

Mobilidade pendular e histórico de migração: Evidências para a Região Metropolitana do Recife

Área de interesse: Economia Regional e Urbana

Autores:

Danyella Juliana Martins de Brito

Mestre em Economia pela Universidade Federal da Paraíba - UFPB.

Doutoranda em Economia pelo Programa de Pós-Graduação em Economia - UFMG.

Endereço postal: Rua João Antônio Cardoso. Bairro Ouro Preto. nº 64, Apto 203. CEP: 31310-390. Belo Horizonte - MG.

Telefone: (31) 8945-1274.

E-mail: danyjbrito@hotmail.com

Hilton Martins de Brito Ramalho

Doutor em Economia pela Universidade Federal de Pernambuco.

Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia - UFPB.

Endereço postal: Rua Norberto de Castro Nogueira 123, Apto 301, Jardim Oceania, João Pessoa-PB, CEP: 58037-603.

Telefone: (83) 8825-1122.

E-mail: hiltonmbr@gmail.com

Mobilidade pendular e histórico de migração: Evidências para a Região Metropolitana do Recife

Área de interesse: Economia Regional e Urbana

Resumo

O artigo investiga a importância do histórico de migração sobre a mobilidade pendular na Região Metropolitana do Recife (RMR). Nesse intuito, foram usados dados do Censo Demográfico de 2010 e estimado um modelo de determinação do movimento pendular intermunicipal baseado em cópulas, considerando a migração como uma variável endógena. Os resultados mostraram que a mobilidade pendular na RMR está diretamente associada a condição recente de migração dos trabalhadores. Portanto, políticas públicas de mobilidade urbana não devem apenas considerar as características e demandas dos *commuters*, mas a dinâmica e o padrão da migração na RMR.

Palavras-chaves: Mobilidade pendular, Região Metropolitana do Recife, Probit Bivariado Recursivo.

Abstract

The aim of this paper is to investigate the relationship between commuting and migration in the Recife's Metropolitan Region (RMR) - Brazil. To this, we use data from Demographic Census of 2010 to estimate a copula-based model of intrametropolitan commuting considering migration as an endogenous variable. The finds show that commuting is positively related to workers' migration status. Therefore, public policies designed for urban mobility should take account not only the characteristics and demands of the commuters, but also the migration's streams in the RMR.

Keywords: Commuting, Recife's Metropolitan Region, Recursive Bivariate Probit.

JEL classification: R23, J24, C31.

1 Introdução

A estrutura espacial de complexos urbanos é resultado histórico de dinâmicas da população e de atividades econômicas. Nesses espaços, as decisões individuais sobre local de residência e de trabalho são atreladas a um amplo conjunto de fatores de acessibilidade, espaço e amenidades. As questões atreladas à acessibilidade incluem gastos, tanto monetários, como de tempo, associados a idas ao trabalho, lazer e outras atividades. Em relação ao espaço, tem-se as decisões referentes ao tamanho e à qualidade de imóveis, enquanto as amenidades ambientais incluem tanto características naturais como características de vizinhança, tais como segurança local, presença de escolas, hospitais na proximidade (MIRANDA; DOMINGUES, 2007). Nesse contexto, a dinâmica urbana favorece a dissociação entre o local de trabalho e o local de moradia, induzindo indivíduos com objetivos comuns e de mesma classe social a aglomerar-se em determinadas áreas (ÂNTICO, 2005; MOURA; DELGADO; COSTA, 2013).

O crescimento do território metropolitano e de sua rede de infraestrutura urbana, a saber transportes, comunicações, comércio e serviços, são fatores importantes para a compreensão dos movimentos pendulares¹ e de dinâmicas de integração local (MOURA; BRANCO; FIRKOWSKI, 2005; JARDIM, 2011). Em regiões metropolitanas, a intensificação de deslocamentos pendulares pode resultar em aumento da demanda por

¹ Entenda-se como movimentos populacionais cotidianos realizados do local de residência para local o trabalho no contexto inter-regional (PAPANIKOLAOU, 2006; AXISA; SCOTT; NEWBOLD, 2012). No Brasil, a maioria dos estudos especializados costuma classificar como *commuter* a pessoa que trabalha em um município diferente daquele de residência (ARANHA, 2005; ÂNTICO, 2005; MOURA; DELGADO; COSTA, 2013).

serviços públicos em geral, especialmente por infraestrutura rodoviária e maior frota e qualidade de transportes coletivos. Logo, o estudo dos movimentos pendulares é de suma importância para o desenho de políticas públicas direcionadas à melhoria da mobilidade urbana.

Os movimentos pendulares se caracterizam como um fenômeno importante e atual em distintas localidades urbanas do mundo (ROUWENDAL; RIETVELD, 1994; ARANHA, 2005; SANDOW; WESTIN, 2010). No Brasil, por exemplo, Soares (2006) identificou um processo de “inversão demográfica” ocorrendo desde os anos de 1970, isto é, um processo caracterizado por uma desconcentração populacional nas capitais em função de outros municípios das regiões metropolitanas. Tal desconcentração seria potencializada pela especulação imobiliária e por fatores ligados ao próprio mercado de trabalho, como a incapacidade de absorção de toda mão de obra disponível em razão do distanciamento dos núcleos urbanos. Reforçando tal perspectiva, os dados do último Censo Demográfico realizado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) mostram que, no país, o percentual de indivíduos de 10 anos de idade ou mais que trabalhavam fora do município de residência, foi de 11,6% em 2010. Considerando apenas a população ocupada, os dados censitários ainda revelam que cerca de 12,8% daqueles com 10 anos de idade ou mais trabalhavam em uma localidade distinta daquela de residência.

Cabe ressaltar, por outro lado, diferenças importantes na intensidade dos movimentos pendulares entre as regiões metropolitanas brasileiras. Ainda conforme dados do Censo Demográfico de 2010, dentre as 12 regiões metropolitanas mais importantes do Brasil, a Região Metropolitana do Recife (RMR) é aquela que registra maior participação da população pendular entre a população total (18,3%), considerando os movimentos por motivo de trabalho/estudo². Não obstante, ao se cotejar a RMR com outras metrópoles da região Nordeste (Fortaleza e Salvador), a primeira também destaca-se pela centralidade de sua capital nos movimentos pendulares. Enquanto 7,1% e 3,3% das pessoas ocupadas, respectivamente, nas Regiões Metropolitanas de Fortaleza (RMF) e de Salvador (RMS), se deslocam para trabalhar nas suas respectivas capitais, na RMR, essa proporção é de 28,5%, isto é, a cidade do Recife recebe um importante contingente de mão de obra “flutuante” e residente no perímetro metropolitano.

A escolha individual de residência relaciona-se com a maximização do bem estar da família. Nesse contexto, a oferta de infraestrutura, lazer e amenidades naturais, devem contribuir diretamente para escolha residencial. Ademais, fatores relacionados a estrutura domiciliar (quantidade de filhos e faixa etária, existência de cônjuge) podem ter papel decisivo nesse processo, de modo que a família deve mudar de residência quando os benefícios líquidos esperados em uma localidade alternativa superarem aqueles da residência atual (SO; ORAZEM; OTTO, 2001; MAGALHAES; RIOS-NETO, 2004). No caso daqueles que já cruzaram fronteiras municipais para mudança de residência em razão de um movimento migratório, a possibilidade de enfrentamento de trajetos casa-trabalho mais longos, especialmente, trajetos intermunicipais, é bastante factível. Fatores como predisposição ao risco, talento e motivação, podem diferenciar os indivíduos migrantes dos demais, o que, por conseguinte, influencia a decisão de realizar deslocamentos pendulares mais específicos (CHISWICK, 1999; RENKOW; HOOVER, 2000; VAN OMMEREN; DARGAY, 2006; AXISA; SCOTT; NEWBOLD, 2012).

De forma geral, há uma série de trabalhos que estudaram os movimentos pendulares nas distintas regiões metropolitanas do Brasil (ÂNTICO, 2005; MOURA; BRANCO; FIRKOWSKI, 2005; JARDIM; ERVATTI, 2007; MIRANDA; DOMINGUES, 2008; JARDIM, 2011; MOURA; DELGADO; COSTA, 2013). Porém, em relação à análise dos movimentos pendulares a partir do exame da migração intermunicipal, há poucos estudos na literatura brasileira, e os que o fazem estão concentrados na área de Demografia (SOARES, 2006; PEREIRA; HERRERO, 2009). Portanto, fica perceptível que a temática da mobilidade pendular é pouco explorada no país, sendo de extrema relevância o desenvolvimento de novos estudos que possam ajudar na melhor compreensão de tal fenômeno.

Diante do exposto, o objetivo deste artigo é estimar o efeito da condição de migrante intermunicipal sobre a probabilidade de realização do movimento pendular por motivo de trabalho, tendo como foco de análise a RMR. Para tanto, são utilizados dados do Censo Demográfico de 2010 e um modelo de determinação conjunta de migração intermunicipal e movimento pendular, cuja estrutura de dependência em fatores não observados é estimada de forma flexível com o uso de funções cópulas.

O artigo encontra-se dividido em seis seções incluindo essa introdução. Na segunda seção, apresenta-se um breve panorama acerca da mobilidade pendular na RMR, destacando os municípios de origem e de destino.

² Os dados para todas as metrópoles podem ser prontamente disponibilizados pelos autores mediante solicitação.

A terceira seção é dedicada a estratégia empírica, onde se discute o modelo econométrico e as técnicas de estimação. Na quarta seção, faz-se uma apresentação sobre os dados empregados e recortes amostrais. Os resultados empíricos são discutidos na quinta seção. Por fim, a sexta seção é reservada às considerações finais.

2 A Mobilidade Pendular na RMR

Criada pela Lei Complementar Federal nº 14 de 1973, a RMR é composta por 14 municípios, a saber: Abreu e Lima, Araçoiaba, Cabo de Santo Agostinho, Camaragibe, Igarassu, Ipojuca, Ilha de Itamaracá, Itapissuma, Jaboatão dos Guararapes, Moreno, Olinda, Paulista, Recife, São Lourenço da Mata.

A RMR abriga o Complexo Industrial e Portuário de Suape e o Porto Digital. O Porto Digital trata-se de um Arranjo Produtivo de Tecnologia da Informação, Comunicação e Economia Criativa situado na cidade do Recife, formado essencialmente por pequenas e médias empresas da própria cidade, mas ao mesmo tempo abrange grandes instituições multinacionais e brasileiras – tais como *Accenture*, *IBM*, *Microsoft* – e projetos de Pesquisa e Desenvolvimento (P&D) em parceria com *Motorola*, *Samsung*, *LG* e *HP*. O Complexo Industrial e Portuário de Suape, por sua vez, localiza-se nos municípios de Ipojuca e Cabo de Santo Agostinho. Dentre as empresas em operação, pode-se destacar a Refinaria Abreu e Lima, Estaleiro Atlântico Sul, Companhia Brasileira de Petróleo Ipiranga, *Amanco*, *Pamesa*, *Pepsico*, *Bunge*, *Coca-Cola*, *Unilever* e *Condor*.

A Tabela 1 evidencia alguns detalhes importantes sobre o padrão da mobilidade pendular na RMR a partir dos dados do Censo Demográfico de 2010.

Tabela 1 – Matriz de origem e destino dos movimentos pendulares por motivo de trabalho na RMR - 2010

Residência	Município de Trabalho														Total
	Abreu e Lima (AL)	Araçoiaba (AR)	Cabo de Santo Agostinho (CS)	Camaragibe (CE)	Igarassu (IG)	Ipojuca (IP)	Ilha de Itamaracá (II)	Itapissuma (IT)	Jaboatão dos Guararapes (JG)	Moreno (MO)	Olinda (OL)	Paulista (PA)	Recife (RE)	São Lourenço da Mata (SM)	
AL		15	281	217	1.463	80	55	302	593	25	1.302	2.973	9.646	33	16.985
AR	29		92	30	1.078	11	6	9	32	0	46	46	402	4	1.784
CS	22	0		13	10	5.996	0	19	3.924	47	168	48	4.803	0	15.050
CE	122	24	336		98	158	55	23	1.170	7	719	271	23.294	992	27.268
IG	1.235	76	248	59		112	112	536	341	9	993	1.639	5.247	35	10.642
IP	0	24	443	0	0		0	12	67	0	10	10	483	0	1.048
II	79	0	35	25	170	12		117	27	0	78	52	616	5	1.215
IT	60	10	44	0	822	9	494		38	0	193	201	932	0	2.804
JG	213	19	6.063	183	172	3.200	35	0		320	1.607	971	80.760	186	93.728
MO	0	0	433	15	34	161	8	0	1.459		130	18	4.068	8	6.333
OL	656	0	826	191	485	342	53	39	2.327	44		3.523	57.271	138	65.895
PA	1.843	20	741	135	1.157	380	63	242	2.091	0	10.231		41.110	116	58.130
RE	784	23	4.175	2.163	984	3.119	158	237	14.022	267	7.763	2.891		555	37.141
SM	26	12	290	1.609	69	70	38	0	646	41	398	102	11.962		15.261
Total	5.069	222	14.007	4.639	6.543	13.650	1.076	1.536	26.735	759	23.638	12.746	240.591	2.073	353.284

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados do Censo Demográfico de 2010.

Nota: Apenas indivíduos com 10 anos ou mais de idade que informaram trabalhar em um município distinto daquele de residência.

É possível observar a situação de destaque da capital Recife no processo de acolhimento da força de trabalho pendular, uma vez que, do total de pendulares na RMR, cerca de 68,1% (240.591) dirigem-se para o município do Recife. Os municípios de Olinda (86,9%), Jaboatão dos Guararapes (86,2%), Camaragibe (85,4%) e São Lourenço da Mata (78,4%) são aqueles onde o maior percentual de pendulares que direcionam-se para trabalhar na capital pernambucana.

Jaboatão dos Guararapes é o segundo município com maior fluxo de trabalhadores pendulares, isto é, o equivalente a 7,6% (26.735) dos *commuters* da RMR trabalham nesta localidade. Esse contingente é oriundo de Recife (37,8%), Cabo de Santo Agostinho (26,1%) e Moreno (23%). Em seguida, destaca-se Olinda que recebe 6,7% (23.638) de mão de obra pendular. Por outro lado, o município de Araçoiaba é o que recebe o menor percentual de pendulares da área metropolitana de análise (222 indivíduos, equivalente a 0,1%), provavelmente devido a sua localização mais afastada e comércio pouco desenvolvido.

Outros aspectos pontuais também podem ser observados na Tabela 1. Primeiro, é curioso perceber que 42,2% dos pendulares que residem em Ipojuca trabalham em Cabo de Santo Agostinho, ao passo que, 39,8% dos pendulares de Cabo de Santo Agostinho dirigem-se para Ipojuca. Esses elevados percentuais estão associados possivelmente aos fluxos de trabalhadores do Complexo Industrial e Portuário de Suape.

O segundo fato que merece atenção é o elevado percentual de residentes de Itapissuma que trabalham em Igarassu (29,3%). Isso ocorre, evidentemente, pela proximidade dos dois municípios, assim como, pelo maior centro comercial e número de indústrias de Igarassu.

Por último, destaca-se o caso de Araçoiaba, onde 60,4% dos pendulares trabalham no município vizinho de Igarassu. Logo, Araçoiaba se revela como o único município da RMR no qual as proporções dos fluxos pendulares são maiores para um município distinto da capital pernambucana.

3 Estratégia Empírica

O objetivo desse trabalho é avaliar que influência a experiência de migração intermunicipal tem sobre a decisão individual de deslocamento pendular voltado ao trabalho na RMR. Nesse sentido, é preciso reconhecer que escolhas envolvendo migração intermunicipal e deslocamento pendular podem ser interdependentes, pois na literatura especializada há evidências que os migrantes, em média, tendem a ser positivamente selecionados em atributos produtivos não observados (menor aversão ao risco, maior motivação etc) quando comparados aos não migrantes (CHISWICK, 1999; SANTOS JÚNIOR; MENEZES-FILHO; FERREIRA, 2005). Em outras palavras, características não observáveis que afetam a decisão de migrar também podem influenciar a chance de realizar o deslocamento casa-trabalho entre fronteiras municipais.

A relação entre histórico de migração e mobilidade pendular pode se manifestar sob diferentes formas de interação. Por exemplo, um trabalhador migrante pode ser autosselecionado em habilidades inatas, e, por conseguinte, assumir riscos inerentes a postos de trabalho que exigem deslocamentos cotidianos entre cidades. Por outro lado, o migrante também pode ter menor custo de acesso a informações sob localização de postos de trabalho e melhor atender os seus requisitos por meio de suas habilidades.

3.1 O Modelo

Nesse contexto, propõe-se um modelo de determinação conjunta das decisões de mobilidade pendular e de migração, conforme o sistema de equações a seguir:

$$y_1^* = \beta_1'x + \alpha y_2^* + \varepsilon_1 \quad (1)$$

$$y_2^* = \beta_2'z + \varepsilon_2 \quad (2)$$

Onde y_1^* e y_2^* são variáveis latentes não observadas que mensuram os benefícios líquidos das decisões de mobilidade pendular e de migração, respectivamente. O vetor x inclui variáveis exógenas que representam características socioeconômicas, domiciliares e de localização, enquanto o vetor z engloba as mesmas covariadas que x e ao menos uma outra variável relacionada a decisão de migração (restrição por exclusão); β_1 e β_2 são vetores de parâmetros; α é uma constante que relaciona a condição de migrante ao deslocamento pendular e ε_1 e ε_2 são termos randômicos correlacionados.

Considere y_1 e y_2 variáveis binárias que representam as realizações de y_1^* e y_2^* , respectivamente. Ademais, y_1 recebe o valor 1 se o trabalhador opta pela mobilidade pendular ($y_1^* > 0$) e 0 caso contrário ($y_1^* \leq 0$), enquanto y_2 é igual a 1 se o indivíduo é migrante ($y_2^* > 0$) e 0 caso seja não migrante ($y_2^* \leq 0$). Desse modo, a probabilidade conjunta de ocorrência do evento $y_1 = y_2 = 1$ é dada por:

$$Pr(y_1 = 1, y_2 = 1) = C(\Phi(\varepsilon_1), \Phi(\varepsilon_2); \theta) \quad (3)$$

Onde Φ é a função de distribuição acumulada normal; θ é um parâmetro que mensura a dependência entre as distribuições marginais dos termos estocásticos ε_1 e ε_2 ; C é uma função cópula (bidimensional) que combina as referidas distribuições $\Phi(\varepsilon_1)$ e $\Phi(\varepsilon_2)$.

Existem diferentes classes de cópulas com distintos critérios de agrupamentos de distribuições marginais³. Nesse estudo, são consideradas as seguintes famílias usuais de funções cópulas: *Clayton*, *Frank*, *Gaussiana*, *Gumbel*, *Joe* e *Student-t*. A Tabela 2 mostra as características das funções cópulas selecionadas, bem como os intervalos do coeficiente de associação θ .

Tabela 2 – Características de funções cópulas selecionadas

Cópula	Forma funcional $C(u, v; \theta)$	Intervalo de parâmetros
<i>Gaussiana</i>	$\Phi_2(\Phi^{-1}(u), \Phi^{-1}(v); \theta)$	$\theta \in [-1; 1]$
<i>Student-t</i>	$t_{2g}(t_g^{-1}(u), t_g^{-1}(v); \theta)$	$\theta \in [-1; 1], g \in (2; \infty)$
<i>Frank</i>	$\theta^{-1} \log[1 + (e^{-\theta u} - 1)(e^{-\theta v} - 1)/(e^{-\theta} - 1)]$	$\theta \in \mathbb{R} \setminus \{0\}$
<i>Clayton</i>	$(u^{-\theta} + v^{-\theta} - 1)^{-\frac{1}{\theta}}$	$\theta \in (0; \infty)$
<i>Joe</i>	$1 - [(1 - u)^\theta + (1 - v)^\theta - (1 - u)^\theta(1 - v)^\theta]^{\frac{1}{\theta}}$	$\theta \in (1; \infty)$
<i>Gumbel</i>	$\exp \left\{ - [(-\log u)^\theta - (-\log v)^\theta]^{\frac{1}{\theta}} \right\}$	$\theta \in (0; \infty)$

Fonte: Radice, Marra e Wojtys (2013).

Notas: Φ_2 é função de densidade acumulada normal bivariada padrão com coeficiente de correlação θ ; Φ^{-1} é a inversa da função acumulada normal padrão; t_{2g} é a função de densidade acumulada *Student-t* padrão com coeficiente de correlação θ e grau de liberdade g ; t_g^{-1} é a inversa da função de densidade acumulada *Student-t* univariada com grau de liberdade g ; u e v são distribuições marginais.

Alguns pontos merecem destaque na Tabela 2. Primeiro, considerando a cópula *Gaussiana*, o sistema (1)-(2) torna-se um modelo *probit* bivariado padrão, de modo que θ representa o coeficiente de correlação entre as distribuições marginais u e v (WINKELMANN, 2012). Segundo, na cópula *Student-t* o parâmetro g controla a concentração de probabilidade nas caudas da distribuição conjunta. Quanto maior o grau de liberdade g , mais a cópula *Student-t* se aproxima da cópula *Gaussiana*. Ademais, é possível notar que o coeficiente de dependência θ apenas é interpretável e bem definido, $\theta \in [-1, 1]$, para as cópulas *Gaussiana* e *Student-t*. Ou seja, nessas cópulas elípticas, θ pode mensurar dependência positiva ou negativa entre distribuições marginais. Por último, note-se que nas cópulas *Frank*, *Joe*, *Clayton* e *Gumbel*, conhecidas como *Arquimedianas*, a modelagem de dependência negativa apenas pode ser feita a partir de versões rotacionadas⁴ dessas cópulas em 90° e 270° .

Em razão das dificuldades reportadas, usualmente adota-se o coeficiente τ de *Kendall*, uma vez que para cada cópula, há uma relação matemática⁵ entre θ e τ (BRECHMANN; SCHEPSMEIER, 2013). O coeficiente τ de *Kendall* também é uma medida de associação, porém, em geral, se situa no intervalo $\tau \in [-1, 1]$, tal que $\tau = 0$ indica independência entre variáveis aleatórias modeladas na cópula. Quanto mais próximo τ estiver de -1 , mais forte será a associação negativa entre as variáveis de análise e, por outro lado, valores mais próximos de 1 indicam forte dependência positiva. Em linhas gerais, nas cópulas *Gaussiana*, *Student-t* e *Frank*, o coeficiente τ pode capturar diretamente estruturas de dependência positiva e negativa, enquanto nas cópulas *Clayton*, *Gumbel* e *Joe*, apenas capturam dependência negativa nas suas versões rotacionadas em 90° ou 270° .

No intuito de ilustrar as características e assimetrias capturadas por diferentes cópulas, a Figura 1 apresenta curvas de nível simuladas para cópulas selecionadas. Fica perceptível que as cópulas *Gaussiana* e *Frank* apresentam fraca concentração de probabilidade nas suas caudas, sendo que a última apresenta maior

³ Para mais detalhes sobre estimações em cópulas ver Nelsen (2006), Winkelmann (2012), Brechmann e Schepsmeier (2013) e Radice, Marra e Wojtys (2013).

⁴ Conforme mostram Brechmann e Schepsmeier (2013), é possível obter versões rotacionadas das cópulas *Clayton*, *Joe* e *Gumbel* a partir das seguintes expressões: $C_{90}(u, v) = v - C(1 - u, v)$; $C_{180}(u, v) = u + v - 1 - C(1 - u, 1 - v)$ e $C_{270}(u, v) = u - C(u, 1 - v)$, onde C é uma função cópula sem rotação (0° de rotação) e u e v distribuições marginais. Tais rotações permitem capturar distintas estruturas de dependência nas caudas da distribuição conjunta.

⁵ Nas nas cópulas elípticas (*Gaussiana* e *Student-t*), o τ de *Kendall* é dado por $\tau = \frac{2}{\pi} \arcsin \theta$. Já nas cópulas *Arquimedianas*, pode ser obtido por $\tau = 1 + 4 \int_0^1 \frac{\phi(t)}{\phi'(t)} dt$, onde $\phi(t)$ é uma função geradora específica para cada função cópula e $\phi'(t)$ sua primeira derivada. Para maiores detalhes, consultar Brechmann e Schepsmeier (2013, p.8).

dependência no meio de sua distribuição. A cópula *Student-t* caracteriza-se por uma forte dependência nas caudas. As cópulas *Clayton*, *Joe* e *Gumbel* registram estrutura assimétrica, todas com forte concentração de probabilidade em uma das suas caudas. Avaliando, por exemplo, a cópula *Joe*, percebe-se forte (fraca) dependência na cauda superior (inferior). Raciocínio análogo se estende para as cópulas *Clayton* e *Gumbel*.

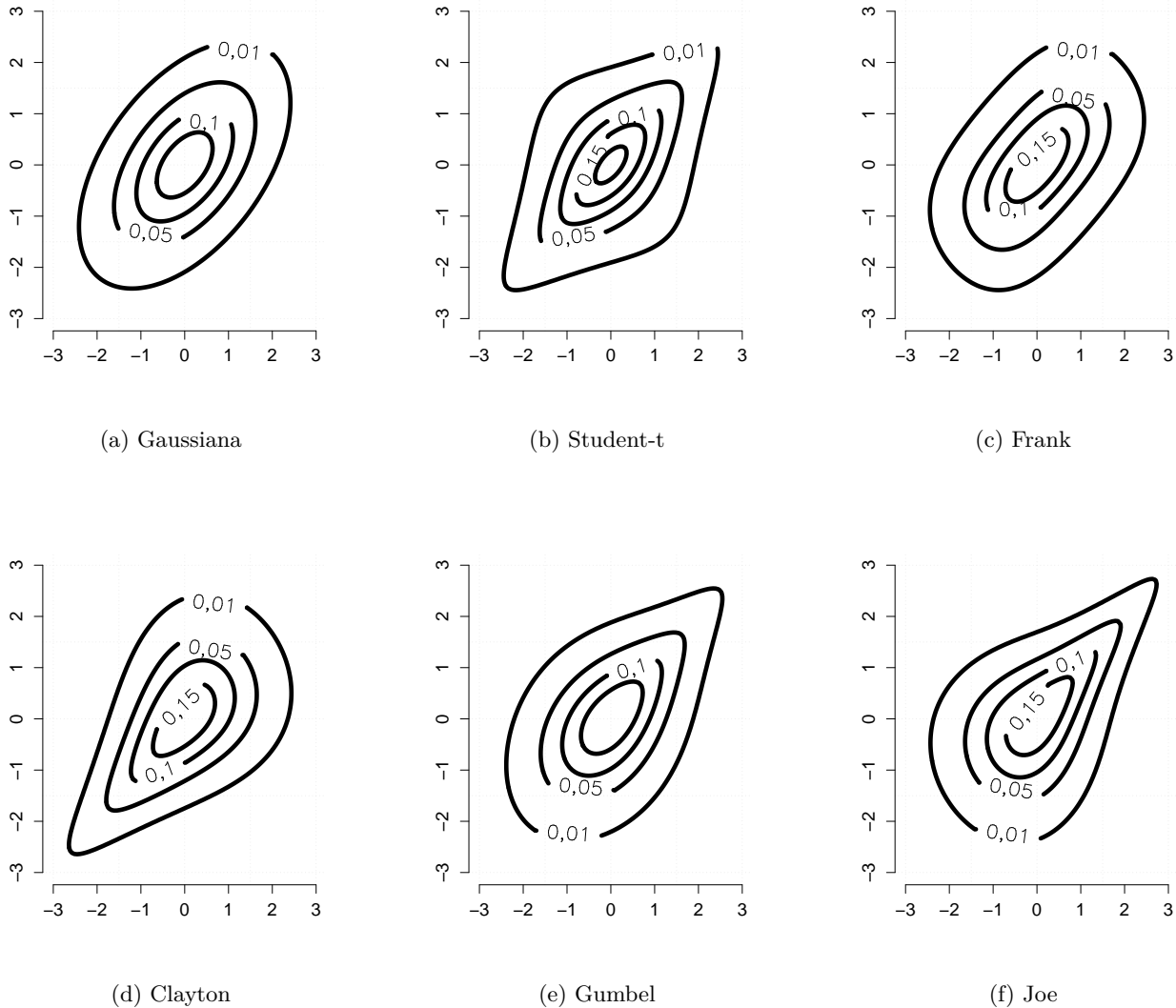


Figura 1 – Curvas de nível de diferentes funções cópulas

Fonte: Elaboração própria.

Notas: Dados simulados considerando variáveis aleatórias com distribuição marginal normal padrão e τ de Kendall igual a 0,33. Na cópula *Student-t* foi considerado grau de liberdade $g = 3$.

Dada essa breve exposição sobre a abordagem de cópulas, é importante ressaltar que o modelo (1)-(2) pode ser estimado, na referida abordagem, a partir da maximização da seguinte função de log-verossimilhança (RADICE; MARRA; WOJTYŚ, 2013):

$$\ell = \sum_{i=1}^n [y_{1i}y_{2i}\log Pr(y_{1i} = 1, y_{2i} = 1) + y_{1i}(1 - y_{2i})\log Pr(y_{1i} = 1, y_{2i} = 0) + (1 - y_{1i})y_{2i}\log Pr(y_{1i} = 0, y_{2i} = 1) + (1 - y_{1i})(1 - y_{2i})\log Pr(y_{1i} = 0, y_{2i} = 0)] \quad (4)$$

Onde $i = 1, \dots, n$ indexa cada observação na amostra; $Pr(y_{1i} = 1, y_{2i} = 0) = Pr(y_{1i} = 1) - Pr(y_{1i} = 1, y_{2i} = 1)$; $Pr(y_{1i} = 0, y_{2i} = 1) = Pr(y_{2i} = 1) - Pr(y_{1i} = 1, y_{2i} = 1)$; $Pr(y_{1i} = 0, y_{2i} = 0) = 1 - [Pr(y_{1i} = 1) + Pr(y_{2i} = 1) - Pr(y_{1i} = 1, y_{2i} = 1)]$; $Pr(y_{1i} = 1, y_{2i} = 1) = C(\Phi(-\beta'_1 x - \alpha), \Phi(-\beta'_2 z); \theta)$; $Pr(y_{1i} = 1) = C(\Phi(-\beta'_1 x - \alpha), 1; \theta) = \Phi(-\beta'_1 x - \alpha)$; $Pr(y_{2i} = 1) = C(1, \Phi(-\beta'_2 z); \theta) = \Phi(-\beta'_2 z)$.

Uma vez que a função cópula e o modelo (1)-(2) sejam bem especificados, a otimização de (4) assegura um vetor parâmetros $\eta = (\beta_1, \beta_2, \alpha, \theta)$ consistente e normalmente distribuído em grandes amostras (WINKELMANN, 2012). Ademais, o processo de estimação em destaque não exige restrição por exclusão⁶, no entanto, sua presença pode ajudar a identificar o efeito do tratamento - histórico de migração (2) sobre o resultado - mobilidade pendular (1) (RADICE; MARRA; WOJTYS, 2013).

3.2 Seleção de Cópuas

Conforme ressaltam Radice, Marra e Wojtys (2013), deve ser selecionada a função cópula que melhor se ajusta ao modelo empírico através dos critérios de informação de *Akaike* (AIC) e/ou de *Schwarz* (BIC). Assim, os modelos com menores valores das estatísticas AIC(BIC) devem ser preferidos, em detrimento daqueles com maiores valores⁷. Ademais, segundo Brechmann e Schepsmeier (2013), tais estatísticas devem ser complementadas com a aplicação de testes baseados em razões de log-verossimilhança, mais especificadamente, os testes de *Vuong* e de *Clarke*. Tais testes tem o intuito de reforçar a discriminação entre as diferentes cópuas. Em outras palavras, eles capturam essencialmente a “distância” entre dois modelos baseados em diferentes cópuas. No teste de *Vuong*, assume-se a hipótese nula de que não há diferença estatística entre os dois modelos concorrentes $E(q_i) = 0$. Assim, sob o nível de significância estatística ξ , a estatística teste V segue uma distribuição normal padrão e é dada por:

$$V = \frac{\hat{\ell}_A + \hat{\ell}_B - \left[\frac{k_A - k_B}{2} \log(n) \right]}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (q_i - \bar{q})}} \rightarrow N(0, 1)$$

Onde $\hat{\ell}_A$ e $\hat{\ell}_B$ são os valores otimizados das funções de log-verossimilhança para modelos com distintas estruturas de cópuas que estão competindo, a saber modelos A e B ; k_A e k_B são graus de liberdade das estimações dos modelos A e B e $q_i = \hat{\ell}_{A_i} - \hat{\ell}_{B_i} \forall i = 1, \dots, n$ é a diferença de verossimilhança por observação. Se $V > \Phi^{-1}(1 - \frac{\xi}{2})$, o modelo A é preferido ao modelo B . Já se $|V| < \Phi^{-1}(1 - \frac{\xi}{2})$, o modelo B é preferido ao modelo A . O teste em destaque não é capaz de discriminar os modelos concorrentes caso a hipótese nula não possa ser rejeitada, isto é, se $|V| \leq \Phi^{-1}(1 - \frac{\xi}{2})$.

O teste de *Clarke* também pressupõe a hipótese nula de ausência de diferença estatística entre os dois modelos concorrentes, porém assume que modelos equivalentes em termos de razões de log-verossimilhança devem registrar mais de 50% de tais razões maiores que zero. A estatística teste é calculada por:

$$CK = \sum_{i=1}^n 1 \left(q_i - \left[\frac{k_A - k_B}{2n} \log(n) \right] \right) \rightarrow Bin(n; 0, 5)$$

Onde $1()$ é uma função indicadora. Ademais, estatística de teste CK segue uma distribuição binomial com valor esperado igual $E(CK) = \frac{n}{2}$. Se CK for estatisticamente maior que $\frac{n}{2}$, o modelo A deve ser preferido ao modelo B , caso contrário, se CK for estatisticamente menor que $\frac{n}{2}$, o modelo B é preferido ao modelo A . Ademais, na situação em que CK não é estatisticamente diferente de $\frac{n}{2}$, a hipótese nula não poderá ser rejeitada, sinalizando a ausência de discriminação entre os distintos modelos em cópuas avaliados (RADICE; MARRA; WOJTYS, 2013).

3.3 Efeito Médio do Tratamento

A hipótese básica que pretende-se avaliar é se a condição individual de migrante afeta em alguma medida a probabilidade de realização do deslocamento pendular para trabalho. Colocando de outro modo, deseja-se observar empiricamente o efeito do tratamento (histórico de migração intermunicipal) sobre a probabilidade de mobilidade pendular. O efeito do tratamento é dado pela diferença entre o resultado esperado quando o tratamento ocorre e o resultado esperado na situação em que o tratamento não ocorre.

⁶ A presença de restrição por exclusão requer que as covariadas que compõem a equação de tratamento (2) devem conter ao menos uma variável não incluída na equação de resultado (1).

⁷ As estatísticas AIC e BIC podem ser calculadas por $AIC = -2\hat{\ell} + 2k$ e $BIC = -2\hat{\ell} + \log(n)k$, onde $\hat{\ell}$ é o valor maximizado da função de log-verossimilhança (4) e k o grau de liberdade do modelo (1)-(2). Ambos os critérios são parcimoniosos, pois penalizam a inclusão de mais variáveis nas estimações.

Assim, o impacto médio da condição de migrante sobre a realização do deslocamento pendular – efeito médio de tratamento (ATE) – pode ser estimado pela média amostral da seguinte diferença de probabilidades condicionadas (RADICE; MARRA; WOJTYS, 2013):

$$ATE = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n [Pr(y_1 = 1|y_2 = 1, x, z) - Pr(y_1 = 1|y_2 = 0, x, z)] \quad (5)$$

Onde $Pr(y_1 = 1|y_2 = 1, x, z) = \frac{C(\Phi(-\beta'_1 x - \alpha), \Phi(-\beta'_2 z); \theta)}{\Phi(-\beta'_2 z)}$ e $Pr(y_1 = 1|y_2 = 0, x, z) = \frac{\Phi(-\beta'_1 x) - C(\Phi(-\beta'_1 x), \Phi(-\beta'_2 z); \theta)}{1 - \Phi(-\beta'_2 z)}$.

O ATE, no presente estudo, estima o impacto da experiência passada de migração sobre a realização do deslocamento pendular. Tal impacto pode ainda ser estimado por duas medidas alternativas: o efeito médio do tratamento sobre o grupo tratado (ATT), que estima o referido impacto considerando apenas a amostra de migrantes, e o efeito médio do tratamento sobre o grupo não tratado (ATNT), este, por sua vez, considera apenas a amostra de não migrantes. Assim:

$$ATT = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^n [Pr(y_1 = 1|y_2 = 1, x, z) - Pr(y_1 = 1|y_2 = 0, x, z)] \quad (6)$$

$$ATNT = \frac{1}{s} \sum_{i=1}^n [Pr(y_1 = 1|y_2 = 1, x, z) - Pr(y_1 = 1|y_2 = 0, x, z)] \quad (7)$$

Onde m é o total de migrantes intermunicipais na amostra e s o total de não migrantes.

4 Base de Dados e Seleção Amostral

Nessa pesquisa foram utilizados os microdados do Censo Demográfico 2010. A definição de migrante intermunicipal adotada foi a de migrante por data fixa, ou seja, engloba aqueles indivíduos que, há cinco anos, encontravam-se morando em um município distinto daquele declarado na data da entrevista do Censo. A utilização dessa definição permite identificar migrantes intermunicipais durante o quinquênio 2005-2010. Já o não migrante, foi classificado como o indivíduo que nasceu e sempre morou no município recenseado.

A identificação do indivíduo que realiza o deslocamento pendular (*commuter*) foi baseada na realização do trajeto unidirecional casa-trabalho. Dessa forma, foram considerados *commuters* aqueles que na data do Censo afirmaram cruzar as fronteiras territoriais municipais para trabalhar, e os não *commuters* são aqueles que trabalhavam dentro do município em que residem. É importante ressaltar que a análise restringe-se ao ambiente intrametropolitano, logo apenas foram considerados os indivíduos da RMR, no que se refere tanto ao local de residência, como ao local de trabalho.

Ademais, a amostra selecionada inclui apenas indivíduos chefes de domicílio que declararam estar trabalhando (informou sua ocupação) na semana de referência do Censo, brasileiros natos e com idade entre 25 e 65 anos. Essa seleção tem o intuito de evitar a inclusão de aposentados, migrantes agregados (que acompanham outros migrantes – idosos e/ou crianças), filtrando a população que apenas trabalha e que tem condições de decidir sobre migração e mobilidade pendular⁸. A amostra final foi constituída por 14.327 trabalhadores residentes da RMR.

A partir dos dados do Censo Demográfico de 2010, foi selecionado um conjunto de variáveis explicativas para a posterior análise empírica, a saber: gênero, raça, idade, faixa de instrução, presença de cônjuge, número de filhos no domicílio por faixa etária, número de aposentados/pensionistas no domicílio, setor de residência, município de residência, experiência de migração intermunicipal e variáveis binárias por município de residência na RMR. Vale ressaltar que a seleção das referidas variáveis é consistente com outros estudos na literatura especializada (ROUWENDAL; RIETVELD, 1994; AXISA; SCOTT; NEWBOLD, 2012; PAPANIKOLAOU, 2006; VAN OMMEREN; DARGAY, 2006). O Quadro 1, no apêndice, apresenta uma descrição detalhada de cada variável selecionada.

⁸ Também foram excluídos da amostra aqueles que declararam possuir alguma deficiência física ou de locomoção.

Também foram extraídos dados do IPEADATA referentes a população total residente dos municípios brasileiros, fornecidos pelo IBGE. Com tais dados, tornou-se possível a construção da variável de determinação da migração (excluída da equação de mobilidade pendular): a taxa de crescimento da população municipal por década de 1920 a 2010. As taxas de crescimento populacional por municípios e décadas foram associadas a década de nascimento e município de residência em 2010 de cada trabalhador selecionado na amostra. Destarte, tal variável torna-se uma *proxy* do tamanho da coorte de trabalhadores que podem concorrer diretamente a vagas de emprego com o indivíduo típico no mercado de trabalho da RMR.

A Tabela 3 registra os valores médios das características socioeconômicas dos trabalhadores não pendulares e pendulares na RMR. Vale ressaltar que foram realizados testes *t-student* para diferenças de médias entre os grupos de não pendulares e pendulares. As médias das variáveis categóricas – tais como gênero, raça, setor, dentre outras – devem ser interpretadas como proporções.

Os dados ressaltam distinções existentes entre os grupos de trabalhadores não pendulares e pendulares, especialmente em termos de gênero, idade, presença de cônjuge, localização setorial e municipal e condição de migração. Apesar da maior parte dos trabalhadores na RMR serem do sexo masculino, percebe-se uma maior proporção relativa de homens *commuters*, enquanto a proporção de mulheres que realizam o deslocamento pendular é significativamente inferior a proporção de mulheres não pendulares que compõem a força de trabalho. Destaca-se também a maior participação de indivíduos de pele parda, tanto no grupo de pendulares, como no de não pendulares. O indivíduo que realiza o deslocamento pendular é, em média, mais jovem que aqueles que não efetuam tal movimento. Tais características são consoantes com algumas evidências documentadas na literatura internacional, a qual sugere que homens jovens são mais propensos a realizar deslocamentos casa-trabalho de maiores distâncias, comparativamente às mulheres (CRANE, 1996; OMMEREN; RIETVELD; NIJKAMP, 1997; SANDOW; WESTIN, 2010; THOMAS; TUTERT, 2013).

Em relação à faixa de instrução, os dados em destaque fornecem um possível indício de que os *commuters* são, em média, mais instruídos em relação aos não *commuters*. Há uma proporção relativamente maior (menor) de indivíduos com curso médio ou superior incompleto (sem instrução) no grupo de pendulares. Destaca-se, por outro lado, o fato de que cerca de 74% dos trabalhadores pendulares são empregados com carteira assinada, enquanto apenas 11% registraram emprego sem carteira assinada. Os trabalhadores por conta própria são bem mais participativos dentro do grupo de não pendulares. Tal característica, quando cotejada com a menor participação percentual dos empregados sem carteira assinada na força de trabalho pendular, sugere que a mobilidade pendular na RMR parece estar associada à existência de empregos formais.

No tocante às variáveis domiciliares, é possível notar outras características interessantes. Há mais pendulares vivendo com cônjuge ou companheiro, tanto dentro do grupo, como em relação aos não pendulares. Tal fato parece ser consistente com a hipótese de que a mobilidade pendular é mais fácil para aqueles indivíduos que compartilham obrigações domésticas e familiares. Ademais, os não pendulares registram maior média de filhos de 0 a 5 e de 10 a 14 anos de idade. A idade dos filhos que moram na residência é uma variável importante, pois espera-se uma menor frequência de movimentos pendulares intermunicipais em famílias com crianças. Ou seja, a existência de horários escolares fixos pode restringir a mobilidade pendular (SANDOW, 2008; SANDOW; WESTIN, 2010).

O rendimento médio do trabalho principal não mostrou-se estatisticamente diferente entre os pendulares e não pendulares⁹. Vale ressaltar a este respeito que, So, Orazem e Otto (2001) e Sandow e Westin (2010) destacam que os *commuters* costumam ter salários mais altos em relação aos não *commuters*, o que eleva a renda familiar dos primeiros.

Ao se cotejar as distribuições de trabalhadores pendulares e não pendulares residentes nos municípios da RMR, percebe-se maiores proporções de pendulares nos municípios de Olinda, Jaboatão dos Guararapes e Paulista, enquanto Recife apresenta maior proporção de trabalhadores não pendulares. Vale também observar que a forte participação de migrantes intermunicipais no grupo de trabalhadores pendulares, isto é, 23% contra 9% no grupo de não pendulares. Destarte, os dados parecem fornecer pistas de que a mobilidade pendular se relaciona diretamente com a condição de migrante; aspecto que é melhor explorado na próxima seção.

⁹ Essa estatística deve ser observada com muita cautela, uma vez que a diferença de renda não foi controlada para outros atributos observados.

Tabela 3 – Distribuição dos trabalhadores segundo características socioeconômicas selecionadas e por condição de pendularidade – RMR 2010

	Não Pendular	Pendular	Diferença
Gênero			
Feminino	0,29	0,22	0,07***
Masculino	0,71	0,78	-0,07***
Cor			
Branca	0,34	0,34	0,00
Preta	0,11	0,12	-0,01**
Parda	0,53	0,52	0,01
Outras	0,01	0,01	0,00
Idade	39,44	37,78	1,66***
Faixa de Instrução			
S/ instrução e fund. Incompleto	0,36	0,27	0,09***
Fund. completo e médio incompleto	0,16	0,15	0,01
Médio completo e superior incompleto	0,35	0,46	-0,11***
Superior completo	0,13	0,12	0,01
Ocupação			
Empregado com carteira assinada	0,51	0,75	-0,24***
Militar	0,01	0,02	-0,01***
Funcionário público	0,04	0,04	0,00
Empregado sem carteira assinada	0,17	0,11	0,07***
Conta própria	0,24	0,08	0,16***
Empregador	0,02	0,01	0,02***
Não remunerado	0,00	0,00	0,00
Domicílio			
Sem cônjuge ou companheiro	0,27	0,21	0,06***
Com cônjuge ou companheiro	0,73	0,79	-0,06***
N. de filhos (0 a 5 anos)	0,29	0,34	-0,05***
N. de filhos (6 a 9 anos)	0,23	0,22	0,00
N. de filhos (10 a 14 anos)	0,30	0,27	0,03***
N. aposentados/pensionistas (>65 anos)	0,03	0,03	0,00
Renda do trabalho principal	1.348,46	1.287,95	60,51
Setor de residência			
Zona rural	0,04	0,03	0,01***
Zona urbana	0,96	0,97	-0,01***
Município de residência			
Abreu e Lima	0,02	0,04	-0,02***
Araçoiaba	0,01	0,03	-0,02***
Cabo de Santo Agostinho	0,08	0,07	0,01**
Camaragibe	0,03	0,10	-0,07***
Igarassu	0,03	0,04	-0,01**
Ipojuca	0,05	0,00	0,05***
Ilha de Itamaracá	0,01	0,01	0,00
Itapissuma	0,01	0,01	-0,01***
Jaboatão dos Guararapes	0,09	0,16	-0,07***
Moreno	0,02	0,03	-0,01***
Olinda	0,12	0,22	-0,10***
Paulista	0,06	0,15	-0,09***
Recife	0,45	0,08	0,37***
São Lourenço da Mata	0,03	0,05	-0,03***
Migrante			
Não	0,91	0,77	0,14***
Sim	0,09	0,23	-0,14***
Observações	10.519	3.808	

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados do Censo Demográfico de 2010.

Notas: ***Estatisticamente significante a 1%. **Estatisticamente significante a 5%. *Estatisticamente significante a 10%.

5 Resultados Empíricos

5.1 Determinantes da Mobilidade Pendular

A Tabela 4 apresenta os resultados das estimações dos coeficientes das equações (1)-(2) para duas especificações: (a) o modelo *probit* univariado que afere os fatores que afetam a realização do deslocamento pendular (coluna 1) e a realização da migração (coluna 2), sem considerar uma possível interdependência entre tais decisões e; (b) o modelo *probit* bivariado recursivo que permite obter parâmetros quando há endogeneidade entre mobilidade pendular e condição de migrante (*dummy* de migração endógena) e correlação

em termos não observados (colunas 3 e 4).

Tabela 4 – Regressões: Determinantes da mobilidade pendular e migração - RMR

	Probit univariado		Probit bivariado	
	(1) Probabilidade de pendularidade	(2) Probabilidade de migração	(3) Probabilidade de pendularidade	(4) Probabilidade de migração
Masculino	0,2294*** (0,0319)	0,1371*** (0,0406)	0,1947*** (0,0339)	0,1303*** (0,0398)
Preta	0,1272*** (0,0431)	-0,1055** (0,0479)	0,1356*** (0,0444)	-0,1067** (0,0494)
Parda	0,026 (0,0283)	-0,1212*** (0,0387)	0,0448* (0,0268)	-0,1134*** (0,0389)
Outras	0,0144 (0,1076)	-0,0346 (0,0982)	0,0227 (0,1468)	-0,0444 (0,0978)
Idade	-0,0029* (0,0016)	-0,0138*** (0,0022)	-0,0003 (0,0017)	-0,0132*** (0,0021)
Idade ao quadrado	-0,0004*** (0,0001)	0,0003 (0,0002)	-0,0005*** (0,0001)	0,0003 (0,0002)
Fund. completo e médio incompleto	0,2006*** (0,0388)	-0,0058 (0,0448)	0,1961*** (0,0340)	0,004 (0,0431)
Médio completo e superior incompleto	0,4136*** (0,0314)	0,2027*** (0,0345)	0,3598*** (0,0339)	0,2047*** (0,0333)
Superior completo	0,5749*** (0,0466)	0,7174*** (0,0592)	0,4155*** (0,0542)	0,7171*** (0,0549)
Vive com cônjuge/companheiro	0,0846** (0,0334)	-0,0501 (0,0384)	0,0901*** (0,0291)	-0,0453 (0,0364)
N. de filhos (0 a 5 anos)	0,0009 (0,0234)	-0,0273 (0,0296)	0,0057 (0,0214)	-0,0256 (0,0285)
N. de filhos (6 a 9 anos)	-0,0241 (0,0266)	-0,1113*** (0,0345)	-0,0026 (0,0250)	-0,1167*** (0,0336)
N. de filhos (10 a 14 anos)	-0,0369* (0,0222)	-0,1424*** (0,0240)	-0,0131 (0,0214)	-0,1432*** (0,0249)
N. aposentados/pensionistas (>65 anos)	0,0693 (0,0665)	-0,2452** (0,1007)	0,1044 (0,0872)	-0,2381** (0,0980)
Zona urbana	0,2046*** (0,0742)	0,2755*** (0,1031)	0,1598** (0,0753)	0,2763*** (0,1004)
Abreu e Lima	1,4653*** (0,0791)	0,9034*** (0,0432)	1,2418*** (0,0779)	0,8951*** (0,0426)
Araçoiaba	1,9614*** (0,1055)	0,2798 (0,1736)	1,8496*** (0,1232)	0,2419 (0,1652)
Cabo de Santo Agostinho	0,8855*** (0,0535)	0,4790*** (0,0517)	0,7935*** (0,0467)	0,4771*** (0,0534)
Camaragibe	1,6798*** (0,0560)	0,4619*** (0,0796)	1,5451*** (0,0523)	0,4649*** (0,0813)
Igarassu	1,1297*** (0,0683)	0,5205*** (0,0616)	1,0157*** (0,0838)	0,5225*** (0,0606)
Ipojuca	-0,4157*** (0,1426)	0,4886*** (0,0626)	-0,4687*** (0,1249)	0,4880*** (0,0619)
Ilha de Itamaracá	0,8463*** (0,1131)	0,9930*** (0,1664)	0,6335*** (0,0551)	1,0091*** (0,1623)
Itapissuma	1,5612*** (0,1236)	0,3753*** (0,0919)	1,4447*** (0,1525)	0,3388*** (0,0892)
Jaboatão dos Guararapes	1,2728*** (0,0450)	0,7443*** (0,0560)	1,1152*** (0,0470)	0,7447*** (0,0561)
Moreno	1,4508*** (0,0801)	0,2863*** (0,0781)	1,3609*** (0,0449)	0,2946*** (0,0776)
Olinda	1,3716*** (0,0415)	0,4094*** (0,0246)	1,2734*** (0,0543)	0,4226*** (0,0266)
Paulista	1,4062*** (0,0478)	0,9845*** (0,0317)	1,1737*** (0,0622)	0,9897*** (0,0332)
São Lourenço da Mata	1,4730*** (0,0670)	0,6917*** (0,0296)	1,3214*** (0,0502)	0,6856*** (0,0309)
Migrante (data fixa)	0,5199*** (0,0344)		1,3982*** (0,1670)	
Crescimento pop. (década de nascimento)		-0,1334*** (0,0460)		-0,1245** (0,0510)
Intercepto	-2,2323*** (0,1114)	-1,3864*** (0,1496)	-2,2436*** (0,1107)	-1,4201*** (0,1481)

Probit bivariado $\rho = -0,4931^{***}$ (0,1057) Observações: 14.327
 Teste de Wald: $H_0: \rho = 0$ Qui-quadrado: 14,95 p-valor: 0,000

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados do Censo Demográfico de 2010.

Notas: Desvios-padrão robustos à heterocedasticidade e ao agrupamento por municípios entre parênteses. ***Estatisticamente significativa a 1%. **Estatisticamente significativa a 5%. *Estatisticamente significativa a 10%.

O teste de *Wald* para o coeficiente de correlação ρ entre os termos de erro das equações (1) e (2) sugere a rejeição da hipótese nula de independência dos termos erros aleatórios a 1% de significância estatística. Ou seja, indica a superioridade do modelo *probit* bivariado em relação ao *probit univariado*. Ademais, o sinal negativo de ρ indica que a mobilidade pendular e experiência de migração são negativamente correlacionadas em fatores não observados.

Por outro lado, vale observar a grande discrepância entre os coeficientes estimados para a *dummy* de migração endógena nos modelos univariado (coluna 1) e bivariado (coluna 3). Após considerar o efeito de um conjunto de características socioeconômicas e de localização observáveis, os resultados de ambos os modelos sugerem correlação positiva entre a decisão de deslocamento pendular intermunicipal e histórico de migração recente. Em outras palavras, o fato de trabalhador ter migrado, há no máximo cinco anos, parece aumentar a probabilidade de movimento pendular, especialmente após se corrigir o viés de endogeneidade entre pendularidade e migração (modelo bivariado recursivo).

A estratégia de identificação do parâmetro estrutural (α) do modelo (1)-(2) foi baseada na exclusão da variável “taxa de crescimento da população municipal por década de nascimento” da equação de mobilidade pendular (1). Essa variável foi assumida *proxy* para coorte de concorrência do potencial trabalhador migrante na RMR. Conforme teste indicativo resumido na Tabela 7 em apêndice, a variável em destaque revelou-se uma razoável candidata à restrição por exclusão. Em linhas gerais, as equações (1)-(2) foram estimadas por um *probit* bivariado incluindo a variável instrumental (taxa de crescimento da população municipal por década de nascimento), tanto na equação de resultado (1), como na equação de tratamento (2). A aplicação do teste de *Wald* indica que não se pode rejeitar a hipótese nula de que seu coeficiente é zero na equação de resultado a 1%, 5% ou 10% de significância estatística, embora a mesma variável se revele significativa na equação de tratamento. Esse resultado sugere que a variável em destaque parece estar correlacionada com a decisão de migrar entre 2005-2010, porém não diretamente correlacionada com a realização do deslocamento pendular em 2010, na RMR.

Embora os resultados da Tabela 4 registrem apenas os coeficientes estimados para o modelo (1)-(2), a interpretação dos resultados pode ser reforçada a partir da consulta dos efeitos marginais apresentados na Tabela 8 em apêndice. Conforme pode ser observado nas últimas tabelas, os resultados do modelo bivariado indicam que o efeito da taxa de crescimento da população municipal por década de nascimento sobre a chance de migração é negativo e estatisticamente significativo a 5%. Tal resultado condiz com o esperado, pois quanto maior a referida taxa de crescimento populacional, possivelmente maior será a concorrência no mercado de trabalho que o potencial migrante enfrentará no município de destino. Logo, menor deve ser a probabilidade de o indivíduo típico realizar a migração para o município reportado.

Também ficam evidentes algumas correlações entre as decisões de mobilidade pendular e de migração com vários atributos pessoais. Primeiro, nota-se que, em relação às mulheres (categoria de referência), trabalhadores do sexo masculino são mais propensos, tanto ao movimento pendular, quanto à migração. Estima-se que um homem tenha probabilidades de efetuar o deslocamento pendular e de ser migrante 5,55 p.p. e 2,35 p.p. (pontos percentuais), respectivamente, superior às chances de uma mulher.

A raça também parece ser relevante para análise dos deslocamentos pendulares e da migração. Os resultados sugerem que, em relação aos trabalhadores de cor branca (categoria omitida), aqueles de cor preta tem menor chance de ser migrante (2,04 p.p.), porém maior probabilidade de ser um *commuter* (4,08 p.p.). Resultado semelhante verifica-se para aqueles que se declaram pardos.

No tocante à experiência, estima-se que um ano a mais de idade reduz a probabilidade de o indivíduo migrar em cerca de 0,25 p.p. Por outro lado, pessoas que fazem deslocamentos pendulares para trabalhar, bem como aquelas que migram, são, em média, mais instruídas. Por exemplo, uma pessoa com curso superior completo registra 12,09 p.p. a mais de probabilidade de ser um trabalhador pendular e 16,65 p.p. a mais de chance de migrar comparado a um trabalhador sem escolaridade ou com curso fundamental incompleto (categoria base). As mesmas relações se repetem, porém com magnitudes diferentes, para indivíduos com nível fundamental completo/médio incompleto e médio completo/superior incompleto.

A presença de cônjuge no domicílio aumenta a probabilidade de realização do movimento pendular em 2,61 p.p., comparada a ausência de cônjuge (categoria omitida), por um lado, e, por outro, parece não afetar a probabilidade de migração. O número de filhos que vivem no domicílio por diferentes faixas de idade afeta a chance de migração. Quanto maior o número de filhos entre 6 e 9 anos de idade ou entre 10 e 14 anos de idade, menor a chance de migração, respectivamente, em 2,18 p.p e 2,67 p.p. Já a presença de idosos aposentados ou pensionistas (mais de 65 anos de idade) no domicílio, reduz a probabilidade de migração em 4,45 p.p.

Outras evidências que também podem ser observadas nas Tabelas 4 e 8 se referem à localização do domicílio. Comparativamente à zona rural (categoria base), as chances de ser um trabalhador pendular e migrante são relativamente maiores no meio urbano, respectivamente, em 4,43 p.p. e 4,38 p.p. Em relação

à residir na capital pernambucana, Recife (categoria de referência), nota-se que o deslocamento pendular é relativamente mais favorecido em todos os demais municípios, com exceção de Ipojuca, ao passo que há maior probabilidade de ser migrante em todos os demais municípios que não Recife.

O coeficiente da variável binária de migração é positivamente relacionado com a probabilidade individual de mobilidade pendular e estatisticamente significativo a 1%. Ademais, o seu efeito marginal revela que ter uma experiência de migração aumenta a probabilidade de deslocamento pendular (ver Tabela 8 no apêndice). Logo, mesmo não se referindo ao efeito médio do tratamento (impacto da migração sobre a mobilidade pendular) em razão da endogeneidade da *dummy* de migração, o efeito parcial em destaque sugere uma correlação direta entre deslocamento pendular e decisão de migrar.

5.2 Histórico de Migração e Deslocamento Pendular

Como já reportado, o principal objetivo desse estudo é estimar o efeito da condição de migrante intermunicipal sobre a probabilidade individual de deslocamento pendular na RMR. Para tanto, após considerada a influência de um conjunto de atributos socioeconômicos, domiciliares e de localização e controlada a interdependência entre as decisões mobilidade pendular e de migração (*probit* bivariado recursivo), faz-se necessário estimar o referido impacto a partir do efeito médio do tratamento (ATE), isto é, o efeito da condição de migrante (tratamento) sobre o movimento pendular (resultado).

Nesse contexto, a hipótese de distribuição bivariada normal dos termos de erro do modelo estrutural (1)-(2) pode não ser condizente com a realidade. Portanto, pode-se modelar essa estrutura de dependência usando funções cópula. Foram testadas as 18 versões de funções cópulas discutidas para identificação daquela que melhor se ajusta aos dados. A Tabela 5 apresenta os valores das estatísticas AIC e BIC e testes de *Vuong* e de *Clarke*¹⁰. Com base no critério de informação AIC os modelos que melhor se ajustam são relacionados as seguintes cópulas: *Gumbel* rotacionada em 90°, *Clayton* rotacionada em 270° e *Joe* rotacionada em 90°. Após a aplicação do teste *Vuong* para estes três modelos, verificou-se que não é possível discriminá-los. Por outro lado, o teste *Clarke* indica o modelo com cópula *Gumbel* rotacionada em 90° como mais bem ajustado aos dados¹¹.

Na Tabela 6 são apresentadas as estimativas do efeito médio da condição de migrante sobre a probabilidade de mobilidade pendular na RMR a partir de diferentes métricas (ATT, ATNT e ATE). Além de estimativas baseadas nas cópulas *Gumbel* rotacionada em 90°, *Clayton* rotacionada em 270° e *Joe* rotacionada em 90°, também são registrados os resultados obtidos com o modelo *probit* bivariado padrão, isto é, a partir da cópula *Gaussiana* para fins comparativos.

Os resultados mostram que a estimativa do coeficiente da *dummy* endógena de migração do modelo (1)-(2) baseado na cópula *Gumbel* (melhor ajustamento ao comportamento dos dados) é bem maior em magnitude que aqueles estimados considerando as demais cópulas em destaque. Por outro lado, as estimativas de efeito tratamento considerando a cópula *Gumbel* são bastante próximos daquelas calculadas usando a cópula *Gaussiana*. Ou seja, estima-se que um trabalhador típico que vivenciou uma experiência de migração recente (tratamento), aumentou em cerca de 17,3 p.p. a chance de efetuar mobilidade pendular entre municípios da RMR (ATT). Caso um não migrante experimentasse a migração, sua probabilidade de mobilidade pendular seria 12,8 p.p maior (ATNT). Em linhas gerais, considerando um indivíduo selecionado aleatoriamente na amostra, a condição de migrante aumenta a chance de movimento pendular em 13,4 p.p. (ATE).

¹⁰ O Modelo/Cópula *Joe* rotacionado em 270° não convergiu no processo de estimação. Por isso, não aparece na Tabela em foco.

¹¹ Embora não reportados por questão de espaço, os coeficientes estimados a partir da cópula *Gumbel* rotacionada em 90° são bastante próximos daqueles já reportados para a cópula *Gaussiana*, com exceção do coeficiente estrutural da *dummy* endógena de migração abordado a seguir. Tais resultados podem ser prontamente disponibilizados pelos autores.

Tabela 5 – Regressões *probit* bivariado recursivo: seleção de modelos segundo a função cópula e por controles amostrais

Modelo/Cópula	AIC ^a	BIC
<i>Gumbel 90</i>	23.499,28 *	23.961,05
<i>Clayton 270</i>	23.504,12 **	23.965,89
<i>Joe 90</i>	23.504,20 ***	23.965,96
<i>Student-t 12</i>	23.505,12	23.966,88
<i>Student-t 9</i>	23.505,37	23.967,13
<i>Gaussiana</i>	23.506,19	23.967,95
<i>Student-t 6</i>	23.506,58	23.968,34
<i>Student-t 3</i>	23.514,01	23.975,77
<i>Joe 0</i>	23.514,30	23.976,07
<i>Clayton 180</i>	23.514,61	23.976,37
<i>Frank</i>	23.514,79	23.976,56
<i>Gumbel 270</i>	23.518,07	23.979,83
<i>Clayton 90</i>	23.519,62	23.981,39
<i>Gumbel 0</i>	23.519,98	23.981,75
<i>Gumbel 180</i>	23.582,40	24.044,17
<i>Clayton 0</i>	23.598,15	24.059,92
<i>Joe 180</i>	23.599,80	24.061,56
Testes de Vuong^b		
2° AIC versus 1° AIC (base)	-0,8296	
3° AIC versus 1° AIC (base)	-0,7985	
3° AIC versus 2° AIC (base)	-2,3105 (*)	
<i>Gaussiana</i> versus 1° AIC (base)	-0,1636	
Testes de Clarke^c		
2° AIC versus 1° AIC (base)	5.894 (*)	
3° AIC versus 1° AIC (base)	5.790 (*)	
3° AIC versus 2° AIC (base)	7.848 (*)	
<i>Gaussiana</i> versus 1° AIC (base)	6.535 (*)	
Observações (50%)	7.163	
Observações		
Total	14.327	
Migrantes	1.839	
Não migrantes	12.488	

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados do Censo Demográfico de 2010.

Notas: (a) * Melhor modelo selecionado pelo critério de *Akaike* (AIC). ** Segundo melhor modelo selecionado pelo critério AIC. *** Terceiro melhor modelo selecionado pelo critério AIC. n.c – valor de log-verossimilhança não convergiu no processo de otimização numérica. (b) Os valores críticos para os testes de *Vuong* são -1,96 e 1,96 a 5% de significância. (*) Estatisticamente significativo a 5%. (c) O valor crítico para o teste de *Clarke* é 50% das observações (n/2). Se a estatística teste B for igual ou maior a n/2, o modelo testado é preferido ao modelo base. Se a estatística teste B for menor que n/2, o modelo testado é preterido ao modelo base. (*) estatisticamente significativo a 5%.

Tabela 6 – Efeito médio da condição de migrante sobre a mobilidade pendular por modelos selecionados e controles amostrais

Cópiulas Selecionadas	<i>Gumbel 90°</i>	<i>Clayton 270°</i>	<i>Joe 90°</i>	<i>Gaussiana</i> (referência)
α (Desvio-padrão)	1,5106*** (0,1091)	1,4080*** (0,1411)	1,4134*** (0,1405)	1,3982*** (0,1397)
τ de <i>Kendall</i> [IC 95%]	-0,453 [-0,547;-0,346]	-0,494 [-0,664;-0,335]	-0,511 [-0,647;-0,354]	-0,328 [-0,43;-0,21]
ATT % [IC 95%]	17,3 [15,1;19,4]	17,1 [15,0;19,2]	17,1 [15,0;19,1]	17,5 [15,2;19,7]
ATNT % [IC 95%]	12,8 [10,9;14,7]	13,9 [11,6;16,1]	13,9 [12,2;15,7]	12,5 [10,5;14,6]
ATE % [IC 95%]	13,4 [11,5;15,3]	14,3 [12,1;16,5]	14,3 [12,6;16,0]	13,2 [11,1;15,2]

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados do Censo Demográfico de 2010.

Nota: Intervalos de confiança (IC) entre colchetes obtidos pelo método delta. Desvio-padrão entre parênteses. ***Estatisticamente significante a 1%. **Estatisticamente significante a 5%. *Estatisticamente significante a 10%.

6 Considerações Finais

Durante as últimas décadas, os movimentos pendulares adquiriram crescente visibilidade em áreas metropolitanas. Sua dinâmica e rebatimentos são alvo de interesse para formuladores de políticas públicas direcionadas a melhoria da mobilidade urbana. Nesse contexto, o objetivo deste estudo foi investigar a importância de características socioeconômicas na determinação da mobilidade pendular na RMR, enfatizando o efeito da condição de migrante sobre de o trabalhador tornar-se um *commuter*.

Para tanto, usando dados recentes do Censo Demográfico de 2010 estimou-se um modelo de determinação da mobilidade pendular na RMR considerando a condição de migrante como variável endógena e estrutura de dependência em fatores não observados modelados por funções cópiulas. Destarte, procurou-se controlar a potencial interdependência entre as decisões de movimento pendular e de migração, relaxando a hipótese de distribuição normal conjunta.

A análise estatística dos dados mostrou que o deslocamento pendular na RMR é realizado especialmente por trabalhadores homens e jovens. Ainda mais interessante, percebeu-se que os *commuters* são, em média, mais instruídos em relação ao grupo de não *commuters* e que tais movimentos parecem mais associados aos trabalhadores formais. A participação dos indivíduos com experiência de migração no grupo de pendulares também foi estatisticamente maior, em relação a tal participação entre os não pendulares. Os resultados empíricos também sugerem que os trabalhadores mais instruídos são mais propensos ao movimento pendular. A presença de cônjuge no domicílio, bem como ser do sexo masculino, também mostraram-se ser importantes determinantes para a probabilidade de realização do movimento pendular.

Por outro lado, os achados empíricos permitem inferir que trabalhadores com histórico recente de migração são mais propensos à mobilidade pendular na RMR. Após considerar a influência de um conjunto de fatores socioeconômicos, domiciliares e de localização, além de controlar a interdependência entre comportamento pendular e migração, o efeito médio de tratamento (ATE) sugere que a condição de migrante aumenta em 13,4 p.p. a chance de o trabalhador típico efetuar a mobilidade pendular. Tal evidência respalda a hipótese de que habilidades e/ou experiências adquiridas com a migração podem tornar o trabalhador mais propenso a assumir postos de trabalho mais dinâmicos, isto é, aqueles que exigem deslocamentos cotidianos entre municípios.

Entender o processo de estruturação espacial urbano, bem como os movimentos diários na esfera intraurbana, é de suma importância para a elaboração de políticas públicas, dada a forte associação dos movimentos pendulares com as demandas por transportes e vias de circulação. Tais políticas dependem do conhecimento das características e necessidades dos trabalhadores que realizam deslocamentos pendulares. Nesse sentido, o presente estudo fornece evidências que a mobilidade pendular está diretamente associada ao passado de migração dos trabalhadores. Portanto, o desenho de políticas públicas direcionadas à mobilidade urbana também deveria considerar a dinâmica e o padrão dos fluxos migratórios na Região Metropolitana do Recife.

Referências

- ÂNTICO, C. Deslocamentos pendulares na região metropolitana de São Paulo. *São Paulo em Perspectiva*, Scielo, v. 19, n. 4, p. 110–120, 2005. ISSN 0102-8839. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1590/S0102-88392005000400007>>.
- ARANHA, V. Mobilidade pendular na metrópole paulista. *São Paulo em Perspectiva*, Scielo, v. 19, n. 4, p. 96–109, 2005. ISSN 0102-8839. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1590/S0102-88392005000400006>>.
- AXISA, J. J.; SCOTT, D. M.; NEWBOLD, K. B. Factors influencing commute distance: a case study of Toronto's commuter shed. *Journal of Transport Geography*, v. 24, p. 123–129, 2012. Disponível em: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0966692311001566>>.
- BRECHMANN, E. C.; SCHEPSMEIER, U. Modeling Dependence with C- and D-Vine Copulas: The R Package CDVine. *Journal of Statistical Software*, v. 52, n. 3, p. 1–27, 2013. ISSN 1548-7660. Disponível em: <<http://www.jstatsoft.org/v52/i03>>.
- CHISWICK, B. R. Are Immigrants Favorably Self-Selected? *The American Economic Review*, American Economic Association, v. 89, n. 2, p. 181–185, 1999. ISSN 00028282. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/117103>>.
- CRANE, R. The Influence of Uncertain Job Location on Urban Form and the Journey to Work. *Journal of Urban Economics*, v. 39, n. 3, p. 342–356, 1996. ISSN 0094-1190. Disponível em: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0094119096900182>>.
- JARDIM, A. D. P. A investigação das migrações internas, a partir dos Censos Demográficos brasileiros de 1970 a 2010. In: OLIVEIRA, L. A. P. de; OLIVEIRA, A. T. R. de (Ed.). *Reflexões sobre os Deslocamentos Populacionais no Brasil*. 1. ed. Rio de Janeiro: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE, 2011. p. 1–103. Disponível em: <http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/reflexoes/_deslocamentos/deslocamentos.pdf>.
- JARDIM, A. D. P.; ERVATTI, L. Migração pendular intrametropolitana no Rio de Janeiro: reflexões sobre o seu estudo, a partir dos Censos Demográficos de 1980 e 2000. 2007.
- MAGALHAES, D. J. A. V. de.; RIOS-NETO, E. L. G. Uma abordagem multinível para análise da mobilidade residencial na Região Metropolitana de Belo Horizonte. *Rebep*, v. 21, n. 1, p. 137–156, 2004. Disponível em: <http://www.abep.nepo.unicamp.br/docs/rev/_inf/vol21/_n1/_2004/vol21/_n1/_2004/_10artigo_p137a156.pdf>.
- MIRANDA, R. A.; DOMINGUES, E. P. Jornada ao trabalho e escolhas residenciais na região metropolitana de Belo Horizonte. In: *XII Encontro Regional de Economia (NE) e fórum BNB de desenvolvimento*. Fortaleza: [s.n.], 2007. p. 1–25. Disponível em: <<http://www.bnb.gov.br/content/aplicacao/Eventos/ForumBNB2007/docs/jornadadotrabalho.pdf>>.
- MIRANDA, R. A.; DOMINGUES, E. P. Nova Economia Urbana e Movimento Pendular na Região Metropolitana de Belo Horizonte. In: *XIII Seminário sobre a Economia Mineira*. Diamantina: [s.n.], 2008. p. 1–20. Disponível em: <http://www.cedeplar.ufmg.br/seminarios/seminario/_diamantina/2008/D08A137.pdf>.
- MOURA, R.; BRANCO, M. L. G. C.; FIRKOWSKI, O. C. D. F. Movimento pendular e perspectivas de pesquisas em aglomerados urbanos. *São Paulo em Perspectiva*, scielo, v. 19, n. 4, p. 121–133, 2005. ISSN 0102-8839. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1590/S0102-88392005000400007>>.
- MOURA, R.; DELGADO, P.; COSTA, M. A. Movimento Pendular e Políticas Públicas: Algumas possibilidades inspiradas numa tipologia dos municípios brasileiros. In: BOUERI, R.; COSTA, M. A. (Ed.). *Brasil em desenvolvimento 2013 : estado, planejamento e políticas públicas*. Brasília: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), 2013. cap. 22, p. 665–696. Disponível em: <http://www.ipea.gov.br/agencia/images/stories/PDFs/livros/livros/livro/_brasil/_desenvolvimento2013/_vol03.pdf>.

- NELSEN, R. B. *An Introduction to Copulas (Springer Series in Statistics)*. Secaucus, NJ, USA: Springer-Verlag New York, Inc., 2006. ISBN 0387286594.
- OMMEREN, J. van; RIETVELD, P.; NIJKAMP, P. Commuting: In Search of Jobs and Residences. *Journal of Urban Economics*, v. 42, n. 3, p. 402–421, 1997. ISSN 0094-1190. Disponível em: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S009411909692029X>>.
- PAPANIKOLAOU, G. Spatial and Individual Influence on Commuting Behaviour in Germany. In: *46th Congress of the European Regional Science Association (ERSA)*. Volos (Grécia): [s.n.], 2006. Disponível em: <<http://www-sre.wu-wien.ac.at/ersa/ersaconfs/ersa06/papers/468.pdf>>.
- PEREIRA, R. H. M.; HERRERO, V. Mobilidade Pendular: Uma Proposta Teórico-Metodológica. 2009.
- RADICE, R.; MARRA, G.; WOJTYŚ, M. Copula Regression Spline Models for Binary Outcomes With Application in Health Care Utilization. 2013. Disponível em: <<http://www.ucl.ac.uk/statistics/research/pdfs/rr321.pdf>>.
- RENKOW, M.; HOOVER, D. Commuting, Migration, and Rural-Urban Population Dynamics. *Journal of Regional Science*, v. 40, n. 2, p. 261–287, 2000. Disponível em: <<http://ideas.repec.org/a/bla/jregsc/v40y2000i2p261-287.html>>.
- ROUWENDAL, J.; RIETVELD, P. Changes in Commuting Distances of Dutch Households. *Urban Studies*, v. 31, n. 9, p. 1545–1557, nov. 1994. Disponível em: <<http://usj.sagepub.com/content/31/9/1545.abstract>>.
- SANDOW, E. Commuting behaviour in sparsely populated areas: evidence from northern Sweden. *Journal of Transport Geography*, v. 16, n. 1, p. 14–27, 2008. ISSN 0966-6923. Disponível em: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0966692307000506>>.
- SANDOW, E.; WESTIN, K. The persevering commuter – Duration of long-distance commuting. *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, v. 44, n. 6, p. 433–445, 2010. ISSN 0965-8564. Disponível em: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S096585641000056X>>.
- SANTOS JÚNIOR, E. d. R. d. .; MENEZES-FILHO, N.; FERREIRA, P. C. Migração, seleção e diferenças regionais de renda no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 35, n. 3, p. 299–331, 2005. Disponível em: <<http://ppe.ipea.gov.br/index.php/ppe/article/viewFile/47/25>>.
- SO, K. S.; ORAZEM, P.; OTTO, D. M. The Effects of Housing Prices, Wages, and Commuting Time on Joint Residential and Job Location Choices. *American J. of Agricultural Economics*, v. 83, n. 4, p. 1036–1048, 2001.
- SOARES, M. R. M. *Migração intrametropolitana e movimentos pendulares na Região Metropolitana de Belo Horizonte: o caso do município de Contagem -1991/2000*. 1–141 p. Tese (Doutorado) — UFMG, 2006.
- THOMAS, T.; TUTERT, S. I. A. An empirical model for trip distribution of commuters in The Netherlands: transferability in time and space reconsidered. *Journal of Transport Geography*, v. 26, p. 158–165, 2013. ISSN 0966-6923. Disponível em: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0966692312002529>>.
- VAN OMMEREN, J.; DARGAY, J. *The Optimal Choice of Commuting Speed: Consequences for Commuting Time, Distance and Costs*. [S.l.], 2006. v. 40, 279–296 p. Disponível em: <<http://ideas.repec.org/p/dgr/uvatin/20040092.html>>.
- WINKELMANN, R. Copula Bivariate Probit Models: With An Application To Medical Expenditures. *Health Economics*, v. 21, n. 12, p. 1444–1455, 2012. Disponível em: <<http://ideas.repec.org/a/wly/hlthec/v21y2012i12p1444-1455.html>>.

Apêndice

Tabela 7 – Probit bivariado - Teste de *Wald* para significância da variável taxa de crescimento da população municipal por década de nascimento

	Equação de resultado	Equação de tratamento
	Decisão de movimento pendular Equação (1)	Decisão de migração Equação (2)
Qui-quadrado	0,130	14,659
P-valor	0,713	0,000

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados do Censo Demográfico de 2010.

Tabela 8 – Probit bivariado recursivo – deslocamento pendular e migração - Efeitos marginais na média das covariadas

	Probabilidade de realizar o movimento pendular		Probabilidade de migrar	
Masculino	0,0553***	(0,0093)	0,0235***	(0,0069)
Preta	0,0408***	(0,0138)	-0,0204**	(0,0093)
Parda	0,0130*	(0,0078)	-0,0216***	(0,0076)
Outras	0,0065	(0,0426)	-0,0088	(0,0190)
Idade	-0,0001	(0,0005)	-0,0025***	(0,0004)
Idade ao quadrado	-0,0001***	(0,0000)	0,0001	(0,0000)
Fund. completo e médio incompleto	0,0521***	(0,0092)	0,0006	(0,0065)
Médio completo e superior incompleto	0,1025***	(0,0094)	0,0352***	(0,0058)
Superior completo	0,1209***	(0,0164)	0,1665***	(0,0157)
Vive com cônjuge/companheiro	0,0261***	(0,0083)	-0,0086	(0,0070)
Número de filhos (0 a 5 anos)	0,0017	(0,0063)	-0,0048	(0,0053)
Número de filhos (6 a 9 anos)	-0,0008	(0,0074)	-0,0218***	(0,0063)
Número de filhos (10 a 14 anos)	-0,0039	(0,0063)	-0,0267***	(0,0047)
Número de aposentados/pensionistas (>65 anos)	0,0307	(0,0257)	-0,0445**	(0,0182)
Zona urbana	0,0443**	(0,0195)	0,0438***	(0,0132)
Abreu e Lima	0,3331***	(0,0093)	0,1810***	(0,0049)
Araçoiaba	0,5716***	(0,0089)	0,0313***	(0,0011)
Cabo de Santo Agostinho	0,1744***	(0,0066)	0,0736***	(0,0024)
Camaragibe	0,4531***	(0,0097)	0,0711***	(0,0024)
Igarassu	0,2489***	(0,0082)	0,0832***	(0,0027)
Ipojuca	-0,0428***	(0,0026)	0,0759***	(0,0025)
Ilha de Itamaracá	0,1273***	(0,0053)	0,2173***	(0,0055)
Itapissuma	0,4130***	(0,0097)	0,0472***	(0,0017)
Jaboatão dos Guararapes	0,2851***	(0,0088)	0,1375***	(0,0040)
Moreno	0,3798***	(0,0096)	0,0397***	(0,0014)
Olinda	0,3454***	(0,0094)	0,0627***	(0,0021)
Paulista	0,3070***	(0,0090)	0,2109***	(0,0054)
São Lourenço da Mata	0,3642***	(0,0095)	0,1220***	(0,0037)
Migrante	0,5010***	(0,0595)		
Crescimento pop. (década de nascimento)		-0,0233**	(0,0096)	
Observações	14.327			

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados do Censo Demográfico de 2010.

Notas: Desvios-padrão robustos à heterocedasticidade e ao agrupamento por municípios entre parênteses.

***Estatisticamente significante a 1%. **Estatisticamente significante a 5%. *Estatisticamente significante a 10%.

Quadro 1: Descrição das variáveis selecionadas para a análise empírica

Variável	Tipo	Código	Descrição e codificação
Masculino	Binária	V0601	1 - se o chefe de domicílio é do sexo masculino; 0 caso contrário.
Feminino (categoria omitida)	Binária	V0601	1 - se o chefe de domicílio é do sexo feminino; 0 caso contrário.
Branca (categoria omitida)	Binária	V0606	1 - se o chefe de domicílio declarou-se de cor branca; 0 caso contrário.
Preta	Binária	V0606	1 - se o chefe de domicílio declarou-se de cor preta; 0 caso contrário.
Parda	Binária	V0606	1 - se o chefe de domicílio declarou-se de cor parda; 0 caso contrário.
Amarela/Vermelha	Binária	V0606	1 - se o chefe de domicílio declarou-se de cor amarela ou vermelha; 0 caso contrário.
Idade	Contínua	V6036	Idade do entrevistado em anos.
Idade ao quadrado	Contínua	V6036	Quadrado da diferença entre a idade do responsável pelo domicílio e a média de idade de todos indivíduos na amostra.
S/ instrução e fund. Incompleto (categoria omitida)	Binária	V6400	1 - se o responsável pelo domicílio não tem instrução ou tem curso fundamental incompleto; 0 caso contrário.
Fund. completo e médio incompleto	Binária	V6400	1 - se o chefe de domicílio tem curso fundamental completo ou nível médio incompleto; 0 caso contrário.
Médio completo e superior incompleto	Binária	V6400	1 - se o responsável pelo domicílio tem nível médio completo ou curso superior incompleto; 0 caso contrário.
Superior completo	Binária	V6400	1 - se o chefe de domicílio tem curso superior completo; 0 caso contrário.
Sem cônjuge (categoria omitida)	Binária	V0637	1 - se o chefe de domicílio não vive com cônjuge; 0 caso contrário.
Cônjuge	Binária	V0637, V0619	V0502, V0636, 1 - se o chefe de domicílio vive com cônjuge; 0 caso contrário.
N. de filhos (0 a 5 anos)	Contínua	V0502, V0300	V6036, Número de filhos com idade entre 0 e 5 anos morando no domicílio.
N. de filhos (6 a 9 anos)	Contínua	V0502, V0300	V6036, Número de filhos com idade entre 6 e 9 anos morando no domicílio.
N. de filhos (10 a 14 anos)	Contínua	V0502, V0300	V6036, Número de filhos com idade entre 10 e 14 anos morando no domicílio.
N. aposentados/pensionistas (>65 anos)	Contínua	V6036, V0656, V0300	Número de pessoas mais de 65 anos de idade aposentadas e/ou pensionistas morando no domicílio.
Renda domiciliar per capita	Contínua	V6531	Razão entre a soma dos rendimentos dos moradores e o total de moradores do domicílio.
Zona rural (categoria omitida)	Binária	V1006	1 - se o chefe de domicílio reside no meio rural; 0 caso contrário.
Zona urbana	Binária	V1006	1 - se o chefe de domicílio reside no meio urbano; 0 caso contrário.
Migrante	Binária	V0002, V0618	V6264, 1 - se o chefe de domicílio é migrante intermunicipal; 0 caso nasceu e sempre morou no município de residência.
Abreu e Lima	Binária	V0002	1 - se o chefe de domicílio reside em Abreu e Lima; 0 caso contrário.
Araçoiaba	Binária	V0002	1 - se o chefe de domicílio reside em Araçoiaba; 0 caso contrário.
Cabo de Santo Agostinho	Binária	V0002	1 - se o chefe de domicílio reside em Cabo de Santo Agostinho; 0 caso contrário.
Camaragibe	Binária	V0002	1 - se o chefe de domicílio reside em Camaragibe; 0 caso contrário.

Quadro 1 – Continua na próxima página

Quadro 1 – Continuação da página anterior

Variável	Tipo	Código	Descrição e codificação
Igarassu	Binária	V0002	1 - se o chefe de domicílio reside em Igarassu; 0 caso contrário.
Ipojuca	Binária	V0002	1 - se o chefe de domicílio reside em Ipojuca; 0 caso contrário.
Ilha de Itamaracá	Binária	V0002	1 - se o chefe de domicílio reside em Ilha de Itamaracá; 0 caso contrário.
Itapissuma	Binária	V0002	1 - se o chefe de domicílio reside em Itapissuma; 0 caso contrário.
Jaboatão dos Guararapes	Binária	V0002	1 - se o chefe de domicílio reside em Jaboatão dos Guararapes; 0 caso contrário.
Moreno	Binária	V0002	1 - se o chefe de domicílio reside em Moreno; 0 caso contrário.
Olinda	Binária	V0002	1 - se o chefe de domicílio reside em Olinda; 0 caso contrário.
Paulista	Binária	V0002	1 - se o chefe de domicílio reside em Paulista; 0 caso contrário.
São Lourenço da Mata	Binária	V0002	1 - se o chefe de domicílio reside em São Lourenço da Mata; 0 caso contrário.
Recife (categoria omitida)	Binária	V0002	1 - se o chefe de domicílio reside em Recife; 0 caso contrário.
Taxa de crescimento da população municipal por década de nascimento	Contínua	IPEADATA	Calculada a partir de dados referentes à população total residente dos municípios brasileiros, fornecidos pelo IBGE/IPEADATA. Com tais dados, tornou-se possível a construção da variável de determinação da migração (excluída da equação de mobilidade pendular): a taxa de crescimento da população municipal por década de 1920 a 2010. As taxas de crescimento populacional por municípios e décadas foram associadas a década de nascimento e município de residência em 2010 de cada trabalhador selecionado na amostra. Destarte, tal variável torna-se uma proxy do tamanho da coorte de trabalhadores que podem concorrer diretamente a vagas de emprego com o indivíduo típico no mercado de trabalho da RMR.

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados dos Censos Demográficos de 2000 e de 2010.

Nota: Demais variáveis do Censo de 2010 usadas para seleção amostral: V6036, V0502, V0629, V0606, V0614, V0615, V0616, V0617, V0620, V0648.