

Cidades atrativas: determinantes da migração municipal no Brasil

Stallin da Silva Lima*
Vinícius de Azevedo Couto Firme†

Resumo

Este estudo investigou os determinantes do fluxo migratório líquido dos municípios brasileiros, buscando identificar quais características tornam uma localidade mais atrativa à migração interna. Calculou-se a migração líquida de 5498 municípios, acumulada nos períodos de 2000-2010 e 2010-2022, a partir da diferença entre a variação populacional observada e o crescimento vegetativo. Em seguida, estimou-se um modelo de painel-espacial para avaliar como o perfil populacional, a atratividade econômica, a infraestrutura local, certas amenidades e os custos da viagem afetariam essa migração. Os resultados indicam que os migrantes preferem municípios menores, mais urbanizados, com melhor infraestrutura de saúde, economia menos dependente do setor público e maior capacidade de gerar empregos, além de localidades litorâneas e de clima ameno. Por fim, os coeficientes estimados foram usados para projetar a migração municipal entre 2022 e 2032, revelando provável êxodo no Nordeste, sobretudo na Bahia, e forte atração nos balneários do Sudeste e do Sul.

Palavras-chave: Migração municipal; Qualidade de vida; Modelos de Regressão.

Abstract

This study investigated the determinants of net migration flows across Brazilian municipalities, seeking to identify which specific characteristics make a locality more attractive to internal migrants. Net migration was computed for 5498 municipalities, accumulated over the periods 2000-2010 and 2010-2022, as the difference between observed population change and natural growth. A spatial panel model was then estimated to assess how the population profile, local economic attractiveness, infrastructure, selected amenities, and travel costs would affect this migration. The results indicate that migrants prefer smaller, more urbanized municipalities, with better health infrastructure, economies less dependent on the public sector, and greater capacity to generate jobs, as well as coastal towns with a mild, pleasant climate. Finally, the estimated coefficients were used to project municipal migration between 2022 and 2032, revealing a likely exodus in the Northeast, particularly in Bahia, and strong attraction in the coastal resort towns of the Southeast and South.

Keywords: Municipal migration; Quality of life; Regression models.

Código-JEL: R23; I3; C2.

Área: Economia Regional

* Bolsista de Iniciação Científica e Economista pela UFJF/GV; E-mail: stallinlima8@gmail.com.
LATTES: <https://lattes.cnpq.br/4331368512100874>; ORCID: <https://orcid.org/0009-0008-9682-0199>.
† Professor do Departamento de Economia da UFJF-GV; Email: vinicius.firme@ufjf.br
LATTES: <https://lattes.cnpq.br/4820999132708974>; ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-9644-1000>.

Introdução

A migração populacional é um fenômeno demográfico, motivado por questões culturais, socioeconômicas e ambientais (Nijkamp, 1976), cujos efeitos são essenciais ao planejamento público/privado (Muniz, 2018), pois afetam tanto o tamanho da população local (Campus e Fusco, 2009) quanto a necessidade de bens/serviços para atendê-la (Gerrits, 2024). Ademais, acredita-se que o fluxo migratório seja um reflexo da qualidade de vida local e do sucesso da respectiva gestão pública (Lee, Lee e Lin, 2021; Kim, Lee e Park, 2023). Portanto, compreender as forças de atração/repulsão migratória, associadas às cidades brasileiras, seria essencial a qualquer gestor público que busque melhorar o bem-estar de sua localidade.

Assim, assumindo que a migração poderia ser afetada por questões socioeconômicas e demográficas da própria população (Yorimitsu, 1985; Mintchev *et al*, 2016; Nishimura e Czaika, 2024), pelo perfil produtivo local, cuja absorção laboral poderia ser afetada, de forma heterogênea, pelas oscilações econômicas (Ferreira e Matos, 2004; Taveira e Almeida, 2014), e por certas forças de *atração* (*e.g.*: riqueza, boas oportunidades de trabalho, serviços adequados de saúde e educação, clima ameno, afinidade cultural, etc.) e *repulsão* populacionais (*e.g.*: violência, poluição, desigualdades econômicas, problemas de mobilidade urbana e de habitação/saneamento, etc.) inerentes à cada localidade (Mueser e Graves, 1995; Golgher, 2008; Turnes, 2008; Taveira e Almeida, 2014; Matarrita-Cascante, 2017; Raiher *et al*, 2019; Nascimento e Santos, 2023), buscou-se avaliar quais destes fatores ajudariam a explicar os *fluxos migratórios líquidos* intermunicipais no Brasil.

Para tanto, esta pesquisa usou as populações oficiais de 5498 municípios brasileiros, referentes aos anos de 2000, 2010 e 2022, e calculou seus respectivos *crescimentos vegetativos*, para obter os *fluxos migratórios líquidos*, acumulados entre os anos de 2000-2010 e 2010-2022 (Turnes, 2008; Campus e Fusco, 2009; Hamilton, 2014; Montalvo *et al*, 2019; Gascón e Masot, 2020; Vollset *et al*, 2020). Logo, valendo-se de um *painel-espacial* (Elhorst, 2014), que permite controlar/mensurar a influência da migração, de um município qualquer, sobre os seus vizinhos mais próximos, estimou-se modelos que permitiram verificar quais características locais poderiam atrair/repelir indivíduos. Para que cada local avaliado tenham a oportunidade de se planejar às (possíveis) migrações futuras, os coeficientes estimados foram usados para projetar os *fluxos migratórios municipais* nos próximos 10 anos, ou seja, no período de 2022-2032.

O restante do trabalho está subdividido da seguinte forma. A segunda seção apresenta a distribuição dos fluxos migratórios no território brasileiro e traz uma revisão sobre os potenciais determinantes deste fenômeno demográfico. A seção seguinte contém a metodologia e a base de dados. Em sequência, encontram-se os resultados, considerações finais e referências.

2. Fluxos migratórios no Brasil e seus potenciais determinantes

A variação populacional, de uma localidade qualquer, depende, basicamente, da soma do seu crescimento vegetativo/natural (*i.e.*: total de nascimentos menos óbitos) mais o fluxo migratório líquido (*i.e.*: entrada menos a saída de migrantes) (Turnes, 2008; Campus e Fusco, 2009; Hamilton, 2014; Montalvo *et al*, 2019; Gascón e Masot, 2020; Vollset *et al*, 2020). Deste modo, o saldo migratório pode ser obtido da seguinte forma:¹

$$\text{Migração} = \overbrace{(\text{População atual} - \text{População anterior})}^{\text{crescimento populacional}} - \overbrace{(\text{nascimentos} - \text{óbitos})}^{\text{crescimento natural}} \quad (1)$$

No Brasil, a população municipal oficial é medida nos censos demográficos (a cada 10 anos) via *Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE* (IPEADATA, 2026), enquanto o total de nascimentos e óbitos, de cada localidade, encontra-se disponível no *Sistema Único de Saúde – SUS*

¹ A Equação 1 contabiliza a migração líquida sem diferenciar suas motivações, que costumam incluir questões: a) profissionais (*e.g.*: busca de emprego/promoção); b) familiares (*e.g.*: acompanhamento de cônjuge); c) estudantis (*e.g.*: capacitação em melhores instituições de ensino); d) ambientais (*e.g.*: afinidade cultural/climática, boa infraestrutura, entre outros) (Strey *et al*, 2018).

(DATASUS, 2026). Assim, ao agregar os dados de 5498 municípios (98.7% do total atual), verifica-se que o país ganhou $(190.2 - 169.8) = 20.4$ milhões de habitantes, entre 2000-2010, e mais $(202.4 - 190.2) = 12.2$ milhões, entre 2010-2022 (Tabela 1).

Tabela 1. Fluxo migratório líquido no Brasil, suas 5 macrorregiões e 26 Estados
(valores em milhões de habitantes)

Período ⇒	2000-2010					2010-2022					2000-2022
Local ↓	POP ₁₀	POP ₀₀	NSC	OBT	MIG	POP ₂₂	POP ₁₀	NSC	OBT	MIG	MIG
Brasil	190.18	169.76	29.71	10.30	1.02	202.39	190.18	34.15	16.19	-5.75	-4.74
PR	10.44	9.56	1.56	0.61	-0.08	11.44	10.44	1.83	0.93	0.09	0.01
RS	10.63	10.19	1.44	0.72	-0.27	10.82	10.63	1.64	1.07	-0.38	-0.65
SC	6.24	5.35	0.85	0.31	0.35	7.58	6.24	1.14	0.50	0.70	1.05
Sul	27.31	25.10	3.84	1.64	0.00	29.84	27.31	4.61	2.49	0.41	0.41
ES	3.50	3.10	0.53	0.19	0.07	3.82	3.50	0.65	0.29	-0.04	0.03
MG	19.60	17.90	2.72	1.08	0.06	20.54	19.60	3.07	1.68	-0.45	-0.39
RJ	15.82	14.39	2.22	1.16	0.37	15.89	15.82	2.55	1.69	-0.79	-0.42
SP	41.23	37.01	6.10	2.44	0.57	44.38	41.23	7.09	3.71	-0.23	0.34
Sudeste	80.15	72.40	11.56	4.87	1.07	84.63	80.15	13.36	7.38	-1.51	-0.44
GO	8.56	7.06	1.35	0.37	0.53	9.86	8.56	1.65	0.65	0.30	0.83
MT	2.96	2.51	0.48	0.13	0.10	3.57	2.96	0.66	0.22	0.18	0.28
MS	2.45	2.08	0.40	0.13	0.09	2.75	2.45	0.51	0.20	-0.01	0.08
C. Oeste	13.97	11.64	2.23	0.63	0.73	16.18	13.97	2.82	1.08	0.48	1.21
AL	3.11	2.83	0.60	0.16	-0.15	3.12	3.11	0.61	0.25	-0.35	-0.50
BA	13.93	13.08	2.26	0.67	-0.73	14.01	13.93	2.37	1.09	-1.20	-1.93
CE	8.40	7.39	1.36	0.41	0.06	8.75	8.40	1.50	0.69	-0.47	-0.41
MA	6.57	5.66	1.24	0.23	-0.09	6.78	6.57	1.35	0.42	-0.73	-0.82
PB	3.77	3.44	0.62	0.21	-0.09	3.97	3.77	0.68	0.33	-0.14	-0.23
PE	8.78	7.91	1.48	0.53	-0.09	9.04	8.78	1.62	0.78	-0.58	-0.67
PI	3.10	2.84	0.54	0.14	-0.14	3.25	3.10	0.57	0.24	-0.17	-0.31
RN	3.16	2.77	0.50	0.15	0.03	3.29	3.16	0.55	0.25	-0.16	-0.13
SE	2.07	1.78	0.37	0.10	0.02	2.21	2.07	0.40	0.16	-0.09	-0.07
Nordeste	52.89	47.70	8.97	2.59	-1.19	54.42	52.89	9.64	4.22	-3.89	-5.08
AC	0.73	0.56	0.16	0.03	0.04	0.83	0.73	0.20	0.05	-0.05	-0.01
AP	0.67	0.48	0.15	0.02	0.07	0.73	0.67	0.18	0.04	-0.08	-0.01
AM	3.48	2.82	0.73	0.12	0.05	3.94	3.48	0.93	0.22	-0.25	-0.20
PA	7.58	6.20	1.44	0.27	0.22	8.10	7.58	1.66	0.48	-0.66	-0.44
RO	1.56	1.38	0.27	0.06	-0.03	1.58	1.56	0.32	0.11	-0.20	-0.23
RR	0.45	0.32	0.10	0.01	0.04	0.64	0.45	0.15	0.03	0.07	0.11
TO	1.38	1.16	0.26	0.05	0.02	1.51	1.38	0.29	0.10	-0.07	-0.05
Norte	15.86	12.91	3.10	0.56	0.41	17.33	15.86	3.73	1.02	-1.24	-0.83

Siglas:

- a) POP = população; NSC/OBT = nascimentos/óbitos; MIG = migração líquida;
b) AC (Acre), AL (Alagoas), AP (Amapá), AM (Amazonas), BA (Bahia), CE (Ceará), ES (E. Santo), GO (Goiás), MA (Maranhão), MT (Mato Grosso), MS (Mato G. Sul), MG (Minas Gerais), PA (Pará), PB (Paraíba), PR (Paraná), PE (Pernambuco), PI (Piauí), RJ (Rio de Janeiro), RN (Rio G. Norte), RS (Rio G. Sul), RO (Rondônia), RR (Roraima), SC (Santa Catarina), SP (São Paulo), SE (Sergipe) e TO (Tocantins).

Nota: as estatísticas do Estado de Goiás (GO) também consideraram informações do Distrito Federal.

Fonte: Elaboração própria com base nas populações oficiais de 5498 municípios brasileiros (IPEADATA, 2026) e no total de nascimentos/óbitos de cada localidade (DATASUS, 2026).

Como o crescimento natural/vegetativo, nestes períodos, foi de $(29.7 - 10.3) = 19.4$ milhões e $(34.1 - 16.2) = 17.9$ milhões, respectivamente, pode-se inferir que a entrada de migrantes superou a saída em, aproximadamente, $(20.4 - 19.4) = 1.0$ milhão entre 2000-2010. Entre 2010-2022, a situação se inverteu e o saldo migratório foi de $(12.2 - 17.9) = -5.7$ milhões, sugerindo que o Brasil obteve um êxodo populacional superior a 4.7 milhões de habitantes entre os anos de 2000 e 2022 (Tabela 1).

Dentre as macrorregiões, nota-se que a região nordeste tem perdido atratividade, nas últimas décadas, e foi a única do país a apresentar saldos migratórios negativos, tanto em 2000-2010 quanto em 2010-2022, acumulando uma perda populacional de, quase, $(-1.2 - 3.9) = -5.1$ milhões de habitantes. Entre 2000-2010, 2/3 dos Estados desta região já apresentavam saldos migratórios negativos. Contudo, tal situação agravou-se e todos passaram a apresentar fugas líquidas de migrantes em 2010-2022. Em valores

acumulados (*i.e.*: 2000-2022), a Bahia (BA) se destaca, negativamente, com o pior saldo migratório dentre os Estados brasileiros (–1.93 milhões; Tabela 1), o que já havia sido noticiado pela emissora Globo (2026).

A região norte também tem sofrido com o êxodo populacional, especialmente entre 2010-2022, onde 6 dos seus 7 Estados apresentaram fluxos migratórios negativos. A única exceção ocorreu no Estado de Roraima (RR), que tem sido o principal destino dos quase 570 mil venezuelanos, que adentraram no Brasil entre 2015-2024 (*United Nations International Children's Emergency Fund* – UNICEF, 2026). Esta perda de atratividade tem sido notada, até mesmo, no Sudeste brasileiro (maior polo econômico-populacional do país), onde todos os Estados obtiveram perdas líquidas de migrantes, entre 2010-2022. Este fenômeno é inédito em São Paulo – SP (Carcci, 2026) e tem sido alavancado pelos Estados do Rio de Janeiro (RJ) e Minas Gerais (MG), cujas perdas populacionais, oriundas da migração, aproximam-se de 800 mil e 450 mil habitantes, respectivamente (Tabela 1).

Na outra ponta, o Centro-Oeste foi a macrorregião mais procurada por migrantes, com um saldo positivo de 1.21 milhões, entre 2000-2022. No referido período, a região foi a única do país cujos saldos migratórios revelaram-se positivos em todos os Estados. Fantin (2026) não apenas corrobora tal constatação como sugere que ela seria um reflexo do sucesso agropecuário local. Esta entrada líquida de migrantes também foi notada na Região Sul (apesar do êxodo populacional no Rio Grande do Sul – RS) e tem sido impulsionada pela forte atratividade de Santa Catarina – SC, que, sozinha, conseguiu atrair mais de 1 milhão de migrantes entre 2000-2022, tornando-se o principal destino migratório dentre os Estados brasileiros (Tabela 1). Para Mayer (2026), o mercado de trabalho aquecido de SC (com salários acima da média nacional e baixos níveis de desemprego/informalidade) explicariam este fluxo populacional.

Conforme mencionado, na introdução desta pesquisa, entender o que levaria uma pessoa a migrar para outra cidade, em detrimento do seu local de origem, é essencial ao planejamento urbano dos municípios brasileiros (Muniz, 2018) e poderia ser útil aos que buscam maximizar o bem-estar local, pois permitiria identificar algumas forças de repulsão/atração populacionais, dos locais de origem/destino do migrante (Lee, Lee e Lin, 2021; Kim, Lee e Park, 2023). De modo geral, a decisão de migrar tem sido associada aos seus respectivos custos/riscos (inclusive psicológicos) e a algumas características demográficas e socioeconômicas, do próprio migrante e do seu local de origem/destino (Yorimitsu, 1985).

Visando definir o perfil do migrante-típico, é comum considerar seu gênero, etnia/raça, idade, estado civil, escolaridade e faixa de renda (Yorimitsu, 1985; Mintchev *et al*, 2016; Nishimura e Czaika, 2024). No Brasil, boa parte dos migrantes é composta por homens, não-brancos, jovens/adultos, solteiros, com baixo nível educacional e salarial (Justo e Silveira Neto, 2009; Ramalho e Queiroz, 2011; Santos *et al*, 2018; Nascimento, Silva e Lucas, 2016; Silva, Silva Filho e Cavalcanti, 2019; Julião e Rocha, 2020; Silva, Queiroz e Ojima, 2021; Silva Filho e Resende, 2021).

Dentre os principais motivos associados à migração, tem-se a questão econômica (*i.e.*: oferta de emprego/promoção e menores custos de moradia), o acompanhamento familiar e a busca por melhores condições de ensino/saúde (Oliveira e Jannuzzi, 2005). Portanto, locais com maior atividade econômica, cujos setores produtivos ofertam mais empregos e melhores salários (Ferreira e Matos, 2004; Taveira e Almeida, 2014; Vaz, 2017; Raiher *et al*, 2019), e com boa infraestrutura de saúde/educação tenderiam a atrair mais migrantes (Yorimitsu, 1985; Mintchev *et al*, 2016; Bansak, Simpson e Zavodny, 2020; Nishimura e Czaika, 2024; Simpson, 2026).

Ademais, tem crescido uma modalidade migratória voltada à qualidade de vida local, cujas raízes não são estritamente econômicas (*i.e.*: *amenity migration*). Neste caso, é comum que o migrante (geralmente, com maior poder aquisitivo) oriente-se com base na afinidade cultural, climática e/ou ambiental, dando preferência à beleza-natural do local de destino (*e.g.*: áreas costeiras e/ou montanhosas) em detrimento da praticidade dos grandes centros-urbanos (Justo *et al*, 2009), cujas desigualdades econômicas e os decorrentes problemas de violência, saneamento, poluição e trânsito costumam afastar este tipo de migrante (Mueser e Graves, 1995; Justo e Silveira Neto, 2006; Mata *et al*, 2007; Golgher, 2008; Chen e Rosenthal, 2008; Rocha e Magalhães, 2011; Abrams *et al*, 2012; Taveira e Almeida, 2014; Marchant e Rojas, 2015; Matarrita-Cascante, 2017; Raiher *et al*, 2019).

Por fim, tanto a cultura migratória local quanto a distância em relação à grandes centros-urbanos parecem interferir nos custos/riscos desta prática (Yorimitsu, 1985). No primeiro caso, entende-se que regiões com redes-migratórias consolidadas enfrentariam menores custos/riscos associados à viagem (Vaz,

2017; Silva, Queiroz e Ojima, 2021). Ademais, é razoável supor que os grandes-centros possuam maior/melhor infraestrutura de transporte, permitindo ao migrante, de localidades próximas, definir o modal (i.e.: rodoviário, ferroviário, hidroviário, aéreo) com menor custo ou maior conforto (Rigotti, 2006; Justo e Silveira Neto, 2006; Mata *et al*, 2007).

Portanto, pode-se inferir que a migração poderia ser afetada pelos seguintes fatores:

$$mig = f \left(\underbrace{\text{perfil da população}}_{gen, cor, idd, ecv, esc, rda}, \underbrace{\text{atração econômica}}_{pib, \Delta pib, emp, pf_{set}}, \underbrace{\text{infraestrutura local}}_{p_{pop}, urb, inf_e, inf_s, inf_h}, \underbrace{\text{amenidades/preferências}}_{des_r, pol, trn, vio, praia, mont, tp, prec}, \underbrace{\text{custo/risco}}_{cmr, dist} \right) \quad (2)$$

Onde: *gen*, *cor*, *idd*, *ecv*, *esc* e *rda* indicam o gênero, cor, idade, estado-civil, escolaridade e renda-média predominantes na população local, respectivamente; na esfera econômica, o *pib*, Δpib , pf_{prod} , *emp* revelam o nível de atividade produtiva, o crescimento econômico, a geração de emprego e o perfil setorial dominante, de cada localidade avaliada (i.e.: serviços, indústria, agropecuária e setor público); p_{pop} , *urb*, inf_e , inf_s e inf_h referem-se ao porte-populacional, ao grau de urbanização e à qualidade da infraestrutura local de educação, saúde e habitação, nesta ordem; quanto às amenidades, é comum avaliar questões sobre a desigualdade de renda (des_r), poluição (*pol*), problemas de trânsito (*trn*) e violência (*vio*), além da potencial afinidade dos migrantes com áreas costeiras (*praia*), montanhosas (*mont*) e diferentes níveis de temperatura (*tp*) e precipitação (*prec*); ademais, a cultura migratória de cada região (*cmr*) e a distância em relação aos grandes centros (*dist*) poderiam afetar os riscos/custos migratórios.

3. Metodologia e base de dados

A seção anterior revelou quais variáveis estariam potencialmente associadas ao *fluxo migratório líquido* de um município *i* qualquer, entre os *t* períodos avaliados (mig_{it}). Para fins preditivos, este estudo considerou apenas variáveis explicativas pré-determinadas (X_{it-1}), cujos valores já eram conhecidos antes mesmo da referida migração. Assim, foi possível mensurar os β -impactos das *k* variáveis explicativas (Equação 2), inseridas na matriz $X_{it-1,k}$, usando apenas informações previamente disponíveis. Formalmente:

$$mig_{it} = X_{i,t-1}\hat{\beta}_k + c_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

Na Equação 3, o termo c_i representa os potenciais efeitos-fixos (i.e.: invariantes no tempo, mas não entre os *i* municípios) não-observados (i.e.: cuja base de dados é incapaz de captar), tais como cultura e/ou preferências locais. Já ε_{it} é um vetor de erros, supostamente aleatórios. Logo, se c_i se distribuir aleatoriamente entre os *i* municípios, pode-se incluí-lo nos resíduos ($v_{it} = c_i + \varepsilon_{it}$) e usar a correlação entre c_i e v_{it} para tornar as estimativas mais eficientes. Todavia, se c_i tiver relação com as demais variáveis explicativas ($X_{i,t-1}$), isto causará viés nos $\hat{\beta}_k$ parâmetros. No primeiro caso, onde há *efeitos-aleatórios* (EA), a Equação 3 se torna $mig_{it} = X_{i,t-1}\hat{\beta}_k + v_{it}$. No segundo, busca-se eliminar c_i via método de *efeitos-fixos* (EF), que considera os desvios das variáveis em relação à média (e.g.: $\tilde{mig}_{it} = mig_{it} - \overline{mig}_i$). Logo, a equação estimada é $\tilde{mig}_{it} = \tilde{X}_{i,t-1}\beta_k + \tilde{\varepsilon}_{it}$. Em geral, recomenda-se usar o teste de Hausman (1978), após as estimativas de EA e EF, para definir se c_i gera viés nos $\hat{\beta}_k$ parâmetros. Não rejeitando-se $H_0: E(c_i|X_{i,t-1}) = 0$, ambos serão consistentes, porém EA será mais eficiente. Do contrário, apenas EF será consistente (Wooldridge, 2010).²

Porém, como é possível que a migração de um município *i* seja influenciada por seus *j* vizinhos (Mata *et al*, 2007; Taveira e Almeida, 2014; Raiher *et al*, 2019; Brito e Silva, 2021), gerando um comportamento local que pode tanto favorecer quanto inibir tal prática, buscou-se testar/controlar a dependência espacial associada à própria migração ($Wmig_{it}$) e ao termo de erro da regressão ($W\xi_{it}$)

² Para fins de padronização, os modelos de EA e EF não-espaciais (Equação 3) e espaciais (Equação 4) foram estimados via *máxima-verossimilhança* (MV).

(Lesage e Fischer, 2010; Elhorst, 2014).³ Para tanto, uma matriz de contiguidade espacial do tipo “rainha” (W)⁴ foi usada na seguinte estimação:

$$mig_{it} = \hat{\rho}Wmig_{it} + X_{i,t-1}\hat{\beta}_k + \xi_{it} \quad \text{sendo: } \xi_{it} = \lambda(W\xi_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

Caso $\rho = 0$ e $\lambda = 0$, o modelo *não-espacial* da Equação 3 será adequado. Do contrário, deve-se recorrer à Equação 4, cujas opções incluem: a) *Spatial Auto-Regressive* – SAR ($\rho \neq 0$ e $\lambda = 0$); b) *Spatial Error Model* – SEM ($\rho = 0$ e $\lambda \neq 0$); c) *Spatial Autoregressive Confused* – SAC ($\rho \neq 0$ e $\lambda \neq 0$).⁵ Os modelos SAR, SEM e SAC podem ser estimados por *Quasi Máxima-Verossimilhança* (QMV), via método de efeitos fixos espacial – EFE (Lee e Yu, 2010) e de efeitos aleatórios espacial – EAE (Kapoor, Kelejian e Prucha, 2007). Novamente, usou-se o teste de Hausman (1978), para definir entre EFE ou EAE, e o critério de informação de Akaike (AIC) para a adequação geral dos modelos (Wooldridge, 2010). Todos os procedimentos estão implementados no *software* STATA.

Nas regressões EFE e EAE cujo $\rho \neq 0$, o efeito total de x_k (i.e.: $\partial y / \partial x_k$), dependerá do seu impacto inicial (β_k) e do efeito multiplicador gerado pela vizinhança (ρW). Logo, com base na *Matriz de Efeitos Parciais* $\{MEP = [(I_n - \rho W)^{-1} I_n \beta_k]\}$, onde I_n é uma matriz identidade, pode-se medir o *Efeito-Direto* (ED = média da diagonal principal), o *Efeito-Indireto* (EI = média dos demais elementos da *MEP*) e o *Efeito-Total* ($ET = ED + EI$) oriundo de x_k (Lesage e Pace, 2009; Elhorst, 2014).

Após efetuar as referidas regressões (Equações 3 e 4), usou-se os $\hat{\beta}_k$ estimados para prever o fluxo migratório de cada município analisado ($\widehat{mig}_{it}$). Assim, quanto mais próxima de 1 for a correlação entre mig_{it} (verdadeira) e $\widehat{mig}_{it}$ (prevista), maior será a capacidade preditiva do modelo. Como estas estimativas basearam-se em características locais pré-determinadas (X_{it-1}), ou seja, presentes no ano de 2000, para explicar a migração de 2000-2010, e vigentes em 2010, para medir a migração entre 2010-2022 (ver “Base de Dados”), pode-se projetar a migração futura ($\widehat{mig}_{it+1}$), entre 2022-2032, ao substituir X_{it-1} pelos valores atualizados das variáveis explicativas (X_{it}), referentes ao ano de 2022. Deste modo:

$$\widehat{mig}_{it+1} = X_{i,t}\hat{\beta}_k, \quad \text{se } \rho = 0; \quad \widehat{mig}_{it+1} = (I_n - \rho W)^{-1} X_{i,t}\hat{\beta}_k, \quad \text{se } \rho \neq 0 \quad (5)$$

Para que cada local tenha a possibilidade de se adequar às potenciais migrações futuras, as projeções estimadas ($\widehat{mig}_{it+1}$) foram convertidas em um *mapa quantílico* (onde é possível avaliar a intensidade migratória de cada município). Ademais, buscou-se destacar os 35 municípios mais atrativos/repulsivos, cuja respectiva população: a) é inferior a 20 mil; b) está entre 20-100 mil; c) supera os 100 mil habitantes.

3.1. Base de dados

Visando mensurar os *fluxos migratórios líquidos* (mig) de 5498 municípios brasileiros, entre 2000-2010 e 2010-2022, usou-se a diferença entre a variação populacional ($\Delta pop = pop_t - pop_{t-1}$) e o crescimento natural ($\Delta nat = \sum_{t-1}^t \text{nascimentos} - \sum_{t-1}^t \text{óbitos}$) de cada localidade. Logo, $mig = \Delta pop - \Delta nat$ (Equação 1), sendo as populações municipais oficiais (pop) referentes aos censos demográficos do IBGE dos anos 2000, 2010, 2022 (IPEADATA, 2026). Já os nascimentos e óbitos (nat), acumulados nos referidos períodos, estão disponíveis no DATASUS (2026) e tiveram como referência o local de residência dos indivíduos.⁶

³ Ignorar estes efeitos espaciais poderia gerar estimativas enviesadas e/ou ineficientes (Lesage e Pace, 2009).

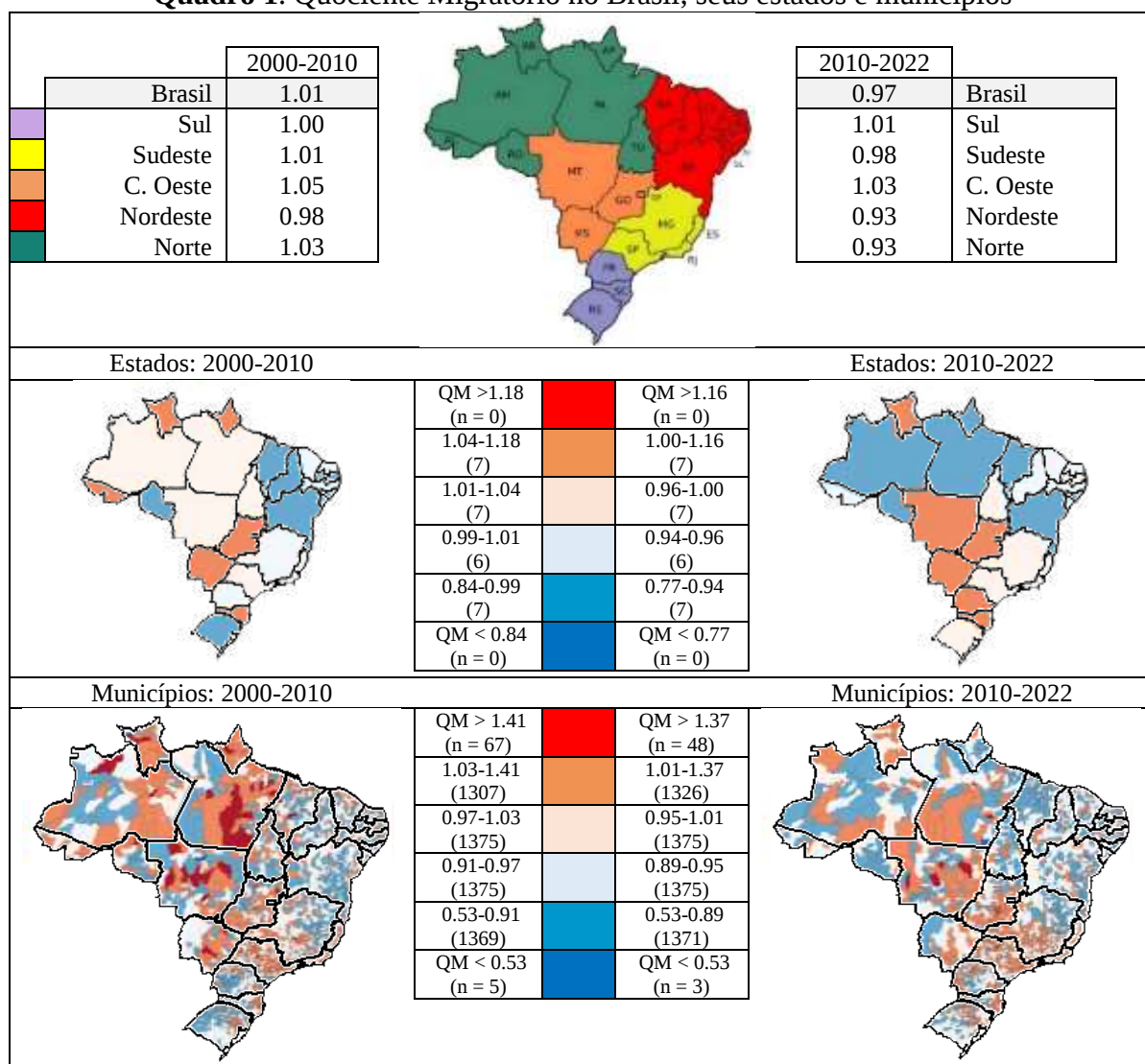
⁴ Embora existam outras opções, LeSage e Pace (2014) afirmam que os resultados econométricos-espaciais seriam pouco sensíveis à escolha de matrizes baseadas na proximidade e/ou contiguidade.

⁵ As defasagens espaciais das variáveis explicativas também foram testadas (i.e.: Wx_{it}) e geraram R^2 -ajustados de 0.46, no EA, e 0.01, no EF. Ademais, a correlação entre a migração prevista nestes modelos e a real foi de 0.68 e 0.02, respectivamente. Como a inclusão de Wx_{it} não gerou ganhos significativos, em relação aos modelos SAR, SEM e SAC (ver Tabela 3), e praticamente dobraria os coeficientes estimados (reduzindo o grau de liberdade das estimativas e potencializando problemas de multicolinearidade), optou-se por desconsiderar Wx_{it} .

⁶ Ao considerar o “local de residência” dos nascimentos/óbitos, espera-se minimizar o efeito da migração pendular (i.e.: não definitiva) intermunicipal (Brito e Silva, 2021) nos fluxos migratórios líquidos calculados nesta pesquisa.

Para minimizar a influência do porte populacional sobre os saldos migratórios,⁷ optou-se pelo uso do *Quociente Migratório* (QM) nas estimativas, que mede a razão entre a população municipal atual (pop_t) e sua respectiva projeção (pop_t^*), baseada apenas no crescimento natural ($pop_t^* = pop_{t-1} + \Delta nat$). Assim, $QM = (pop_t / pop_t^*)$ e revela o peso-relativo da migração na população atual. No caso brasileiro (Quadro 1), o $QM = 1.01$ indica que houve uma entrada líquida de migrantes, entre 2000-2010, e que isto deixou a população nacional 1% maior do que ela teria sido, caso dependesse apenas do seu crescimento natural. Já o $QM = 0.97$ sugere que houve uma fuga líquida de migrantes, entre 2010-2022, e que isto tornou a população brasileira 3% menor do que seria “naturalmente esperado”.

Quadro 1. Quociente Migratório no Brasil, seus estados e municípios



Nota: Os cálculos associados ao Brasil, suas regiões e estados basearam-se nas somas dos fluxos migratórios líquidos municipais e estão coerentes com os saldos estaduais, mensurados pelo IBGE (Brasil, 2026).

Fonte: Elaboração própria com base na população oficial de 5498 municípios (IPEADATA, 2026) e no total de nascimentos e óbitos local (DATASUS, 2026).

Quanto aos determinantes da migração municipal (Equação 2), destaca-se que, visando evitar problemas de endogeneidade, apenas aspectos anteriores à tal prática foram testados. Assim, avaliou-se o efeito de certas condições-iniciais (pré-migração), evitando-se a estimação de impactos contemporâneos e, potencialmente, espúrios. A título de exemplo, a entrada de migrantes poderia inibir o crescimento econômico local, via incremento populacional (Mankiw, Romer e Weil, 1992). Porém, “o próprio

⁷ A título de exemplo, uma entrada líquida de 1000 migrantes seria relevante para cidades pequenas, mas irrisória nos maiores centros-urbanos do país.

crecimento econômico municipal poderia atrair pessoas de regiões vizinhas, tornando "n" ambíguo e endógeno." (Firme, 2022, p.93). Ademais, a violência poderia tanto causar a saída de migrantes (Equação 2) quanto ser causada pela migração, como parece ser o caso de Pacaraima/RR (Constantino, 2026). Por fim, a oferta de emprego até poderia atrair mais jovens de outras localidades, mas também tenderia a aumentar as taxas de desemprego de longo-prazo (Mankiw, 2010, cap.6). Dito isto, considerou-se as condições-iniciais, presentes no ano de 2000, para explicar a migração de 2000-2010, e vigentes em 2010, para explicar o fluxo migratório entre 2010-2022. Dentre os fatores testados, tem-se:

Perfil populacional: trata-se da parcela da população municipal que, em 2000 e 2010, pertencia ao gênero masculino (*gen*) (IBGE - IPEADATA, 2026), declarava-se "não-branco" (*cor*) (SIDRA, 2026: Tab. 2093 e 9605), tinha idade entre 0-19 anos (*Idd₁₉*), 20-39 anos (*Idd₃₉*), 40-69 anos (*Idd₆₉*) e 70 anos ou mais (*Idd₇₀₊*) (SIDRA, 2026: Tab. 200), encontrava-se em alguma união conjugal (*ecv*) (SIDRA, 2026: Tab. 1539 e 2468), não sabia ler/escrever (*esc₋*) (IPEADATA, 2026) e alegava possuir ensino superior completo (*esc₊*) (SIDRA, 2026: Tab. 2984 e 3543). Ademais, a renda-média mensal, dos indivíduos empregados (*rda*), avaliada em R\$/milhar de 2010,⁸ também foi testada (SIDRA, 2026: Tab. 2908 e 3548).⁹

Atração econômica: testou-se o Produto Interno Bruto *per capita* municipal (*PIB*), em R\$ 100 mil (valor de 2010), dos anos de 2000 e 2010, bem como o crescimento econômico local ($\Delta PIB = PIB_t / PIB_{t-1}$), relativo ao ano anterior (i.e.: 1999 e 2009) (IPEADATA, 2026). Para medir a empregabilidade (*emp*), dividiu-se o total de empregos formais (RAIS, 2026) pela população economicamente ativa – PEA (i.e.: 15 anos ou mais) de cada município (SIDRA, 2026: Tab. 200). Ademais usou-se a diferença entre o total de empregos formais, em relação ao ano anterior, dividida pela PEA, para medir a geração de empregos no período pré-migratório. Portanto: $\Delta emp = (emp_t - emp_{t-1}) / PEA_t$. A participação da indústria (*pf_{ind}*), agropecuária (*pf_{agr}*), serviços (*pf_{srv}*) e setor público (*pf_{púb}*), no PIB total dos municípios, também foi considerada (IPEADATA, 2026).

Infraestrutura local: os dados populacionais de 2000 e 2010 (IPEADATA, 2026) foram usados para criar *dummies* de porte populacional, que permitiram diferenciar locais com menos de 20 mil habitantes (*p_{min}*), entre 20-100 mil (*p_{méd}*) e mais de 100 mil (*p_{máx}*),¹⁰ e para calcular a parcela de indivíduos vivendo em áreas urbanas (*urb*). Quanto à infraestrutura educacional, usou-se o total de profissionais, para cada mil habitantes, atuando no ensino superior privado (*inf_{e-pr}*) e público (*inf_{e-pu}*) (RAIS, 2026).¹¹ Na tentativa de captar o efeito dos recursos humanos e físicos à disposição da saúde local, testou-se o total de médicos (*inf_{s-me}*) e de leitos para internação (*inf_{s-lt}*), a cada mil habitantes (DATASUS, 2026).¹² Para o nível de habitação, usou-se a parcela de domicílios com acesso à rede de esgoto (*inf_{h-esg}*) (IPEADATA, 2026).

Amenidades/preferências: para medir a desigualdade de renda local (*des_r*), calculou-se a proporção de pessoas "ricas" (que recebiam mais de 10 salários-mínimos) para cada 100 "pobres" (cuja renda não ultrapassava 1 salário-mínimo) (SIDRA, 2026: Tab. 2903 e 3548).¹³ A poluição foi medida com base no frota municipal de carros e motos (*pol_{fcm}*) e de veículos pesados (*pol_{fpp}*), para cada 100 habitantes (Secretaria Nacional de Trânsito – SENATRAN, 2026).¹⁴ Visando captar a periculosidade local, testou-se a quantidade de óbitos no trânsito (*trn*) e de homicídios (*vio*), ambos a cada 10 mil habitantes (IPEADATA, 2026).¹⁵ Além de *dummies* para as cidades litorâneas (*praia*) (IBGE, 2026), a altitude-

⁸ Neste caso, usou-se o INPC (IPEADATA, 2026) para converter os valores nominais em constantes/2010.

⁹ Para dados de 2022, necessários às projeções pós-estimação, usou-se: *gen* (IPEADATA, 2026), *cor* (SIDRA, 2026: Tab. 9605), *Idd* (SIDRA, 2026: Tab. 9514), *ecv* (SIDRA, 2026: Tab. 1539), *esc₋* (IPEADATA, 2026), *esc₊* (SIDRA, 2026: Tab. 10064) e *rda* (SIDRA, 2026: Tab. 10291).

¹⁰ Tais argumentos mantêm "graus de liberdade" adequados às estimativas e encontram respaldo em Silva e Firme (2026).

¹¹ Considerou-se os empregados na "Educação Superior", código 803 da *Classificação Nacional de Atividades Econômicas* - CNAE 95 (agregação: grupo de atividade).

¹² Usou-se os dados do Tabnet > Rede Assistencial > *Cadastro Nacional de Estabelecimentos de Saúde* – CNES: Recursos-Humanos (Ocupações: Médicos) e Recursos-Físicos (Leito Hospitalar).

¹³ Os valores de 2022 estão disponíveis em SIDRA (2026: Tab. 10292).

¹⁴ *pol_{fcm}* inclui motocicletas, motonetas, quadriciclos, ciclomotores, automóveis, cominhonetes, camionetas e utilitários; *pol_{fpp}* contém caminhões, tratores, ônibus e microônibus.

¹⁵ A fim de reduzir a incidência de *missings*, *trn* e *vio* basearam-se na média anual dos 5 anos anteriores ao início da migração. Assim, contabilizou-se dados de 1996-2000 e 2006-2010 para ambas as variáveis.

municipal (em metros), relativa ao nível do mar (*mont*), e as médias anuais de temperatura (*tp*), em graus Celsius, e de precipitação (*prec*), em milímetros/dia,¹⁶ também foram testadas (IPEADATA, 2026).¹⁷

Custos/riscos migratórios: a fim de captar algum tipo de “cultura-migratória”, adquirida ao longo do tempo, incluiu-se *dummies* aos municípios cuja fuga (cm_{fug}) e a entrada (cm_{ent}) líquida de migrantes foi recorrente em 2000-2010 e 2010-2022. Como este viés-migratório também pode possuir raízes regionais, *dummies* foram associadas às macrorregiões Sul (cmr_s), Sudeste (cmr_{se}), Centro-Oeste (cmr_{co}), Nordeste (cmr_{ne}) e Norte (cmr_n) do país. Para medir os potenciais custos relacionados à migração, incluiu-se a distância relativa de cada município à sua respectiva capital estadual (em quilômetros) (IPEADATA, 2026). A Tabela 2 revela as principais estatísticas descritivas dos dados contidos nesta seção.

Tabela 2. Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas (2000 | 2010)

Variável		SIGLA	Média		DP		Mín.		Máx.	
Quociente Migratório (índice)		QM	0.98	0.96	0.13	0.12	0.47	0.52	2.75	2.29
Perfil da População	Gênero: masculino (fração da pop.)	gen	0.51	0.50	0.01	0.02	0.45	0.46	0.60	0.81
	Cor: não-brancos (fração da pop.)	cor _{nb}	0.47	0.53	0.26	0.24	0.00	0.00	0.99	0.99
	Idade: 0-19 anos (fração da pop.)	Id _{d19}	0.42	0.35	0.06	0.06	0.23	0.10	0.65	0.62
	Idade: 20-39 anos (fração da pop.)	Id _{d39}	0.30	0.31	0.03	0.03	0.22	0.19	0.44	0.66
	Idade: 40-69 anos (fração da pop.)	Id _{d69}	0.23	0.29	0.04	0.05	0.09	0.11	0.40	0.47
	Idade: 70+ anos (fração da pop.)	Id _{d70+}	0.04	0.06	0.01	0.02	0.00	0.00	0.11	0.14
	Est. Civil: vive c/cônjuge (fração pop.: 10+ anos)	ecv	0.51	0.52	0.05	0.05	0.35	0.18	0.71	0.68
	Escolaridade: analfabetos (fração pop.: 15+ anos)	esc(-)	0.22	0.16	0.12	0.10	0.01	0.01	0.60	0.44
	Escolaridade: superior (fração da pop.)	esc(+)	0.01	0.04	0.01	0.02	0.00	0.00	0.16	0.24
	Renda média (R\$ milhar 2010)	rda	0.79	0.57	0.37	0.27	0.18	0.13	7.73	2.21
Atração Econômica	PIB <i>per capita</i> (R\$ 100 mil – valor de 2010)	PIB	0.09	0.13	0.10	0.15	0.01	0.02	2.79	3.12
	Crescimento Econômico (PIB _t / PIB _{t-1})	ΔPIB	1.06	0.06	0.14	0.19	0.21	0.38	4.00	5.01
	Empregos formais / Pop. Econ. Ativa	emp	0.11	0.17	0.12	0.13	0.00	0.00	4.35	2.37
	Variação emprego: [(emp _t - emp _{t-1}) / PEA _t]	Δemp	0.01	0.01	0.04	0.03	-1.49	-0.61	0.80	0.61
	Perfil Industrial (fração do PIB)	pf _{ind}	0.16	0.15	0.14	0.15	0.01	0.01	0.92	0.96
	Perfil Agropecuário (fração do PIB)	pf _{agr}	0.25	0.21	0.16	0.15	0.00	0.00	0.79	0.86
	Perfil Serviços (fração do PIB)	pf _{srv}	0.32	0.30	0.13	0.12	0.04	0.01	0.89	0.89
	Perfil Setor Público (fração do PIB)	Pf _{púb}	0.28	0.34	0.14	0.18	0.01	0.02	0.79	0.93
Infraestrutura Local	Porte Pop. < 20 mil (<i>dummy</i>)	p _{mín}	0.73	0.70	0.44	0.46	0.00	0.00	1.00	1.00
	Porte Pop. 20-100 mil (<i>dummy</i>)	p _{méd}	0.23	0.25	0.42	0.43	0.00	0.00	1.00	1.00
	Porte Pop. > 100 mil (<i>dummy</i>)	p _{máx}	0.04	0.05	0.20	0.22	0.00	0.00	1.00	1.00
	População Urbana (fração da total)	urb	0.59	0.64	0.23	0.22	0.00	0.04	1.00	1.00
	Infra-educ.: emp. no ensino sup. priv. (p/1000 hab.)	inf _{e-pr}	0.24	0.35	1.38	1.55	0.00	0.00	45.56	40.69
	Infra-educ.: emp. no ensino sup. púb. (p/1000 hab.)	inf _{e-pu}	0.03	0.12	0.53	1.28	0.00	0.00	20.71	48.31
	Infra-saúde: total de médicos (p/1000 hab.)	inf _{s-me}	1.26	1.73	1.64	1.23	0.00	0.08	54.34	10.70
	Infra-saúde: total de leitos (p/1000 hab.)	inf _{s-lt}	2.22	1.83	2.66	2.14	0.00	0.00	48.84	31.29
Amenidades e Preferências	Infra-habitação: esgoto (fração dos domicílios)	inf _{h-esg}	0.23	0.30	0.29	0.32	0.00	0.00	0.99	1.00
	Desig.: total ricos (>10SM) p/100 pobres (≤1 SM)	des _r	2.97	1.30	3.46	1.79	0.00	0.00	48.45	25.15
	Poluição: frota carros + motos (p/100 hab.)	pol _{fcm}	10.75	22.91	8.54	14.9	0.01	0.01	55.82	135.4
	Poluição: frota veículos-pesados (p/100 hab.)	pol _{fp}	1.06	1.75	1.13	1.95	0.00	0.00	30.23	64.24
	Trânsito (óbitos p/10 mil hab.)	trn	1.59	2.30	1.27	1.26	0.00	0.00	11.85	9.79
	Violência (homicídios p/10 mil hab.)	vio	0.99	1.55	1.18	1.40	0.00	0.00	12.50	12.27
	Praia: cidade litorânea (<i>dummy</i>)	praia	0.05	0.05	0.22	0.22	0.00	0.00	1.00	1.00
	Montanha: altitude nível-mar (em 100 metros)	mont	4.13	4.13	2.93	2.93	0.00	0.00	16.28	16.28
Riscos e custos migratórios	Temperatura (graus Celsius)	tp	22.83	22.83	3.02	3.02	14.00	14.00	28.87	28.87
	Precipitação (milímetros/dia)	prec	3.86	3.86	1.23	1.23	0.96	0.96	9.41	9.41
	Cultura migratória: fuga recorrente (<i>dummy</i>)	cm _{fug}	0.53	0.53	0.50	0.50	0.00	0.00	1.00	1.00
	Cultura migratória: entrada recorrente (<i>dummy</i>)	cm _{ent}	0.18	0.18	0.38	0.38	0.00	0.00	1.00	1.00
	Cultura migratória: região sul (<i>dummy</i>)	cm _{r_s}	0.21	0.21	0.41	0.41	0.00	0.00	1.00	1.00
	Cultura migratória: região sudeste (<i>dummy</i>)	cm _{r_{se}}	0.30	0.30	0.46	0.46	0.00	0.00	1.00	1.00
	Cultura migratória: região centro-oeste (<i>dummy</i>)	cm _{r_{co}}	0.08	0.08	0.27	0.27	0.00	0.00	1.00	1.00
	Cultura migratória: região nordeste (<i>dummy</i>)	cm _{r_{ne}}	0.32	0.32	0.47	0.47	0.00	0.00	1.00	1.00
	Cultura migratória: região norte (<i>dummy</i>)	cm _{r_n}	0.08	0.08	0.27	0.27	0.00	0.00	1.00	1.00
	Distância às capitais estaduais (em 100 Km)	dist	2.53	2.53	1.64	1.64	0.00	0.00	14.76	14.76

Fonte: Elaboração própria com base nos dados apresentados nesta seção.

¹⁶ Os valores originais, em mm/mês, foram divididos por 30 para evitar betas com muitos zeros após a vírgula.

¹⁷ As variáveis *tp* e *prec* foram calculadas pelo *Climate Research Unit - University of East Anglia*, CRU-UEA, entre 1961-1990 (IPEADATA, 2026). Em ambos os casos, os *missing values* foram preenchidos com base nos valores de seus vizinhos mais próximos, usando as matrizes de k-vizinhança do *software* GEODA (ver: <https://geodacenter.github.io/>).

Assumindo que parte da migração não-econômica (*i.e.*: *amenity migration*) é atraída pela raridade da beleza-natural local, é razoável supor que municípios cuja altitude, temperatura e precipitação encontram-se mais distantes da média sejam preferidos. Ademais, embora uma elevada desigualdade econômica gere problemas indesejáveis aos migrantes, ela poderia servir de estímulo econômico, em níveis mais brandos (Shin, 2012; Brueckner e Lederman, 2018), tornando o local mais atrativo à migração. Para testar estas hipóteses, as versões quadráticas das variáveis supracitadas foram incluídas nas estimativas (*i.e.*: $mont^2$, tp^2 , $prec^2$ e des_r^2) (Ferreira, Gomide e Firme, 2025). No caso dos aspectos naturais, espera-se que as funções-quadráticas tenham o formato de “U” (*i.e.*: $\beta x < 0$ e $\beta x^2 > 0$). Quanto à desigualdade, o efeito esperado seria do tipo $\cap$ ou U-invertido (*i.e.*: $\beta x > 0$ e $\beta x^2 < 0$).

4. Análise dos resultados

A estimação por efeitos aleatórios (EA), sem controles espaciais (Não-Espacial), sugere que as variáveis testadas explicam boa parte da migração municipal brasileira entre 2000-2022 (R^2 ajustado = 0.449) e geram uma migração prevista ($\widehat{mig}_{it}$) cuja correlação com a real (mig_{it}) é de 0.67. Todavia, o teste de Hausman (1978) indicou que o modelo de efeitos fixos (EF) seria superior ao de EA ($\chi^2 = 1621.97$; *Prob.*: 0.00). Como a dependência espacial foi significativa nas regressões via EF, tanto na variável dependente ($\rho = -0.034$) quanto no termo de erro ($\lambda = 0.08$), o modelo espacial SAC torna-se o mais adequado para avaliar os impactos das variáveis explicativas. Contudo, ao eliminar as variáveis fixas no tempo, esta especificação acabou comprometendo sua própria capacidade preditiva [R^2 ajustado = 0.03 e $correlação(mig_{it}; \widehat{mig}_{it}) = 0.179$]. Portanto, para fins de previsão, considerou-se o modelo SEM, estimado via EA (Tabela 3).¹⁸

A dependência espacial, verificada no modelo SAC-EF (Tabela 3), já havia sido notada em outros estudos sobre a migração no Brasil (Mata *et al*, 2007; Taveira e Almeida, 2014 e Raiher *et al*, 2019). Segundo Mata *et al* (2007), o efeito negativo-significativo do ρ indicaria certa competição local por migrantes. Assim, a maior atratividade-migratória, de um município qualquer, poderia tornar seus vizinhos menos atrativos em termos relativos. Tal resultado converge com os de Taveira e Almeida (2014), que afirmam que a atração de mais migrantes, nas localidades vizinhas, poderia reduzir a absorção do próprio município.

Ainda que 21 das 30 variáveis do modelo SAC-EF apresentem efeitos significativos (Tabela 3), deve-se ter cuidado ao avaliar seus impactos sobre a migração, pois seus respectivos efeitos totais (ET) dependem do multiplicador espacial gerado pelo termo ρ (Lesage e Pace, 2009), cujo sinal negativo tende a atenuar os efeitos diretos (ED) de cada variável. Logo, a competição local por migrantes, oriunda do $\rho < 0$, tornaria $|ED| > |ET|$ (ambos em módulo) (Tabela 4).

Os resultados do SAC-EF (Tabela 4) revelam que os locais menos atrativos ao migrante teriam populações mais propensas à migração (rever seção 2), ou seja, com maior concentração de homens ($gen = -0.247$), de indivíduos de cor não-branca ($cor_{nb} = -0.102$)¹⁹ e de pessoas com baixo poder aquisitivo ($rda = 0.030$) e/ou sem união estável ($ecv = 0.345$).²⁰ Ademais, locais com muitos adultos-jovens ($Idd_{39} = -1.211$) e/ou adultos-maduros ($Idd_{69} = -0.196$) seriam preteridos àqueles com mais idosos ($Idd_{70+} = 1.134$). Como boa parte dos migrantes brasileiros é composta por adultos em idade ativa (Justo e Silveira Neto, 2009; Nascimento, Silva e Lucas, 2016), é natural que municípios com este perfil-etário enfrentem maior fuga migratória. Os resultados ainda indicam que, talvez para evitar a concorrência mais-qualificada, os migrantes parecem favorecer locais cuja população é menos instruída ($esc_{(-)} = 0.318$), em detrimento daqueles com pessoas mais escolarizadas ($esc_{(+)} = -0.315$).

¹⁸ Nos modelos EA, a inclusão do λ tornou o ρ não-significativo. Assim, optou-se pelo SEM, cujo AIC (-21522) foi o menor dentre as estimativas EA. O SAC-EF também obteve o menor AIC (-11446) dentre os EF (Tabela 3).

¹⁹ Este efeito pode ser um reflexo das disparidades socioeconômicas regionais, visto que os municípios de maioria não-branca concentram-se no Norte/Nordeste dos país, onde os diferenciais de renda condicionam a migração (Silva, Silva Filho e Cavalcanti, 2019; Silva Filho e Resende, 2021).

²⁰ Cujas decisão de migrar não requer o acompanhamento familiar (Oliveira e Jannuzzi, 2005).

Tabela 3. Estimativas sobre os efeitos dos fatores associados ao fluxo migratório municipal

Modelo		Não-Espacial		SAR		SEM		SAC	
Variáveis		EA	EF	EA	EF	EA	EF	EA	EF
Perfil da População	gen	0.581***	-0.285#	0.569***	-0.489***	0.648***	-0.359*	0.651***	-0.296#
	cor _{nb}	-0.011	-0.119***	-0.011	-0.117***	-0.025***	-0.124***	-0.025***	-0.122***
	Idd ₁₉	Referência	Referência	Referência	Referência	Referência	Referência	Referência	Referência
	Idd ₃₉	-0.482***	-1.320***	-0.481***	-1.128***	-0.454***	-1.356***	-0.454***	-1.453***
	Idd ₆₉	-0.252***	-0.106	-0.247***	-0.111	-0.280***	-0.186*	-0.281***	-0.236**
	Idd ₇₀₊	0.149	1.448***	0.124	1.335***	0.141	1.395***	0.149	1.360***
	ecv	0.247***	0.516***	0.250***	0.469***	0.292***	0.448***	0.291***	0.414***
	esc(-)	-0.011	0.299***	-0.016	0.247***	-0.024	0.340***	-0.022	0.382***
	esc(+)	-0.178*	-0.475***	-0.191***	-0.440**	-0.160*	-0.419**	-0.155#	-0.378**
Atração Econômica	rda	0.070***	0.048***	0.070***	0.036***	0.054***	0.037***	0.054***	0.036***
	PIB	0.038***	0.015	0.039***	0.014	0.034***	0.010	0.034***	0.008
	ΔPIB	0.022***	-0.005	0.022***	-0.006	0.019***	-0.006	0.019***	-0.006
	emp	-0.013	-0.004	-0.013	0.001	-0.010	0.006	-0.010	0.009
	Δemp	0.069***	0.055*	0.070***	0.052*	0.061***	0.052*	0.061***	0.050*
	pf _{ind}	0.022*	0.028	0.017	0.032	0.031**	0.058**	0.033***	0.068**
	pf _{agr}	0.004	0.058**	-0.001	0.062***	0.011	0.083***	0.013	0.089***
	pf _{srv}	0.092***	0.048#	0.086***	0.050#	0.095***	0.087***	0.097***	0.099***
	Pf _{púb}	Referência	Referência	Referência	Referência	Referência	Referência	Referência	Referência
Infraestrutura Local	p _{min}	0.028***	0.085***	0.032***	0.079***	0.035***	0.081***	0.034***	0.079***
	p _{med}	0.019***	0.027*	0.020***	0.025#	0.024***	0.030*	0.024***	0.032**
	p _{max}	Referência	Referência	Referência	Referência	Referência	Referência	Referência	Referência
	urb	0.069***	0.306***	0.071***	0.297***	0.073***	0.311***	0.073***	0.309***
	inf _{e-pr}	-0.002**	0.001	-0.002**	0.001	-0.001*	0.001	-0.001*	0.001
	inf _{e-pu}	0.000	0.002	0.000	0.002	-0.000	0.001	-0.000	0.001
	inf _{s-me}	0.002**	0.003***	0.002**	0.003***	0.001#	0.003***	0.001#	0.003***
	inf _{s-lt}	-0.002***	0.004***	-0.002***	0.004***	-0.002***	0.003***	-0.002***	0.003***
	inf _{h-esg}	-0.030***	0.006	-0.031***	0.002	-0.027***	0.002	-0.027***	0.001
Amenidades e Preferências	des _r	-0.003***	0.006***	-0.003***	0.006***	-0.002*	0.006***	-0.002#	0.006***
	des _r ²	0.000	-0.000**	0.000	-0.000*	0.000	-0.000#	-0.000	-0.000
	pol _{fc}	0.001***	0.002***	0.001***	0.001***	0.001***	0.002***	0.001***	0.002***
	pol _{fp}	-0.002**	-0.006***	-0.002**	-0.006***	-0.001#	-0.006***	-0.001#	-0.006***
	trn	0.000	-0.001	0.000	-0.001	0.001	-0.000	0.001	0.000
	vio	-0.002***	-0.000	-0.002***	0.000	-0.002*	0.001	-0.002*	0.001
	praia	0.032***	Excluída	0.035***	Excluída	0.032***	Excluída	0.031***	Excluída
	mont	-0.005***	Excluída	-0.005***	Excluída	-0.004***	Excluída	-0.004***	Excluída
	mont ²	0.001***	Excluída	0.001***	Excluída	0.001***	Excluída	0.001***	Excluída
	tp	0.007	Excluída	0.008	Excluída	0.013*	Excluída	0.013*	Excluída
	tp ²	-0.000	Excluída	-0.000	Excluída	-0.000#	Excluída	-0.000#	Excluída
	prec	-0.024***	Excluída	-0.023***	Excluída	-0.022***	Excluída	-0.022***	Excluída
	prec ²	0.002***	Excluída	0.002***	Excluída	0.002***	Excluída	0.002***	Excluída
Riscos e custos migratórios	cm _{fug}	-0.079***	Excluída	-0.079***	Excluída	-0.074***	Excluída	-0.074***	Excluída
	cm _{ent}	0.100***	Excluída	0.100***	Excluída	0.096***	Excluída	0.096***	Excluída
	cm _{r_s}	-0.029***	Excluída	-0.029***	Excluída	-0.032***	Excluída	-0.032***	Excluída
	cm _{r_{se}}	Referência	Excluída	Referência	Excluída	Referência	Excluída	Referência	Excluída
	cm _{r_{co}}	-0.010**	Excluída	-0.011**	Excluída	-0.014**	Excluída	-0.014**	Excluída
	cm _{r_{ne}}	-0.003	Excluída	-0.003	Excluída	0.002	Excluída	0.002	Excluída
	cm _{r_n}	-0.013**	Excluída	-0.014**	Excluída	-0.008	Excluída	-0.008	Excluída
	dist	-0.004***	Excluída	-0.004***	Excluída	-0.004***	Excluída	-0.004***	Excluída
Constante		0.591***	0.863***	0.576***	-	0.467***	-	0.471***	-
ρ		-	-	0.002***	0.044***	-	-	-0.001	-0.034***
λ		-	-	-	-	0.059***	0.054***	0.059***	0.080***
R ² ajustado		0.449	0.031	0.448	0.037	0.447	0.035	0.447	0.030
AIC		-20926	-11197	-20938	-11388	-21522	-11436	-21521	-11446
Cor(mig; $\widehat{mig}$)		0.670	0.176	0.669	0.189	0.668	0.186	0.669	0.179
Hausman (prob.)		1621.97 (0.00)		1060.80 (0.00)		1426.45 (0.00)		1325.13 (0.00)	

Nota: p -valor: #<0.15; *<0.10; **<0.05; ***<0.01.

Fonte: Elaboração própria com base no software STATA.

Na esfera econômica, os locais menos dependentes do setor público²¹ e mais voltados aos serviços ($pf_{srv} = 0.082$), à agropecuária ($pf_{agr} = 0.074$) e à indústria ($pf_{ind} = 0.056$) mostraram-se mais desejados pelos migrantes. Como o PIB, o crescimento econômico (ΔPIB) e a parcela da PEA empregada (emp) foram não-significativos, é possível que o principal indutor-econômico da migração seja, conforme sugerido por Raiher *et al* (2019), a capacidade local de gerar novos postos de trabalho ($\Delta emp = 0.042$) (Tabela 4).

Tabela 4. Efeitos diretos (ED) e totais (ET) associados à migração: modelo SAC com EF

Grupo	Var.	ED	ET	Grupo	Var.	ED	ET
Perfil da População	gen	-0.298 [#]	-0.247 [#]	Infraestrutura Local	$p_{mín}$	0.079***	0.066***
	cor _{nb}	-0.123***	-0.102***		$p_{méd}$	0.032**	0.026**
	Idd ₁₉	Referência	Referência		$p_{máx}$	Referência	Referência
	Idd ₃₉	-1.463***	-1.211***		urb	0.311***	0.258***
	Idd ₆₉	-0.237**	-0.196**		inf_{e-pr}	0.001	0.000
	Idd ₇₀₊	1.369***	1.134***		inf_{e-pu}	0.001	0.001
	ecv	0.416***	0.345***		inf_{s-me}	0.003***	0.003***
	esc(-)	0.384***	0.318***		inf_{s-lt}	0.003***	0.003***
	esc(+)	-0.381**	-0.315**		inf_{h-esg}	0.001	0.001
	rda	0.036***	0.030***	Amenidades e Preferências	des_r	0.006***	0.005***
Atração Econômica	PIB	0.008	0.006		des_r^2	0.000	0.000
	ΔPIB	-0.007	-0.005		pol_{fcm}	0.002***	0.002***
	emp	0.009	0.007		pol_{fp}	-0.006***	-0.005***
	Δemp	0.050*	0.042*		trn	0.000	0.000
	pf_{ind}	0.068**	0.056**		vio	0.001	0.001
	pf_{agr}	0.090***	0.074***	Notas: a) <i>p</i> -valor: [#] <0.15; *<0.10; **<0.05; ***<0.01; b) as variáveis fixas no tempo foram excluídas via EF (e.g.: praia, relevo, clima, <i>dummies</i> regionais, etc).			
	pf_{srv}	0.099***	0.082***				
	$Pf_{púb}$	Referência	Referência				

Fonte: Elaboração própria com base no software STATA.

Quanto à infraestrutura, verifica-se que os migrantes têm optado por municípios com menor porte populacional ($p_{mín} = 0.066$ e $p_{méd} = 0.026$), em detrimento dos grandes centros. Tal resultado já havia sido notado por Mata *et al* (2007) e, segundo Carcci (2026), pode ser um reflexo do elevado custo de vida das cidades grandes. Ainda assim, parece haver uma predileção por áreas mais urbanizadas ($urb = 0.258$) e com melhor infraestrutura de saúde, ou seja, com maior proporção de médicos ($inf_{s-me} = 0.003$) e de leitos ($inf_{s-lt} = 0.003$) por habitante. A estrutura de ensino superior, seja pública (inf_{e-pu}) ou privada, (inf_{e-pr}), bem como o acesso à rede de esgoto (inf_{h-esg}), não foram significativos (Tabela 4).

Os resultados associados às amenidades indicam que há uma relação positiva entre a entrada de migrantes e a desigualdade de renda local ($des_r = 0.005$) (Tabela 4), sugerindo que tal variável poderia gerar estímulos econômicos que seriam favoráveis ao migrante (Shin, 2012; Brueckner e Lederman, 2018). Entretanto, como sua versão quadrática (des_r^2) foi negativa-significativa em todas as demais estimações via EF, exceto no SAC-EF (Tabela 3), não é possível descartar seu potencial efeito em formato de " $\cap$ ". Neste caso, a desigualdade atrairia migrantes apenas em níveis mais brandos, tornando-se repulsiva em patamares elevados. Ademais, a frota de veículos leves, talvez por indicar um maior poder aquisitivo dos moradores locais, revelou-se atrativa ($pol_{fcm} = 0.002$). Porém, municípios com maior concentração de veículos pesados ($pol_{fp} = -0.005$), associados ao transporte coletivo e/ou de carga, tenderiam a ser evitados. Embora os óbitos no trânsito (trn) e a violência (vio) sejam não-significativos no SAC-EF (Tabela 4), este último apresentou efeitos negativos-significativos em todos os modelos de EA (Tabela 3), indicando que a violência local poderia afastar potenciais migrantes, conforme relatado por Mueser e Graves (1995) e Golgher (2008).

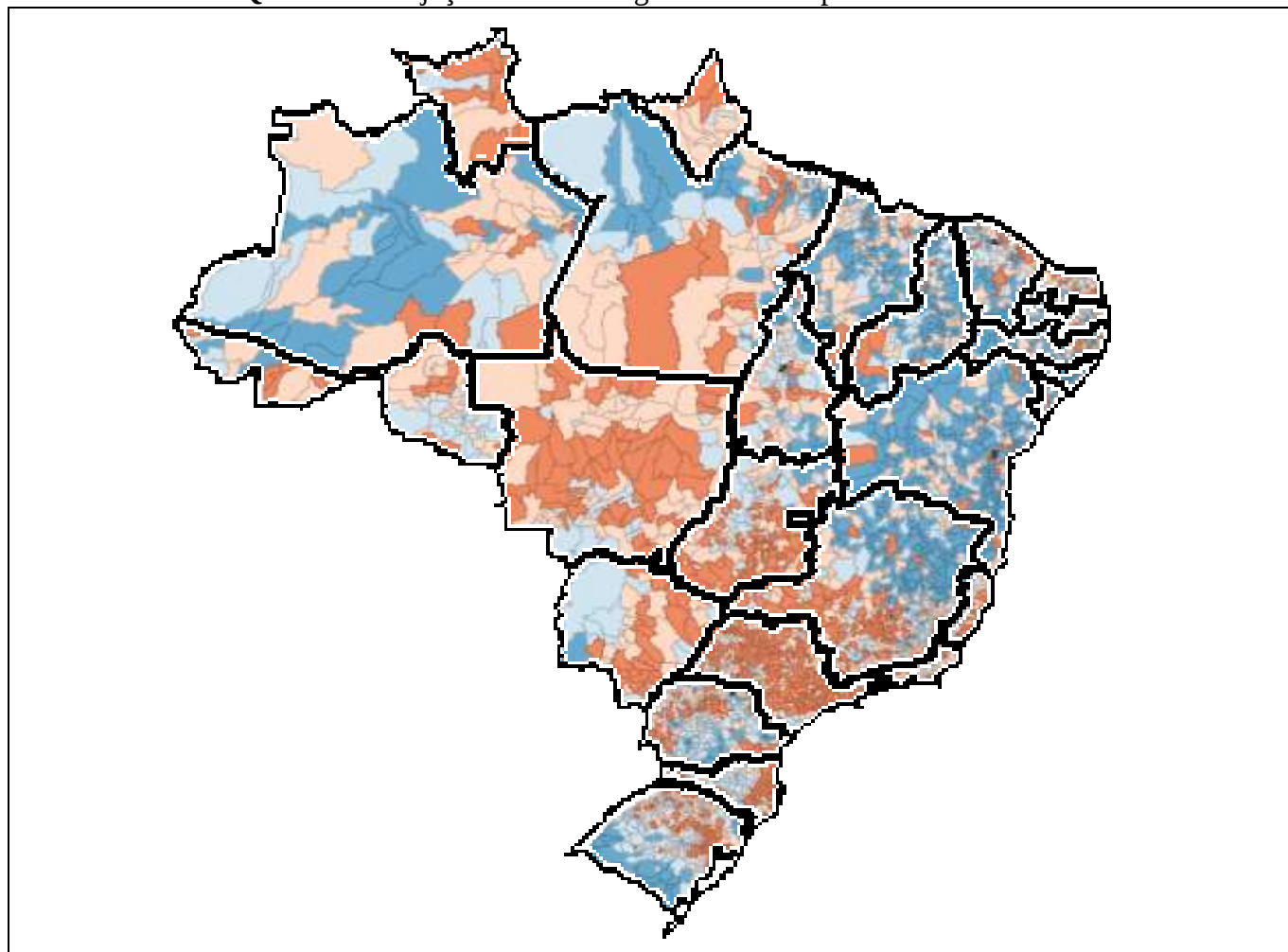
Além de permitir previsões mais promissoras sobre a migração municipal, o modelo SEM-EA (Tabela 3) também viabiliza a análise das variáveis que não se alteraram ao longo do período avaliado

²¹ O mercado de trabalho deste segmento tende a ser menos dinâmico (Guilhoto e Sesso Filho, 2010, p.60), pois boa parte das vagas é preenchida via concursos públicos, que garantem certa estabilidade ao trabalhador.

(excluídas nas estimativas EF). Deste modo, é possível inferir que localidades litorâneas ($praia = 0.032$), cuja altitude ($mont = -0.004$ e $mont^2 = 0.001$) e precipitação ($prec = -0.022$ e $prec^2 = 0.002$) estão mais distantes da média nacional, seriam os destinos mais desejáveis. Já os municípios com clima extremo (i.e.: muito frios/quentes) seriam menos procurados ($tp = 0.013$ e $prec^2 = -0.000$). Ademais, verificou-se que certas localidades brasileiras possuem uma cultura de saída ($cm_{fug} = -0.074$) ou de entrada ($cm_{ent} = 0.096$) de migrantes, gerando uma migração inercial que se mantém ao longo do tempo. Segundo Vaz (2017), esta cultura-local acaba estimulando a criação de redes sociais de apoio à migração, que reduzem os custos/riscos associados às viagens. Alternativamente, municípios mais distantes das suas capitais estaduais parecem ter menor fluxo migratório líquido ($dist = -0.004$), possivelmente por possuírem uma infraestrutura de transporte mais precária e custosa que a dos grandes centros. Por fim, após considerar todas as variáveis explicativas (i.e.: assumindo um cenário-hipotético onde há certa homogeneidade socioeconômica, demográfica e ambiental entre os municípios), verificou-se que as macrorregiões Sul ($cmr_s = -0.032$) e Centro-Oeste ($cmr_{co} = -0.014$) tenderiam a receber menos migrantes que o Nordeste, Sudeste e Norte.

Valendo-se dos coeficientes do modelo SEM-EA (Tabela 3) e de dados atualizados dos municípios brasileiros (referentes ao ano de 2022), foi possível projetar o fluxo migratório líquido destas localidades, no período de 2022-2032 (Quadro 2).

Quadro 2. Projeção do fluxo migratório municipal entre 2022-2032



Nota: Mapa quantílico gerado no software Geoda.

Fonte: Elaboração própria com base no modelo SEM-EA (Tabela 3) e nos dados municipais do ano de 2022.

De modo geral, o Quadro 2 indica que boa parte da região nordeste (incluindo a porção centro-norte de Minas Gerais - MG) continuará enfrentando um êxodo migratório entre 2022-2032. Este cenário também se aplica às áreas mais ao norte do Acre (AC), Amazonas (AM) e Pará (PA), assim como à porção oeste do

Mato Grosso do Sul (MS). No sul do país, as projeções sugerem que a fuga de migrantes irá se concentrar no sudoeste do Rio Grande do Sul (RS) e nas áreas centrais de Santa Catarina (SC) e do Paraná (PR). Na região Norte, Roraima (RR), Amapá (AP) e o Centro-Sul do Pará (PA), assim como o leste do Acre (AC), devem se destacar pela atratividade de migrantes. As áreas mais procuradas no Sudeste incluirão boa parte de São Paulo (SP) e do Espírito Santo (ES), bem como o Sul de Minas Gerais e o Triângulo Mineiro. No Centro-Oeste, as áreas atrativas incluem boa parte do Mato Grosso (MT), o centro-sul de Goiás (GO) e a porção oeste do Mato Grosso do Sul (MS). Os locais mais demandados no Sul do país englobam o norte/noroeste do Rio Grande do Sul (RS) e áreas próximas ao litoral de Santa Catarina (SC) e do Paraná (PR), bem como a porção mais ao norte/noroeste deste último.

A fim de permitir que os municípios mais afetados pela migração projetada para 2022-2032 possam se adequar, buscou-se destacar aqueles que, segundo as estimativas, enfrentariam forte entrada/saída de migrantes nos próximos anos (Tabela 5). Das 5 cidades-pequenas (com menos de 20 mil habitantes) mais propensas a receber migrantes, todas situam-se em áreas litorâneas das regiões Sudeste e Sul, sendo elas: Presidente Kennedy – ES ($Mig = 1.243$), Ilha Comprida – SP ($Mig = 1.238$), Passo de Torres – SC ($Mig = 1.225$), Xangri-lá – RS ($Mig = 1.219$) e Balneário Barra do Sul – SC ($Mig = 1.217$). Já as menos atraentes incluem: Monte Gameleiras – RN ($Mig = 0.649$), São Pedro do Turvo – SP ($Mig = 0.791$), Aiquara – BA ($Mig = 0.799$), Carmesia – MG ($Mig = 0.841$) e Lamarão – BA ($Mig = 0.842$).²²

Nas cidades-médias (com população entre 20 e 100 mil habitantes), a predileção pelos balneários do Sudeste e Sul persiste e as cidades de Saquarema – RJ ($Mig = 1.321$), Ilha Bela – SP ($Mig = 1.287$), São João da Barra – RJ ($Mig = 1.233$), Bertioga – SP ($Mig = 1.232$) e Itapoá – SC ($Mig = 1.217$) seriam as mais demandadas pelos migrantes. Na outra ponta, Riacho das Almas – PE ($Mig = 0.808$), Cachoeira – BA ($Mig = 0.840$), Palmeirândia – MA ($Mig = 0.845$), Wenceslau Guimarães – BA ($Mig = 0.851$) e Maragogipe – BA ($Mig = 0.851$) tendem a enfrentar um forte êxodo migratório (Tabela 5).

Dentre as cidades-grandes (com população superior a 100 mil), verifica-se que as 5 mais atrativas encontram-se nos estados do Rio de Janeiro e de São Paulo, sendo elas: Maricá – RJ ($Mig = 1.276$), Araruama – RJ ($Mig = 1.182$), Paulínia – SP ($Mig = 1.170$), Praia Grande – SP ($Mig = 1.169$) e Itanhaém – SP ($Mig = 1.165$). Neste grupo, apenas Paulínia (SP) não pertence ao litoral. Alternativamente, Cametá – PA ($Mig = 0.865$), Foz do Iguaçu – PR ($Mig = 0.868$), Uruguaiana – RS ($Mig = 0.877$), Codó – MA ($Mig = 0.878$) e Belford Roxo – RJ ($Mig = 0.878$) seriam as 5 menos atraentes ao migrante (Tabela 5).

Dos municípios mais atrativos da Tabela 5, 41 pertencem à São Paulo (SP) e 26 à Santa Catarina (SC), o que representa quase 64% dos 105 citados. Dentre os 653 municípios de SP e os 292 de SC considerados neste estudo, 450 (68.9%) e 166 (56.9%) obtiveram $\widehat{Mig} > 1$, respectivamente. Esta profusão de locais atrativos em SC já havia sido noticiada por Mayer (2026). No caso do Estado de SP, a projeção para 2022-2032 parece ir na direção contrária da fuga migratória de 2010-2022 (Tabela 1). Porém, as projeções indicam que, diferentemente da boa-atratividade da maioria dos municípios paulistas, a cidade de São Paulo enfrentará um potencial êxodo populacional nos próximos anos ($\widehat{Mig} = 0.945$). Como esta é a cidade mais populosa do país, é natural que tal fuga de migrantes puxe para baixo a média de todo o Estado paulista, tornando as projeções da Tabela 5 coerentes com os dados da Tabela 1.

No lado oposto, a Bahia (BA) é o estado com o maior número de municípios indesejados pelos migrantes. Na Tabela 5, é possível perceber que 35 dos 105 locais menos atraentes situam-se neste Estado (33,3% do total). Ao avaliar toda a amostra, nota-se que 372 dos 414 municípios baianos (89,9% do total) apresentaram $\widehat{Mig} < 1$ e, possivelmente, irão vivenciar algum nível de fuga migratória entre 2022-2032. Portanto, as projeções deste estudo sugerem que a falta de atratividade das cidades da Bahia (BA), previamente relatada pelo Globo (2026) e pelos dados da Tabela 1, continuará a assolar este Estado nos próximos anos.

²² Os valores da Tabela 5 correspondem ao *Quociente Migratório* – *QM* (rever seção 3.1). Assim, é possível inferir que, entre 2022-2032, a população de Presidente Kennedy (ES) será 24,3% maior do que aquela que seria esperada apenas com base no seu crescimento natural, enquanto a de Monte Gameleiras (RN) será 35,1% menor.

Tabela 5. Municípios mais/menos atrativos à migração por porte populacional: projeção para o período de 2022-32

Posição	População < 20 mil						20 mil < População < 100 mil						População > 100 mil					
	Mais Atrativos			Menos Atrativos			Mais Atrativos			Menos Atrativos			Mais Atrativos			Menos Atrativos		
	UF	Município	Mig.	UF	Município	Mig.	UF	Município	Mig.	UF	Município	Mig.	UF	Município	Mig.	UF	Município	Mig.
1º	ES	Presidente Kennedy	1.243	RN	Monte Gameleiras	0.649	RJ	Saquarema	1.321	PE	Riachão das Almas	0.808	RJ	Maricá	1.276	PA	Cametá	0.865
2º	SP	Ilha Comprida	1.238	SP	São Pedro do Turvo	0.791	SP	Ilhabela	1.287	BA	Cachoeira	0.840	RJ	Araruama	1.182	PR	Foz do Iguaçu	0.868
3º	SC	Passo de Torres	1.225	BA	Aiquara	0.799	RJ	São João da Barra	1.233	MA	Palmeirândia	0.845	SP	Paulínia	1.170	RS	Uruguaiana	0.877
4º	RS	Xangri-lá	1.219	MG	Carmesia	0.841	SP	Bertioga	1.232	BA	Wenc. Guimarães	0.851	SP	Praia Grande	1.169	MA	Codó	0.878
5º	SC	Balneário Barra do Sul	1.217	BA	Lamarão	0.842	SC	Itapoá	1.217	BA	Maragogipe	0.851	SP	Itanhaém	1.165	RJ	Belford Roxo	0.878
6º	SC	Gov. Celso Ramos	1.216	MG	Sto Antônio Itambé	0.844	RJ	Arraial do Cabo	1.214	AM	Eirunepé	0.852	ES	Guarapari	1.165	BA	Alagoinhas	0.878
7º	RS	Arroio do Sal	1.216	SE	Santa Luzia do Itanhhy	0.845	SC	S. Francisco do Sul	1.211	BA	Laje	0.854	RJ	Cabo Frio	1.156	MA	Caxias	0.881
8º	SC	Paulo Lopes	1.215	BA	Barra do Rocha	0.846	RJ	Armação de Búzios	1.208	BA	Santo Amaro	0.860	SP	Caraguatatuba	1.151	RS	Bagé	0.883
9º	GO	Cachoeira Dourada	1.214	BA	Santanópolis	0.848	SC	Barra Velha	1.205	BA	Camacan	0.860	SC	Itajaí	1.149	BA	Itabuna	0.883
10º	MG	Confins	1.210	AM	Guajará	0.849	SC	Jaguaruna	1.205	MG	Minas Novas	0.862	RN	Parnamirim	1.146	PA	Breves	0.885
11º	SC	Balneário Gaivota	1.205	BA	Itaquara	0.849	SC	Balneário Piçarras	1.202	PE	Orobó	0.863	RJ	Rio das Ostras	1.142	MG	Teófilo Otoni	0.888
12º	SP	Cesário Lange	1.203	BA	Candeal	0.851	SC	Imbituba	1.202	BA	Murituba	0.863	SP	Tatuí	1.140	PA	Santarém	0.888
13º	SP	Salinho	1.201	BA	São Félix	0.851	SC	Penha	1.200	BA	Irara	0.864	SP	Birigui	1.138	RJ	Nilópolis	0.889
14º	SC	Bal. Arroio do Silva	1.197	AP	Itaubal	0.851	SC	Garopaba	1.196	MG	Pedra Azul	0.864	SP	Atibaia	1.137	AM	Manacapuru	0.890
15º	SP	Pardinho	1.194	BA	Pedraão	0.852	SC	Bombinhas	1.194	BA	Castro Alves	0.865	SC	Palhoça	1.136	RS	Alvorada	0.891
16º	SP	Ipeuna	1.190	PI	Pas. Franca do Piauí	0.854	SP	Peruíbe	1.194	AM	Boca do Acre	0.868	SP	Franca	1.131	MG	Santa Luzia	0.892
17º	SP	Vargem	1.190	BA	Água Fria	0.855	SC	Navegantes	1.194	PE	Sta M. da Boa Vista	0.869	ES	Vila Velha	1.131	MG	Sabará	0.893
18º	SC	Ascurra	1.188	MG	Serra Azul de Minas	0.855	ES	Marataízes	1.193	PE	Vicência	0.870	SP	Mogi-Guaçu	1.131	RS	Porto Alegre	0.894
19º	SP	Águas de São Pedro	1.188	BA	Barro Preto	0.856	SP	Mongaguá	1.193	PA	Praínia	0.871	SP	Itu	1.131	RJ	Volta Redonda	0.894
20º	SP	Mendonça	1.185	MG	Catas Altas Noruega	0.856	SC	Porto Belo	1.192	PI	Batalha	0.872	SP	Sertãozinho	1.130	RS	Pelotas	0.894
21º	SC	Rodeio	1.184	BA	Jussari	0.856	RJ	Mangaratiba	1.190	PA	Acará	0.872	SP	Bragança Paulista	1.129	RJ	São João de Meriti	0.896
22º	SP	Boracéia	1.184	PI	São João da Varjota	0.858	SC	Araranguá	1.189	PA	Bujaru	0.873	SP	Salto	1.128	BA	Paulo Afonso	0.897
23º	SC	Ilhota	1.184	BA	Érico Cardoso	0.859	SP	Jarinu	1.189	BA	São Felipe	0.873	SP	Araras	1.128	RJ	Nova Iguaçu	0.900
24º	MS	Selvíria	1.183	BA	Terra Nova	0.859	SP	Ubatuba	1.188	PE	Bodocó	0.873	SP	Sumaré	1.127	BA	Jequié	0.900
25º	RN	Guamaré	1.183	MG	Ladainha	0.859	SP	Cordeirópolis	1.185	PA	Irituia	0.875	ES	Linhares	1.127	SE	Lagarto	0.902
26º	MT	Nova Ubirata	1.182	BA	Cabaceiras Paraguaçu	0.860	RJ	Quissamã	1.184	BA	Amélia Rodrigues	0.876	ES	São Mateus	1.126	PA	Abaetetuba	0.903
27º	SC	Maracajá	1.182	BA	Teolândia	0.860	SP	Louveira	1.183	PA	N. Esperança Piriá	0.876	SP	Rio Claro	1.126	MA	Bacabal	0.905
28º	MG	Itapeva	1.182	PR	Lunardelli	0.861	RS	Imbé	1.183	CE	Jardim	0.876	RJ	Macaé	1.123	PE	Vit. de Santo Antão	0.905
29º	MG	Pratinha	1.181	PE	Carnaubeira da Penha	0.861	SP	Araçariгуama	1.181	AL	Igreja Nova	0.876	MT	Sinop	1.123	MG	Coronel Fabriciano	0.906
30º	RS	Cidreira	1.181	PE	Cortês	0.862	RS	Arroio do Meio	1.181	AL	São José da Laje	0.876	ES	Serra	1.123	RJ	Barra Mansa	0.906
31º	SP	Joanópolis	1.180	BA	Conceição do Almeida	0.863	SC	Guabiruba	1.181	PE	Panelas	0.877	SP	Itapetininga	1.123	MA	Açailândia	0.906
32º	SC	Lontas	1.180	BA	Aramari	0.864	PB	Cabedelo	1.181	AL	Teotônio Vilela	0.877	SP	Jacaré	1.123	PB	Patos	0.907
33º	RS	Balneário Pinhal	1.180	PE	Palmeirina	0.864	RS	Tramandaí	1.175	BA	Iguaí	0.878	SP	Sorocaba	1.123	AM	Itacoatiara	0.909
34º	RS	Poço das Antas	1.179	BA	Ipecaetá	0.865	SP	Nova Odessa	1.174	PA	Capitão Poço	0.879	SP	Piracicaba	1.122	MG	Gov. Valadares	0.910
35º	SP	Rubineia	1.177	BA	Tanquinho	0.865	ES	Piúma	1.174	MA	Parnarama	0.879	MG	Poços de Caldas	1.122	RS	Viamão	0.910

Fonte: Elaboração própria com base no modelo SEM-EA (Tabela 3) e nos dados municipais do ano de 2022.

Considerações finais

Este estudo usou o crescimento vegetativo (*i.e.*: total de nascimentos menos óbitos) de 5498 municípios brasileiros para atualizar suas respectivas populações oficiais (*i.e.*: de 2000 e 2010) e compará-las com as populações censitárias subsequentes. Assim, foi possível calcular o fluxo migratório líquido municipal, acumulado em 2000-2010 e 2010-2022. Feito isto, usou-se um painel-espacial para avaliar se este fluxo migratório dependeria do perfil populacional, da atratividade econômica local, da qualidade da infraestrutura oferecida, de certas preferências não-econômicas dos migrantes (*i.e.*: *amenity migration*) e/ou dos custos/riscos inerentes à viagem.

Após calcular os fluxos migratórios municipais e agregá-los para os 26 Estados e as 5 macrorregiões brasileiras, verificou-se que os valores obtidos estavam bastante coerentes com a realidade nacional, o que confere maior robustez às estimativas. Deste modo, notou-se que as regressões via efeitos-aleatórios possuíam elevada capacidade preditiva (cuja correlação com a migração real aproximava-se de 0.67), enquanto a de efeitos-fixos revelou-se mais adequada às análises de impacto.

Os resultados dos modelos espaciais indicaram que a atratividade de um município poderia inibir a migração dos seus vizinhos, gerando certa rivalidade local. Ademais, os locais menos atrativos teriam maior concentração de homens, de indivíduos não-brancos, com baixo poder aquisitivo e/ou sem união estável. Alternativamente, os migrantes parecem preferir locais com maior proporção de idosos e menos adultos em idade ativa. Possivelmente visando evitar a concorrência qualificada, os municípios com população menos instruída tenderiam a receber mais migrantes, enquanto os mais escolarizados seriam preteridos. Na esfera econômica, a menor dependência do setor público e a capacidade de gerar empregos seriam características desejáveis.

Quanto à infraestrutura, notou-se um êxodo migratório das cidades mais populosas em direção às de menor porte populacional, o que pode ser um reflexo do crescente custo de vida dos grandes centros urbanos. Ainda assim, áreas mais urbanizadas e com melhor infraestrutura de saúde mostraram-se mais atrativas. Dentre as amenidades, a desigualdade de renda obteve uma relação positiva com a entrada de migrantes. Todavia, este efeito parece ser mais plausível em locais onde tais disparidades são mais brandas e podem servir de estímulo econômico. Por sua vez, municípios com mais carros/motos revelaram-se mais atrativos (possível efeito-renda), enquanto aqueles com maior frota de veículos pesados (para transporte coletivo e/ou carga) tenderiam a ser evitados. Com menor grau de confiança, a violência local também poderia afastar potenciais migrantes.

Os resultados ainda indicam que localidades litorâneas, com altitude/precipitação mais distantes da média e clima ameno seriam mais desejáveis. Ademais, notou-se que a cultura local poderia gerar uma migração inercial persistente ao longo do tempo e que os municípios mais distantes das capitais teriam menor fluxo migratório, sugerindo que tais localidades possuem uma logística de transporte mais precária/custosa, em relação aos grandes centros.

Com base nos parâmetros estimados, e em dados atualizados dos municípios brasileiros, o fluxo migratório líquido destas localidades foi projetado para o período de 2022-2032. Tal abordagem revelou um potencial êxodo migratório em boa parte da região Nordeste, com destaque para a Bahia, onde 89,9% dos municípios poderão vivenciar alguma fuga migratória entre 2022-2032. Alternativamente, quase 70% dos municípios de São Paulo e, cerca de, 57% dos pertencentes à Santa Catarina, devem obter fluxos migratórios positivos. Dentre as cidades mais demandadas, notou-se uma concentração de balneários das regiões Sudeste e Sul do país. Ademais, as projeções indicam que a fuga dos grandes centros, em direção aos municípios de menor porte, deverá persistir nos próximos anos.

Ao distinguir quais fatores tornam as cidades brasileiras mais atrativas e projetar o fluxo migratório esperado de cada município, acredita-se que este estudo tenha feito uma importante contribuição aos gestores públicos e empresários locais, que precisariam se adequar tanto à entrada líquida de migrantes (aumentando a oferta de bens/serviços, bem como a infraestrutura de saúde, ensino, transporte e habitação) quanto à fuga (que poderia reduzir a oferta de mão-de-obra, além de indicar uma piora na qualidade de vida local). Como trabalhos futuros, sugere-se considerar outros métodos de estimação a fim de

corroborar/refutar os resultados deste estudo. Ademais, seria interessante usar os dados dos próximos censos para verificar o grau de acerto das projeções efetuadas.

Referências

- ABRAMS, J.B., GOSNELL, H., GILL, N.J.; KLEPEIS, P. Re-creating the rural, reconstructing nature: An international literature review of the environmental implications of amenity migration. *Conservation and society*, 10(3), 270-284, 2012. <https://doi.org/10.4103/0972-4923.101837>
- BANSACK, C.; SIMPSON, N.; ZAVODNY, M. *The economics of immigration*. 2nd Edition. Oxford: Routledge, 2020, 450p.
- BRASIL. Censo 2022: IBGE aponta redução na fecundidade e aumento na imigração internacional. Secretaria de Comunicação Social. Disp. em: <https://www.gov.br/secom/pt-br/acompanhe-a-secom/noticias/2025/06/censo-2022-ibge-aponta-reducao-na-fecundidade-e-aumento-na-imigracao-internacional>. Acesso: Jan/2026.
- BRITO, D.J.; SILVA, M.V.A. Determinantes dos movimentos pendulares no Brasil: uma análise espacial. *Estudios económicos*, 38(76), 95-122, 2021. <https://doi.org/10.52292/j.estudecon.2021.1916>
- BRUECKNER, M.; LEDERMAN, D. Inequality and economic growth: the role of initial income. *Journal of Economic Growth*, 23(3), 341-366, 2018. <https://doi.org/10.1007/s10887-018-9156-4>
- CAMPOS, L.H.R.; FUSCO, W. Municípios nordestinos e crescimento populacional: correspondência entre migração e desenvolvimento. *REMHU-Revista Interdisciplinar da Mobilidade Humana*, 17(33), 79-100, 2009. <http://remhu.csem.org.br/index.php/remhu/article/view/174>
- CARCCI, H. IBGE registra, pela primeira vez, que mais pessoas deixam São Paulo do que chegam. *Jornal da USP*. Disp. em: <https://jornal.usp.br/campus-ribeirao-preto/pela-primeira-vez-mais-pessoas-deixam-sao-paulo-do-que-chegam/>. Acesso: Jan/2026.
- CHEN, Y.; ROSENTHAL, S.S. Local amenities and life-cycle migration: Do people move for jobs or fun? *Journal of Urban Economics*, 64(3), 519-537, 2008. <https://doi.org/10.1016/j.jue.2008.05.005>
- CONSTANTINO, R. Venezuelanos são suspeitos de 65% dos crimes em Pacaraima. *Gazeta do Povo*. Disp.: <https://www.gazetadopovo.com.br/rodrigo-constantino/artigos/venezuelanos-sao-suspeitos-de-65-dos-crimes-em-pacaraima-reacao-local-e-xenofobia/>. Acesso: Jan/2026.
- DATASUS – Sistema Único de Saúde. Disp.: <https://datasus.saude.gov.br/informacoes-de-saude-tabnet/>. Acesso: Jan/2026.
- ELHORST, J. *Spatial econometrics: from cross-sectional data to spatial panels*. Heidelberg: Springer, 2014, 480p.
- FANTIN, R. Como o agro tem atraído brasileiros ao Centro-Oeste. Reportagem *Gazeta do Povo*. Disp. em: <https://www.gazetadopovo.com.br/brasil/atracao-brasileiros-agro-centro-oeste/>. Acesso: Jan/2026.
- FERREIRA, C.R.C.; GOMIDE, M.R.; FIRME, V.A.C. The impacts of trade freedom on food insecurity from countries with different profiles: an empirical analysis. *Brazilian Journal of Political Economy*, 45(4), p.1-20, 2025. <https://doi.org/10.1590/0101-31572025-3664>
- FERREIRA, R.N.; MATOS, R. Migração de trabalhadores no mercado formal brasileiro entre 1995 e 2003 e as tendências da reestruturação territorial. In: *Encontro Nacional de Estudos Populacionais*, Belo Horizonte: ABEP, 2004.
- FIRME, V.A.C. Crescimento econômico, desigualdade de renda e a influência dos fenômenos espaciais. *Geosul (UFSC)*, v.37, n.80, p.80-105, 2022. <https://doi.org/10.5007/2177-5230.2022.e74774>
- GASCÓN, J.; MASOT, A. Rururban partnerships: urban accessibility and its influence on the stabilization of the population in rural territories (Extremadura, Spain). *Land*, 9(8), 254, 2020. <https://doi.org/10.3390/land9080254>
- GERRITS, R. Managing influx: project-induced in-migration. In: *Handbook of social impact assessment and management* (Chapter 26). Edward Elgar Publishing, p.412-425, 2024.
- GLOBO. Censo 2022: Bahia é o estado que mais perdeu população por migração ao longo do tempo. Disponível em: <https://g1.globo.com/ba/bahia/noticia/2025/06/27/bahia-e-o-estado-que-mais-perdeu-populacao-por-migracao-ao-longo-do-tempo.ghtml>. Acesso: Jan/2026.

- GOLGHER, A.B. As cidades e a classe criativa no Brasil: diferenças espaciais na distribuição de indivíduos qualificados nos municípios brasileiros. *Rev. Bras. de Estudos da População*, 25(1):109-129, 2008. <https://doi.org/10.1590/S0102-30982008000100007>
- GUILHOTO, J.; SESSO FILHO, U. Estimação da matriz-insumo produto utilizando dados preliminares das contas nacionais: Aplicação e análise de indicadores econômicos para o Brasil em 2005. *Economia & Tecnologia* (UFPR), 23(6), p.53-62, 2010. <https://doi.org/10.5380/ret.v6i4.26912>
- HAMILTON, E.R. Measuring Populations: Mortality, Fertility, and Migration. In: *Global Population and Reproductive Health* (Chapter 3). Jones & Bartlett Learning, p.53-83, 2014.
- HAUSMAN, J.A. Specification Tests in Econometrics. *Econometrica* 46, p.1251–1271, 1978. <https://doi.org/10.2307/1913827>
- IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística: Municípios defrontantes com o mar. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/geociencias/organizacao-do-territorio/estrutura-territorial/24072-municipios-defrontantes-com-o-mar.html>. Acesso: Jan/2026.
- IPEADATA – Dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br>. Acesso: Jan/2026.
- JULIÃO, C.C.; ROCHA, R. Diferenciais Salariais e Migração Intermunicipal: Evidências para Pernambuco a partir de Regressões Quantílicas (2000-2010). *Reflexões Econômicas*, 5(1), 55-73, 2020. <https://doi.org/10.36113/rec.v5i1.2595>
- JUSTO, W.R.; SILVEIRA NETO, R.M. Migração Inter-Regional no Brasil: Evidências a partir de um Modelo Espacial. *Economia* (ANPEC), 7(1):163–187, 2006. https://www.anpec.org.br/revista/vol7/vol7n1p163_187.pdf
- JUSTO, W.R.; SILVEIRA NETO, R.M. Quem são e para onde vão os migrantes no Brasil? O perfil do migrante interno brasileiro. *Revista ABET*, 8(1):125-144, 2009. <https://periodicos.ufpb.br/index.php/abet/article/view/15262>
- JUSTO, W.R.; FERREIRA, R.A.; LIMA, C.F.; MARTINS, G.N. Migração intermunicipal no Brasil: a dinâmica dos fluxos migratórios municipais. *Economia e Desenvolvimento*, 21:108-129, 2009. <https://doi.org/10.5902/141465093454>
- KAPOOR, M.; KELEJIAN, H.H.; PRUCHA, I.R. Panel data models with spatially correlated error components. *Journal of Econometrics*, 140, p.97–130, 2007. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2006.09.004>
- KIM, H.; LEE, S.H.; PARK, J.S. The well-being of cities: estimating migration attractiveness from internal migration across Korean cities. *Global Economic Review*, 52(4), 313-325, 2023. <https://doi.org/10.1080/1226508X.2023.2282622>
- LEE, S.; LEE, S.H.; LIN, J. The well-being of nations: estimating welfare from international migration. *International Economic Review*, 62(3), p.1111-1130, 2021. <https://doi.org/10.1111/iere.12511>
- LEE, L.; YU, J. A spatial dynamic panel data model with both time and individual fixed effects. *Econometric Theory*, 26(2), p.564–597, 2010. <https://doi.org/10.1017/S0266466609100099>
- LESAGE, J.P.; FISCHER, M. Spatial Econometric Methods for Modeling Origin-Destination Flows. In: *Handbook of Applied Spatial Analysis*. Springer: Berlin-Heidelberg, p.409-433, 2010. https://doi.org/10.1007/978-3-642-03647-7_20
- LESAGE, J.P.; PACE, R.K. *Introduction to spatial econometrics*. 1ª ed. Taylor-Francis, 2009.
- LESAGE, J.P.; PACE, R.K. The Biggest Myth in Spatial Econometrics. *Econometrics*, n.2, p.217-249, 2014. <https://doi.org/10.3390/econometrics2040217>
- MANKIW, N.G. *Macroeconomia*. 7ª Ed. LTC. 2010, 457p.
- MANKIW, N.G.; ROMER, D.; WEIL, D. A contribution to the empirics of economic growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 107(2):407- 437, 1992. <https://doi.org/10.2307/2118477>
- MARCHANT, C.; ROJAS, F. Local transformations and new economic functionalities generated by amenity migration in Northern Chilean Patagonia. Exploring Malalcahuello, a Small Mountain Village. *Journal of Alpine Research*, 103(3), p.1-18, 2015. <https://doi.org/10.4000/rga.2998>
- MATA, D.D.; OLIVEIRA, C.W.; PIN, C.; RESENDE, G.M. Quais características das cidades determinam a atração de migrantes qualificados? *Revista Econômica do Nordeste*, v.38, nº 3, p.502-514, 2007. <https://doi.org/10.61673/ren.2007.543>

- MATARRITA-CASCANTE, D. Moving the amenity migration literature forward: Understanding community-level factors associated with positive outcomes after amenity-driven change. *Journal of Rural Studies*, 53, 26-34, 2017. <https://doi.org/10.1016/j.jrurstud.2017.05.004>
- MAYER, S. Por que SC se tornou o principal destino de migrantes no país? Reportagem Globo. Disp. em: <https://g1.globo.com/sc/santa-catarina/noticia/2025/06/28/por-que-sc-se-tornou-o-principal-destino-de-migrantes-no-pais-entenda.ghtml>. Acesso: Jan/2026.
- MINTCHEV, V.; BOSHNAKOV, V.; RICHTER, M.; RUSPINI, P. Determinants of migration and types of migration and mobility. In *Migration and transnationalism between Switzerland and Bulgaria* (pp. 25-60). Cham: Springer International Publishing, 2016.
- MONTALVO, J.; LABRADOR, E.R.; BERNABÉU, P.M.; ACOSTA-GALLO, B.A. Rural–urban gradients and human population dynamics. *Sustainability*, 11(11), 3107, 2019. <https://doi.org/10.3390/su11113107>
- MUESER, P.R.; GRAVES, P.E. Examining the role of economic opportunity and amenities in explaining population redistribution. *Journal of Urban Economics*, 37(2), 176-200, 1995. <https://doi.org/10.1006/juec.1995.1010>
- MUNIZ, J.O. Análise e previsão demográfica utilizando matrizes de crescimento e distribuição populacional intermunicipal. *Rev. Brasileira de Estudos de População*, 35(3), p.1-36, 2018. <https://doi.org/10.20947/S0102-3098a0051>
- NASCIMENTO, E.; SANTOS, R.C. Migrações internas e dinâmica socioespacial no oeste de Santa Catarina na aurora do século XXI. *Revista Foco*, 16(02), p.1-16, 2023. <https://doi.org/10.54751/revistafoco.v16n2-009>
- NASCIMENTO, T.C.L.; SILVA, R.P.; LUCAS, L.A.P. Tendência das migrações brasileiras: diferenciais de sexo, idade, distância e volume dos migrantes intermunicipais para 1995-2000 e 2005-2010. In: XX Encontro Nacional de Estudos Populacionais, Brasília: ABEP, 2016.
- NIJKAMP, P. Socio-economic and environmental indicators as determinants of interregional migration flows. *Social Indicators Research*, 3, p.101–110, 1976. <https://doi.org/10.1007/BF00286165>
- NISHIMURA, A.S.; CZAİKA, M. Exploring migration determinants: A meta-analysis of migration drivers and estimates. *Journal of International Migration and Integration*, 25(2), 621-643, 2024. <https://doi.org/10.1007/s12134-023-01091-z>
- OLIVEIRA, K.F.D.; JANNUZZI, P.D. Motivos para migração no Brasil e retorno ao Nordeste: padrões etários, por sexo e origem/destino. *São Paulo em perspectiva*, 19, 134-143, 2005. <https://doi.org/10.1590/S0102-88392005000400009>
- RAIHER, A.P.; RIBEIRO, R.; CÂNDIDO, M.; STEGE, A. A migração interestadual no Brasil: Distribuição e seus determinantes. *Revista de Desenvolvimento Econômico*, 3(41):9-35, 2019. <https://revistas.unifacs.br/index.php/rde/article/view/5691>
- RAIS – Relação Anual de Informações Sociais. Disp.: <https://bi.mte.gov.br/bgcaged/rais.php>. Acesso: Jan/2026.
- RAMALHO, H.; QUEIROZ, V. Migração interestadual de retorno e autosseleção: evidências para o Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico* (IPEA), 41(3):369-396, 2011. <https://ppe.ipea.gov.br/index.php/ppe/article/view/1279>
- RIGOTTI, J.I.R. Geografia dos fluxos populacionais segundo níveis de escolaridade dos migrantes. *Estudos Avançados*, 20(57), 237-254, 2006. <https://doi.org/10.1590/S0103-40142006000200018>
- ROCHA, R.D.; MAGALHÃES, A.M. As amenidades naturais influenciam a escolha locacional dos trabalhadores? Evidências para as regiões metropolitanas brasileiras. *Revista Brasileira de Estudos de População*, 28(2), 369-387, 2011. <https://doi.org/10.1590/S0102-30982011000200008>
- SANTOS, F.P.; SILVA, A.C.V.; CASSUCE, F.C.; CIRINO, J.F. Os determinantes da migração no Brasil: uma análise Probit para os anos de 2004, 2009 e 2014. *Economía, sociedad y territorio*, 18(56), 107-139, 2018. <https://doi.org/10.22136/est01101>
- SENATRAN – Secretaria Nacional de Trânsito: Estatísticas - Frota de Veículos. Disp. em: <https://www.gov.br/transportes/pt-br/assuntos/transito/conteudo-Senatran/estatisticas-frota-de-veiculos-senatran>. Acesso: Jan/2026.

- SHIN, I. Income inequality and economic growth. *Economic Modelling*, 29(5), 2049-2057, 2012. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2012.02.011>
- SIDRA. Sistema IBGE De Recuperação Automática. Disp.: <https://sidra.ibge.gov.br/>. Acesso: Jan/2026.
- SILVA FILHO, L.A.; RESENDE, G.M. Migração intermunicipal no nordeste brasileiro: há evidências de seleção migratória? *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 51(3):187-212, 2021. <http://dx.doi.org/10.38116/ppe51n3art6>
- SILVA, J.G.; QUEIROZ, S.N.; OJIMA, R. Perfil da mobilidade laboral inter e intramunicipal no brasil nos anos de 2000 E 2010. *Informe Gepec*, 25(2), 125-144, 2021. <https://doi.org/10.48075/igepec.v25i2.26535>
- SILVA, T.A.; FIRME, V.A.C. Determinantes do crescimento econômico em municípios brasileiros com diferentes portes populacionais: uma análise empírica para o período de 2000 a 2020. *Semestre Económico*, v.29, n.66, 2026. <https://doi.org/10.22395/seec.v29n66a5085>
- SILVA, Y.C.; SILVA FILHO, L.; CAVALCANTI, D.M. Migração, seleção e diferenciais de renda na região Norte do Brasil em 2010. *Rev. Bras. de Estudos Regionais e Urbanos*, 13(1), 141-160, 2019. <https://revistaaber.emnuvens.com.br/rberu/article/view/410>
- SIMPSON, N.B. *Demographic and economic determinants of migration*. World of Labour - LISER. Disponível em: <https://wol.iza.org/articles/demographic-and-economic-determinants-of-migration/long>. Acesso: Jan/2026.
- STREY, A.; FAJTH, V.; DUBOW, T.M.; SIEGEL, M. Determinants of migration flows within the EU: *Literature review. Reminder-Project (EU)*, Maastricht University, 2018, 112p.
- TAVEIRA, J.G.; ALMEIDA, E.S. Os determinantes regionais da atração do migrante qualificado. *Análise Econômica*, 32(62), p.199-224, 2014. <https://doi.org/10.22456/2176-5456.23015>
- UNICEF - *United Nations International Children's Emergency Fund*. Fluxo migratório venezuelano no Brasil: Situação em Roraima. Disp. em: <https://www.unicef.org/brazil/crise-migratoria-venezuelana-no-brasil>. Acesso: Jan/2026.
- TURNES, V.A. Reflexões sobre fluxos migratórios internos de populações no estado de Santa Catarina. *Revista Brasileira de Gestão e Desenvolvimento Regional*, 4(1), p.155-194, 2008. <https://www.rbgdr.net/revista/index.php/rbgdr/article/view/119>
- VOLLSET, S.; *Et al.* Fertility, mortality, migration, and population scenarios for 195 countries and territories from 2017 to 2100: a forecasting analysis for the Global Burden of Disease Study. *The Lancet*, 396(10258), pp.1285-1306, 2020. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(20\)30677-2](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(20)30677-2)
- VAZ, B.O.E. Determinantes da migração no Brasil: Uma análise empírica. *Revista ESPACIOS*, 38(42), p.1-4, 2017. <https://www.revistaespacios.com/a17v38n42/17384204.html>
- WOOLDRIDGE, J.M. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. 2nd Ed. The MIT Press, 2010, 1096p.
- YORIMITSU, M. A review on the determinants of migration. *Hitotsubashi journal of social studies*, 17(1), 17-27, 1985. <https://www.jstor.org/stable/43294282>