0,0000)
Individual										
Feminino			-0,1852*** (0,0116)	0,8309*** (0,0096)	-0,1850*** (0,0115)	0,8311*** (0,0096)	-0,1851*** (0,0115)	0,8310*** (0,0096)	-0,1850*** (0,0115)	0,8311*** (0,0096)
Idade			0,0506*** (0,0029)	1,0519*** (0,0031)	0,0505*** (0,0029)	1,0518*** (0,0031)	0,0505*** (0,0029)	1,0518*** (0,0031)	0,0505*** (0,0029)	1,0518*** (0,0031)
Idade ao quadrado			-0,0006*** (0,0000)	0,9994*** (0,0000)	-0,0006*** (0,0000)	0,9994*** (0,0000)	-0,0006*** (0,0000)	0,9994*** (0,0000)	-0,0006*** (0,0000)	0,9994*** (0,0000)
Cor da pele - Branca (categoria omitida)										
Cor da pele – Preta			-0,5574*** (0,0164)	0,5727*** (0,0094)	-0,5574*** (0,0164)	0,5727*** (0,0094)	-0,5575*** (0,0164)	0,5727*** (0,0094)	-0,5573*** (0,0164)	0,5728*** (0,0094)
Cor da pele – Parda			-0,2898*** (0,0109)	0,7484*** (0,0082)	-0,2895*** (0,0109)	0,7486*** (0,0082)	-0,2896*** (0,0109)	0,7486*** (0,0082)	-0,2896*** (0,0109)	0,7486*** (0,0082)
Cor da pele – Amarela/Vermelha			-0,0688 (0,0469)	0,9335 (0,0438)	-0,0687 (0,0469)	0,9336 (0,0438)	-0,0687 (0,0469)	0,9336 (0,0438)	-0,0687 (0,0469)	0,9336 (0,0438)
Sem instrução e fundamental incompleto (categoria omitida)										
Fundamental completo e médio incompleto			0,2861*** (0,0142)	1,3312*** (0,0189)	0,2853*** (0,0142)	1,3302*** (0,0189)	0,2852*** (0,0142)	1,3300*** (0,0189)	0,2851*** (0,0142)	1,3299*** (0,0189)
Médio completo e superior incompleto			0,6276***	1,8731***	0,6263***	1,8706***	0,6260***	1,8702***	0,6258***	1,8698***

Superior completo	(0,0125) 1,4758*** (0,0220)	(0,0234) 4,3745*** (0,0963)	(0,0125) 1,4714*** (0,0220)	(0,0234) 4,3553*** (0,0959)	(0,0125) 1,4713*** (0,0220)	(0,0234) 4,3549*** (0,0959)	(0,0125) 1,4711*** (0,0220)	(0,0234) 4,3541*** (0,0959)
Renda baixa (categoria omitida)								
Renda média	1,0626*** (0,0114)	2,8938*** (0,0331)	1,0618*** (0,0114)	2,8916*** (0,0330)	1,0616*** (0,0114)	2,8911*** (0,0330)	1,0618*** (0,0114)	2,8915*** (0,0330)
Renda alta	2,6200*** (0,0294)	13,7354*** (0,4038)	2,6150*** (0,0294)	13,6673*** (0,4019)	2,6150*** (0,0294)	13,6670*** (0,4019)	2,6148*** (0,0294)	13,6643*** (0,4018)
Trabalhador informal	0,4902*** (0,0175)	1,6327*** (0,0286)	0,4901*** (0,0175)	1,6325*** (0,0286)	0,4901*** (0,0175)	1,6325*** (0,0286)	0,4900*** (0,0175)	1,6323*** (0,0286)
Número de crianças	-0,0540*** (0,0078)	0,9474*** (0,0074)	-0,0540*** (0,0078)	0,9474*** (0,0074)	-0,0540*** (0,0078)	0,9474*** (0,0074)	-0,0541*** (0,0078)	0,9474*** (0,0074)
Número de idoso	-0,0834*** (0,0170)	0,9200*** (0,0156)	-0,0836*** (0,0170)	0,9198*** (0,0156)	-0,0836*** (0,0170)	0,9198*** (0,0156)	-0,0836*** (0,0170)	0,9198*** (0,0156)
Tipo de agregado familiar								
Casal de único provedor homem sem filhos	0,0856*** (0,0297)	1,0893*** (0,0324)	0,0854*** (0,0297)	1,0891*** (0,0324)	0,0855*** (0,0297)	1,0892*** (0,0324)	0,0853*** (0,0297)	1,0890*** (0,0324)
Casal de único provedor homem com filhos	0,7346*** (0,0199)	2,0847*** (0,0415)	0,7341*** (0,0199)	2,0836*** (0,0415)	0,7340*** (0,0199)	2,0834*** (0,0415)	0,7339*** (0,0199)	2,0832*** (0,0415)
Casal de único provedor mulher sem filhos	-0,1241** (0,0522)	0,8833** (0,0461)	-0,1242** (0,0522)	0,8832** (0,0461)	-0,1242** (0,0522)	0,8832** (0,0461)	-0,1243** (0,0522)	0,8831** (0,0461)
Casal de único provedor mulher com filhos	0,4749*** (0,0278)	1,6078*** (0,0447)	0,4743*** (0,0278)	1,6069*** (0,0447)	0,4742*** (0,0278)	1,6068*** (0,0447)	0,4742*** (0,0278)	1,6067*** (0,0447)
Casal de duplo provedores sem filhos (categoria omitida)								
Casal de duplo provedores com filhos	0,7127*** (0,0179)	2,0395*** (0,0365)	0,7123*** (0,0179)	2,0387*** (0,0365)	0,7122*** (0,0179)	2,0385*** (0,0365)	0,7122*** (0,0179)	2,0385*** (0,0365)

Casal de desempregados com filhos			0,6017*** (0,0300)	1,8252*** (0,0547)	0,6011*** (0,0300)	1,8241*** (0,0547)	0,6010*** (0,0300)	1,8240*** (0,0546)	0,6009*** (0,0300)	1,8237*** (0,0546)
Unipessoal de provedor homem			-0,8640*** (0,0302)	0,4215*** (0,0127)	-0,8640*** (0,0302)	0,4215*** (0,0127)	-0,8640*** (0,0302)	0,4215*** (0,0127)	-0,8640*** (0,0302)	0,4215*** (0,0127)
Unipessoal de provedor mulher			-1,8300*** (0,0405)	0,1604*** (0,0065)	-1,8311*** (0,0405)	0,1602*** (0,0065)	-1,8310*** (0,0405)	0,1603*** (0,0065)	-1,8308*** (0,0405)	0,1603*** (0,0065)
Monoparental de provedor homem (com filho)			0,1186** (0,0464)	1,1259** (0,0523)	0,1182** (0,0464)	1,1255** (0,0523)	0,1182** (0,0464)	1,1254** (0,0522)	0,1182** (0,0464)	1,1255** (0,0523)
Monoparental de provedor mulher (com filho)			-0,7267*** (0,0239)	0,4835*** (0,0115)	-0,7275*** (0,0239)	0,4831*** (0,0115)	-0,7276*** (0,0239)	0,4831*** (0,0115)	-0,7274*** (0,0239)	0,4831*** (0,0115)
Intercepto	0,4118*** (0,0520)	1,5094*** (0,0785)	-3,0621*** (0,1331)	0,0467*** (0,0062)	-3,1695*** (0,1266)	0,0420*** (0,0053)	-3,8193*** (0,6182)	0,0219*** (0,0135)	-4,2276*** (0,6167)	0,0145*** (0,0089)
Dummies de RMs		Não		Sim		Sim		Sim		Sim
Componentes Aleatórios										
var(Intercepto)	0,5216*** (0,0560)		0,0603*** (0,0081)		0,0485*** (0,0070)		0,0477*** (0,0069)		0,0444*** (0,0065)	
var(Residual)	-		-		-		-		-	
Variância explicada (%)					19,7019		21,0264		26,4901	
ICC	0,1369									
Observações										
Nível individual	240.656		240.656		240.656		240.656		240.656	
Nível municipal	210		210		210		210		210	

Fonte: Fonte: Elaboração própria, com base nos microdados do Censo Demográfico de 2010 e nos dados municipais do PNUD (2010). Nota: (1) A proporção da variância explicada é calculada por % *variância explicada* $\frac{\hat{\sigma}_{00}^2(\text{não condicional}) - \hat{\sigma}_{00}^2(\text{condicional})}{\hat{\sigma}_{00}^2(\text{não condicional})}$. (2) Desvios padrão robustos entre parênteses. (3) Níveis de significância: * p<0,10, ** p<0,05, *** p<0,01.

Tabela 9 – Determinantes dos deslocamentos pendulares intermunicipais, considerando a distância, para regiões metropolitanas do Brasil em 2010 (coeficientes)

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5
Municipal					
Ensino superior			-0,0832 (0,1255)	0,7521*** (0,2034)	0,8098*** (0,1917)
IDHM				-127,4923*** (25,2474)	-103,4815*** (24,2580)
Densidade populacional					-0,0014*** (0,0003)
Individual					
Feminino		-0,5054*** (0,0408)	-0,5054*** (0,0408)	-0,5054*** (0,0408)	-0,5053*** (0,0408)
Idade		0,0960*** (0,0105)	0,0960*** (0,0105)	0,0960*** (0,0105)	0,0960*** (0,0105)
Idade ao quadrado		-0,0009*** (0,0001)	-0,0009*** (0,0001)	-0,0009*** (0,0001)	-0,0009*** (0,0001)
Cor da pele – Branca (categoria omitida)					
Cor da pele – Preta		0,1151* (0,0601)	0,1151* (0,0601)	0,1153* (0,0601)	0,1155* (0,0601)
Cor da pele – Parda		0,0011 (0,0399)	0,0011 (0,0399)	0,0013 (0,0399)	0,0014 (0,0399)
Cor da pele – Amarela/Vermelha		-0,0878 (0,1570)	-0,0878 (0,1570)	-0,0876 (0,1570)	-0,0877 (0,1570)
Sem instrução e fundamental incompleto (categoria omitida)					
Fundamental completo e médio incompleto		-0,1496*** (0,0531)	-0,1496*** (0,0531)	-0,1493*** (0,0531)	-0,1493*** (0,0531)
Médio completo e superior incompleto		0,0182 (0,0461)	0,0183 (0,0461)	0,0189 (0,0461)	0,0188 (0,0461)
Superior completo		0,5669*** (0,0680)	0,5671*** (0,0680)	0,5674*** (0,0680)	0,5674*** (0,0680)

Renda baixa (categoria omitida)				
Renda média	0,4281*** (0,0425)	0,4281*** (0,0425)	0,4284*** (0,0425)	0,4285*** (0,0425)
Renda alta	1,6005*** (0,0772)	1,6007*** (0,0772)	1,6007*** (0,0772)	1,6006*** (0,0772)
Trabalhador informal	-0,1463** (0,0573)	-0,1463** (0,0573)	-0,1463** (0,0573)	-0,1465** (0,0573)
Número de crianças	0,1045*** (0,0280)	0,1045*** (0,0280)	0,1045*** (0,0280)	0,1045*** (0,0280)
Número de idoso	0,1146* (0,0591)	0,1146* (0,0591)	0,1146* (0,0591)	0,1147* (0,0591)
Tipo de agregado familiar				
Casal de único provedor homem sem filhos	0,1006 (0,1071)	0,1006 (0,1071)	0,0998 (0,1071)	0,1000 (0,1071)
Casal de único provedor homem com filhos	0,2839*** (0,0701)	0,2839*** (0,0701)	0,2840*** (0,0701)	0,2840*** (0,0701)
Casal de único provedor mulher sem filhos	0,4068** (0,1875)	0,4068** (0,1875)	0,4070** (0,1875)	0,4074** (0,1875)
Casal de único provedor mulher com filhos	0,3537*** (0,1012)	0,3537*** (0,1012)	0,3540*** (0,1012)	0,3541*** (0,1012)
Casal de duplo provedores sem filhos (categoria omitida)				
Casal de duplo provedores com filhos	0,0324 (0,0628)	0,0324 (0,0628)	0,0324 (0,0628)	0,0325 (0,0628)
Casal de desempregados com filhos	0,1293 (0,1071)	0,1293 (0,1071)	0,1294 (0,1071)	0,1295 (0,1071)
Unipessoal de provedor homem	-0,1623 (0,1073)	-0,1623 (0,1073)	-0,1622 (0,1073)	-0,1620 (0,1073)
Unipessoal de provedor mulher	0,1300 (0,1284)	0,1300 (0,1284)	0,1298 (0,1284)	0,1300 (0,1284)
Monoparental de provedor homem (com filho)	-0,5174*** (0,1676)	-0,5173*** (0,1676)	-0,5172*** (0,1676)	-0,5172*** (0,1676)
Monoparental de provedor mulher (com filho)	0,1577* (0,1577*)	0,1578* (0,1578*)	0,1579* (0,1579*)	0,1581* (0,1581*)

Intercepto	22,9458*** (0,6531)	(0,0835) 16,2603*** (3,6331)	(0,0835) 16,7525*** (3,7050)	(0,0835) 98,7539*** (16,6138)	(0,0835) 83,2473*** (15,9506)
Dummies de RMs	Não	Sim	Sim	Sim	Sim
Componentes Aleatórios					
var(Intercepto)	88,3400*** (8,9060)	78,5375 (7,9154)	78,4007*** (7,8999)	70,0082*** (7,0472)	61,6784*** (6,2431)
var(Residual)	69,8678*** (0,2015)	69,4450*** (0,2003)	69,4450*** (0,2003)	69,4448*** (0,2003)	69,4452*** (0,2003)
Variância explicada (%)			0,1743	10,8603	21,4664
ICC	0,5584				
Observações					
Nível individual	240.656	240.656	240.656	240.656	240.656
Nível municipal	210	210	210	210	210

Fonte: Fonte: Elaboração própria, com base nos microdados do Censo Demográfico de 2010 e nos dados municipais do PNUD (2010). Nota: (1) A proporção da variância explicada é calculada por % *variância explicada* $\frac{\hat{\sigma}_{00}^2(\text{não condicional}) - \hat{\sigma}_{00}^2(\text{condicional})}{\hat{\sigma}_{00}^2(\text{não condicional})}$. (2) Desvios padrão robustos entre parênteses. (3) Níveis de significância: * p<0,10, ** p<0,05, *** p<0,01.

Tabela 10 – Teste de Robustez

Variável dependente:	Amostra completa = 240.656					Amostra de principais responsáveis = 128.190				
	(I) Tempo		(II) Transporte		(III) Distância	(IV) Tempo		(V) Transporte		(VI) Distância
	Coef.	OR	Coef.	OR	Coef.	Coef.	OR	Coef.	OR	Coef.
Nível individual										
Feminino	0,1608*** (0,0091)	1,1745*** (0,0107)	-0,1850*** (0,0115)	0,8311*** (0,0096)	-0,5053*** (0,0408)	0,2533*** (0,0180)	1,2882*** (0,0232)	-0,2724*** (0,0225)	0,7616*** (0,0171)	-0,4381*** (0,0820)
Tipo de agregado familiar										
Casal de único provedor homem sem filhos	-0,0227 (0,0242)	0,9775 (0,0236)	0,0853*** (0,0297)	1,0890*** (0,0324)	0,1000 (0,1071)	-0,0294 (0,0296)	0,9710 (0,0287)	0,1439*** (0,0368)	1,1548*** (0,0424)	0,1596 (0,1347)
Casal de único provedor homem com filhos	-0,0077 (0,0157)	0,9924 (0,0156)	0,7339*** (0,0199)	2,0832*** (0,0415)	0,2840*** (0,0701)	-0,0450** (0,0225)	0,9560** (0,0215)	0,7057*** (0,0286)	2,0252*** (0,0578)	0,4164*** (0,1024)
Casal de único provedor mulher sem filhos	0,1739*** (0,0421)	1,1899*** (0,0501)	-0,1243** (0,0522)	0,8831** (0,0461)	0,4074** (0,1875)	0,1144* (0,0648)	1,1212* (0,0727)	-0,1283 (0,0806)	0,8796 (0,0709)	0,4129 (0,2953)
Casal de único provedor mulher com filhos	0,0876*** (0,0226)	1,0916*** (0,0247)	0,4742*** (0,0278)	1,6067*** (0,0447)	0,3541*** (0,1012)	-0,0316 (0,0402)	0,9689 (0,0389)	0,3105*** (0,0493)	1,3641*** (0,0673)	0,5043*** (0,1831)
Casal de duplo provedores sem filhos (categoria omitida)										
Casal de duplo provedores com filhos	-0,0797*** (0,0141)	0,9234*** (0,0130)	0,7122*** (0,0179)	2,0385*** (0,0365)	0,0325 (0,0628)	-0,1115*** (0,0206)	0,8945*** (0,0184)	0,6650*** (0,0262)	1,9445*** (0,0510)	0,0967 (0,0938)
Casal de desempregados com filhos	0,0516** (0,0239)	1,0529** (0,0252)	0,6009*** (0,0300)	1,8237*** (0,0546)	0,1295 (0,1071)	-	-	-	-	-
Unipessoal de provedor homem	-0,0545** (0,0242)	0,9469** (0,0229)	-0,8640*** (0,0302)	0,4215*** (0,0127)	-0,1620 (0,1073)	-0,0244 (0,0268)	0,9759 (0,0262)	-0,8726*** (0,0337)	0,4179*** (0,0141)	-0,1160 (0,1223)
Unipessoal de provedor mulher	0,1419*** (0,0287)	1,1524*** (0,0331)	-1,8308*** (0,0405)	0,1603*** (0,0065)	0,1300 (0,1284)	0,0714** (0,0335)	1,0740** (0,0359)	-1,7626*** (0,0463)	0,1716*** (0,0079)	0,1143 (0,1534)
Monoparental de provedor homem (com filho)	-0,1344*** (0,0375)	0,8742*** (0,0328)	0,1182** (0,0464)	1,1255** (0,0523)	-0,5172*** (0,1676)	-0,1563*** (0,0470)	0,8553*** (0,0402)	-0,0219 (0,0586)	0,9783 (0,0573)	-0,4395** (0,2142)

Monoparental de provedor mulher (com filho)	0,0661*** (0,0187)	1,0683*** (0,0200)	-0,7274*** (0,0239)	0,4831*** (0,0115)	0,1581* (0,0835)	-0,0480* (0,0285)	0,9531* (0,0272)	-0,8193*** (0,0370)	0,4407*** (0,0163)	0,1087 (0,1304)
Intercepto	-	-	-4,2276*** (0,6167)	0,0146*** (0,0090)	83,2473*** (15,9506)	-	-	-4,8696*** (0,6371)	0,0077*** (0,0049)	84,5666*** (15,9851)
Outras variáveis	Sim			Sim	Sim	Sim		Sim		Sim
Nível Municipal										
Ensino superior	0,0013 (0,0171)	1,0013 (0,0171)	0,0112* (0,0063)	1,0113* (0,0064)	0,8098*** (0,1917)	0,0028 (0,0167)	1,0028 (0,0167)	0,0137** (0,0062)	1,0138** (0,0063)	0,8246*** (0,1911)
IDHM	-0,3035 (2,2718)	0,7382 (1,6772)	1,6261* (0,9265)	5,0842* (4,7106)	-103,4815*** (24,2580)	-1,0162 (2,2518)	0,3620 (0,8151)	1,2912 (0,9454)	3,6370 (3,4383)	-105,7661*** (24,3073)
Densidade populacional	-0,0000 (0,0000)	1,0000 (0,0000)	-0,0000*** (0,0000)	1,0000*** (0,0000)	-0,0014*** (0,0003)	-0,0000 (0,0000)	1,0000 (0,0000)	-0,0000*** (0,0000)	1,0000*** (0,0000)	-0,0014*** (0,0003)
Componentes Aleatórios										
var(Intercepto)	0,4429*** (0,0470)		0,0444*** (0,0065)		61,6784*** (6,2431)	0,4075*** (0,0456)		0,0340*** (0,0059)		60,7348*** (6,3342)
var(Residual)	-		-		69,4452*** (0,2003)	-		-		72,4352*** (0,2864)
% da variância explicada	0,8063		26,4901		21,4664	1,8545		33,4904		23,0966
ICC	0,1886		0,1369		0,5584	0,1840		0,1263		0,5513

Fonte: Fonte: Elaboração própria, com base nos microdados do Censo Demográfico de 2010 e nos dados municipais do PNUD (2010). Nota: (1) A proporção da variância explicada é calculada por % *variância explicada* $\frac{\hat{\sigma}_{00}^2(\text{não condicional}) - \hat{\sigma}_{00}^2(\text{condicional})}{\hat{\sigma}_{00}^2(\text{não condicional})}$. (2) Desvios padrão robustos entre parênteses. (3) Níveis de significância: * p<0,10, ** p<0,05, *** p<0,01.

