

DETERMINANTES ESPACIAIS DA POBREZA NO NORDESTE BRASILEIRO: uma abordagem econométrica

**FELIPE MARQUES PRADO
ANDRÉA DA SILVA GOMES
MÔNICA DE MOURA PIRES**

RESUMO

Este artigo analisa os determinantes e a distribuição espacial da pobreza multidimensional nos municípios do Nordeste brasileiro. São utilizados o IPM do Censo Demográfico de 2010, o Gini fundiário (2006), o IDEB dos anos finais do ensino fundamental (2009), a proporção urbana (2010), dummies de bioma e a produção agrícola (2010). Aplicaram-se o I de Moran, indicadores locais de associação espacial e o Spatial Durbin Error Model (SDEM), estimado por Método Generalizado dos Momentos espacial heterocedástico com matriz rainha, em 1.754 municípios. O IPM apresentou autocorrelação espacial positiva (I de Moran = 0,493; $p < 0,001$). A concentração fundiária teve associação direta negativa apenas marginal, mas associações indireta e total positivas e significativas. O IDEB apresentou associações direta e total negativas, e a urbanização, associações direta, indireta e total negativas. As dummies de bioma captaram associações contextuais. Em uma amostra comum de 1.752 municípios, a produção agrícola foi examinada como mecanismo estatístico por bootstrap selvagem espacial conjunto com 999 reestimações. A mediação local foi negativa e significativa e correspondeu, descritivamente, a cerca de 22% da associação local reconstruída entre Gini e IPM; a mediação espacial total não foi significativa. Os resultados indicam que benefícios produtivos localizados podem coexistir com uma associação regional desfavorável da desigualdade fundiária, sem interpretação causal.

Palavras-chave: pobreza multidimensional; economia regional; econometria espacial; SDEM; concentração fundiária; mediação espacial.

ABSTRACT

This article analyzes the determinants and spatial distribution of multidimensional poverty in the municipalities of Northeast Brazil. It uses the MPI from the 2010 Population Census, the land Gini coefficient (2006), the Basic Education Development Index (IDEB) for the final years of primary education (2009), the urban population share (2010), biome dummies, and agricultural production (2010). Moran's I, local indicators of spatial association, and the Spatial Durbin Error Model (SDEM) were applied. The SDEM was estimated by heteroskedastic spatial Generalized Method of Moments with a queen contiguity matrix for 1,754 municipalities. The MPI showed positive spatial autocorrelation (Moran's I = 0.493; $p < 0.001$). Land concentration had a negative direct association that was significant only at the 10% level, but positive and significant indirect and total associations. The IDEB had negative direct and total associations, while urbanization had negative direct, indirect, and total associations. Biome dummies captured contextual associations. In a common sample of 1,752 municipalities, agricultural production was examined as a statistical mechanism through a joint spatial wild bootstrap with 999 replications. Local mediation was negative and significant and descriptively accounted for about 22% of the reconstructed local association between the Gini coefficient and the MPI; total spatial mediation was not significant. The results indicate that localized productive benefits may coexist with a regionally adverse association of land inequality, without a causal interpretation.

Keywords: multidimensional poverty; regional economics; spatial econometrics; SDEM; land concentration; spatial mediation.

Área de avaliação: Economia Regional.

Classificação JEL: R12; R58; I32; C21.

1 INTRODUÇÃO

A pobreza, em sua concepção mais abrangente, transcende a insuficiência de renda e compreende privações que restringem as possibilidades de vida das pessoas. Na abordagem das capacitações, os recursos econômicos são meios para alcançar realizações, mas não asseguram, por si sós, liberdades substantivas como viver com saúde, obter educação, participar da sociedade e dispor de condições adequadas de moradia (Sen, 2010). Por isso, a avaliação do bem-estar não deve se limitar à renda média ou ao crescimento econômico, devendo considerar as diferentes dimensões nas quais as privações se manifestam.

No Brasil, a persistência da pobreza expressa desigualdades estruturais e regionais. Em 2023, aproximadamente 27,4% da população brasileira vivia abaixo da linha de pobreza monetária. No Nordeste, a proporção alcançava aproximadamente 47,2% da população, evidenciando a maior exposição regional a situações de vulnerabilidade (IBGE, 2024). Essas diferenças também se reproduzem entre estados e municípios nordestinos, em razão de distintos níveis de urbanização, diversificação econômica, infraestrutura, educação e acesso a serviços públicos.

Diante desse contexto, e sob a perspectiva da economia regional, o presente estudo analisa os determinantes da pobreza multidimensional nos municípios nordestinos em 2010, com ênfase nos fatores socioeconômicos, ambientais e espaciais associados ao IPM. A utilização de uma medida multidimensional permite incorporar privações em educação, saúde e padrão de vida, oferecendo uma representação mais ampla das condições enfrentadas pela população do que aquela obtida exclusivamente por indicadores monetários. A perspectiva espacial acrescenta a possibilidade de identificar se as características de um município estão associadas somente ao seu próprio IPM ou também ao IPM dos municípios contíguos. Em termos específicos, o estudo objetiva:

- a) Analisar, sob a perspectiva da economia regional, a influência de fatores socioeconômicos, ambientais e espaciais sobre o Índice de Pobreza Multidimensional (IPM) nos municípios do Nordeste em 2010.
- b) Identificar padrões globais e locais de dependência espacial do IPM, com ênfase na formação de clusters de pobreza multidimensional entre os municípios nordestinos.
- c) Analisar os efeitos diretos e indiretos (spillovers) das variáveis explicativas sobre o IPM, identificando os mecanismos de propagação espacial da pobreza.
- d) Examinar a produção agrícola como mecanismo associado à relação local e espacial entre concentração fundiária e IPM.

A realização do estudo justifica-se, inicialmente, pelo caráter multifacetado da pobreza. Como as necessidades humanas abrangem educação, saúde, moradia, saneamento, segurança e participação social, uma única medida de renda não captura integralmente as privações experimentadas pela população (Alkire; Santos, 2010). A abordagem multidimensional possibilita reconhecer quais dimensões contribuem para a pobreza e quais grupos ou territórios demandam maior atenção.

A heterogeneidade territorial do Nordeste constitui uma segunda justificativa. A região reúne municípios com estruturas econômicas, condições ambientais, níveis de urbanização e disponibilidade de serviços públicos muito distintos. Consequentemente, médias estaduais ou regionais podem ocultar padrões locais de privação e dependência espacial. A análise municipal permite identificar essas diferenças e verificar a formação de padrões que ultrapassam os limites administrativos de cada localidade.

Do ponto de vista das políticas públicas, a identificação conjunta das privações e de seus determinantes pode contribuir para ações mais direcionadas. A distinção entre associações locais e transbordamentos espaciais é particularmente relevante porque políticas implementadas em um município podem estar relacionadas às condições observadas nos municípios vizinhos. Os resultados podem, assim, subsidiar estratégias regionais articuladas nas áreas de educação, infraestrutura urbana, desenvolvimento rural e redução das desigualdades.

No âmbito acadêmico, o artigo contribui para a economia regional ao combinar a mensuração multidimensional da pobreza com a econometria espacial. A aplicação do Spatial Durbin Error Model (SDEM) permite estimar separadamente as associações das características locais e das características

dos municípios vizinhos, ao mesmo tempo que controla a dependência espacial presente nos fatores não observados. Essa integração amplia a análise dos determinantes da pobreza no Nordeste e evita tratar os municípios como unidades independentes entre si.

Além desta introdução, o artigo está organizado em quatro seções. A segunda apresenta o referencial teórico sobre pobreza multidimensional, determinantes socioeconômicos e econometria espacial. A terceira descreve os dados, a matriz de pesos, o SDEM, a estimação robusta e o procedimento de bootstrap. A quarta discute os diagnósticos, os efeitos diretos e indiretos e a produção agrícola como mecanismo associado. A quinta reúne as conclusões, implicações e limitações.

2 POBREZA MULTIDIMENSIONAL E ECONOMIA REGIONAL

A compreensão da pobreza requer uma análise teórica que abarque as diversas perspectivas que moldaram o debate ao longo do tempo. Desde as concepções clássicas até as abordagens contemporâneas, a pobreza tem sido objeto de estudo e reflexão, com diferentes autores e correntes de pensamento oferecendo contribuições valiosas para a sua compreensão. Na perspectiva da economia regional, essa compreensão também exige examinar como as privações se distribuem no território e como as condições de uma localidade se relacionam com aquelas observadas nas localidades vizinhas.

A abordagem multidimensional da pobreza, com destaque para os trabalhos de Amartya Sen (2010), que enfatiza a importância das capacidades e liberdades individuais, Sabina Alkire e James Foster (2011), que desenvolveram o Índice de Pobreza Multidimensional (IPM), e Martha Nussbaum (2011), que destaca o papel da educação como um direito fundamental, oferece um arcabouço conceitual robusto para a análise das privações que afetam o bem-estar humano. A econometria espacial, por sua vez, fornece as ferramentas estatísticas necessárias para modelar a dependência espacial e os efeitos de transbordamento que caracterizam os fenômenos socioeconômicos (Anselin, 1988; Getis; Ord, 1992).

O modelo Spatial Durbin Error Model (SDEM), em particular, permite capturar tanto os efeitos diretos das variáveis explicativas sobre a variável dependente quanto os efeitos indiretos (spillovers) sobre as unidades vizinhas, além de modelar a autocorrelação espacial nos erros (LeSage; Pace, 2009; Elhorst, 2014). Essa abordagem metodológica é especialmente relevante para a análise da pobreza, que frequentemente apresenta padrões de agrupamento espacial e dependência entre os municípios (Rey; Janikas, 2006; Fotheringham et al., 2000).

A escolha das variáveis explicativas para o modelo SDEM se baseou em estudos que demonstram a superioridade desse modelo em relação a outros modelos espaciais como os trabalhos de LeSage e Pace (2009), em que os autores comparam diferentes modelos de econometria espacial, incluindo o SDEM, e destacam a sua capacidade de capturar tanto os efeitos diretos quanto os efeitos indiretos (spillovers) das variáveis explicativas, além de modelar a autocorrelação espacial nos erros. O trabalho de Elhorst (2014) apresenta as vantagens e desvantagens de diferentes modelos espaciais, incluindo o SDEM, e enfatiza a sua flexibilidade e capacidade de lidar com diferentes tipos de dados e estruturas espaciais.

Em Anselin (2003), o autor apresenta uma visão geral dos modelos de econometria espacial e discute as suas aplicações em diferentes áreas, incluindo a análise da pobreza e da desigualdade.

No trabalho de Raiher et al. (2016), foi analisada a produtividade agropecuária no Sul do Brasil por meio de modelos de econometria espacial, com ênfase em processos de convergência absoluta e condicional. O uso do SDEM permitiu capturar tanto os efeitos diretos das variáveis locais quanto os transbordamentos espaciais, ou seja, os impactos que as características de uma região exercem sobre as regiões vizinhas.

O modelo SDEM também foi aplicado por Nahas et al. (2019) para verificar quais eram os efeitos da mineração sobre a diversificação econômica dos municípios mineradores de Minas Gerais. Segundo os autores, a escolha desse modelo se baseou na necessidade de capturar dependências espaciais complexas, como transbordamentos regionais e a influência de características locais sobre os resultados em áreas adjacentes.

A literatura de econometria espacial recomenda avaliar formas alternativas de interação entre localidades. Seguindo essa orientação, foram consideradas matrizes de pesos espaciais como a convenção rainha, torre, vizinhos mais próximos (K-nearest neighbors) e matrizes baseadas em distâncias inversas, cada uma refletindo diferentes lógicas de vizinhança (LeSage; Pace, 2009; Elhorst, 2014).

Em relação à presença de variáveis socioeconômicas e ambientais no modelo, Deininger e Squire (1998), demonstram a importância da desigualdade na distribuição de terras como um determinante da pobreza e do crescimento econômico. E Hanushek e Woessmann (2008), enfatizam o papel da educação e das habilidades cognitivas no desenvolvimento econômico e na redução da pobreza.

Além disso, Glaeser (2011), argumenta que a urbanização pode gerar oportunidades e benefícios para a população, mas também pode criar desafios e desigualdades. E Fearnside (1996), discute os impactos da degradação ambiental e das mudanças climáticas sobre as condições de vida e a economia das populações locais.

A desigualdade na distribuição de terras, medida pelo Coeficiente de Gini, tem sido associada à pobreza em diversas regiões (Deininger; Squire, 1998; Birdsall; Londoño, 1997). O nível de educação, medido pelo Índice de Desenvolvimento da Educação Básica (IDEB), tem sido consistentemente relacionado a melhores resultados socioeconômicos (Hanushek; Woessmann, 2008; Barro, 1991). A urbanização, por sua vez, pode gerar tanto oportunidades quanto desafios para a redução da pobreza (Glaeser, 2011; Ravallion et al., 2007). As características dos biomas também podem influenciar as condições de vida e a economia das populações locais (Fearnside, 1996; Overbeck et al., 2007).

3 METODOLOGIA

3.1 Dados e variáveis

A análise utiliza dados municipais em corte transversal. A variável dependente é o Índice de Pobreza Multidimensional (IPM), calculado originalmente por Prado (2024) para os municípios do Nordeste com dados do Censo Demográfico de 2010. O índice foi construído mediante adaptação da metodologia de Alkire e Foster (2009) às informações disponíveis e sintetiza, em escala municipal, privações nas dimensões de educação, saúde e padrão de vida.

As variáveis explicativas utilizadas foram o Coeficiente de Gini da estrutura fundiária (2006), o IDEB dos anos finais do ensino fundamental (2009), a proporção da população urbana (2010) e o bioma predominante de cada município, conforme a tabela de classificação municipal do IBGE. Para representar os biomas no modelo, foram incluídas três variáveis dummies: Amazônia, Cerrado e Mata Atlântica. Cada dummy recebeu valor 1 quando o município pertencia ao respectivo bioma predominante e valor 0 nos demais casos. A dummy da Caatinga foi omitida e utilizada como categoria de referência. Portanto, os coeficientes das dummies estimam as diferenças entre cada bioma e a Caatinga, mantendo constantes as demais variáveis do modelo.

Para a análise de mediação, utilizou-se como variável mediadora o valor total da produção das lavouras temporárias e permanentes em 2010, obtido na Pesquisa Agrícola Municipal, Tabela 5457 do SIDRA/IBGE. Os valores estão expressos em mil reais e foram utilizados em nível. A variável foi vinculada às demais informações municipais por meio do código do município.

A base cartográfica abrange os 1.794 municípios nordestinos. Sete municípios não apresentaram informações suficientes para o cálculo do IPM e foram classificados como indefinidos no mapa LISA. Assim, o Moran global do IPM e os indicadores locais de associação espacial foram calculados com 1.787 municípios. As informações foram vinculadas pelo código do município, e a estimação econométrica utilizou 1.754 observações com dados completos para todas as variáveis.

Por se tratar de uma análise observacional com informações referentes a anos próximos, mas não idênticos, os coeficientes são interpretados como associações condicionais. A especificação

permite identificar padrões locais e transbordamentos espaciais, mas não estabelece, isoladamente, relações causais entre as variáveis explicativas e o IPM.

3.2 Matriz de pesos e especificação espacial

Para representar as interações espaciais, utilizou-se uma matriz de contiguidade do tipo rainha, na qual dois municípios são considerados vizinhos quando compartilham borda ou vértice. Os pesos foram padronizados por linha. A matriz rainha foi mantida como especificação principal por sua interpretação territorial direta. Matrizes torre, KNN4 e KNN8 foram avaliadas como testes de sensibilidade, sem substituir a especificação principal.

O SDEM foi especificado para incluir tanto os efeitos diretos das variáveis explicativas sobre o IPM de cada unidade quanto os efeitos indiretos (spillovers) sobre as unidades vizinhas, além de capturar a autocorrelação espacial nos erros. A formulação do modelo é representada pelas seguintes equações:

$$IPM = \alpha + X\beta + WX\theta + u$$

$$u = \lambda Wu + \varepsilon$$

Em que:

IPM é a variável dependente (Índice de Pobreza Multidimensional);

X representa o conjunto de variáveis explicativas;

W é a matriz de pesos espaciais padronizada por linha;

β representa os efeitos diretos das características do próprio município;

θ representa os efeitos indiretos, ou transbordamentos, das características dos municípios vizinhos;

λ mede a dependência espacial presente no termo de erro;

u é o termo de erro espacialmente autocorrelacionado;

ε é o erro aleatório não correlacionado espacialmente.

3.3 Estimação, diagnósticos e inferência

A estratégia econométrica foi conduzida em duas etapas. Inicialmente, os modelos SEM, SAR, SDM e SDEM foram estimados por máxima verossimilhança. A escolha da especificação considerou o critério de informação de Akaike (AIC), os testes de score de Rao aplicados ao modelo linear e o I de Moran dos resíduos (Akaike, 1974; Anselin et al., 1996). Em seguida, diante da rejeição da hipótese de homocedasticidade, o SDEM foi reestimado pelo Método Generalizado dos Momentos espacial com correção para heterocedasticidade. A estimação por máxima verossimilhança foi mantida como referência para a comparação do ajuste, enquanto a inferência principal se baseou no estimador GMM e em sua matriz de covariância robusta à heterocedasticidade (Kelejian; Prucha, 2010).

No SDEM, os coeficientes associados às características do próprio município correspondem aos efeitos diretos, enquanto os coeficientes das variáveis espacialmente defasadas (WX) correspondem aos efeitos indiretos. O efeito total resulta da soma dos componentes direto e indireto.

A produção agrícola foi examinada como mecanismo estatístico associado à relação entre concentração fundiária e IPM, sem pressupor identificação causal. Foram estimadas duas equações SDEM-GMM heterocedásticas, com matriz rainha e amostra comum de 1.752 municípios. Na equação do mediador, a produção agrícola municipal (M_i) foi explicada pelo Gini local (G_i), pelo Gini espacialmente defasado (WG_i) e pelos controles do modelo principal, representados por Z_i e WZ_i . Na equação do resultado, o IPM (Y_i) foi explicado por G_i , WG_i , M_i , WM_i e pelos mesmos controles. Em ambas as equações, os erros seguiram a estrutura espacial do SDEM.

$$M_i = \alpha_M + a_d G_i + a_w WG_i + Z_i \gamma_M + WZ_i \delta_M + u_{(Mi)}$$

$$Y_i = \alpha_Y + c'_d G_i + c'_w WG_i + b_d M_i + b_w WM_i + Z_i \gamma_Y + WZ_i \delta_Y + u_{(Yi)}$$

$$u_{(ki)} = \lambda_k W u_{(ki)} + \varepsilon_{(ki)}, k \in \{M, Y\}$$

Nessa formulação, a_d e a_w representam, respectivamente, as associações local e espacial entre o Gini e a produção; b_d e b_w representam as associações local e espacial entre a produção e o IPM; e

c'_d e c'_w correspondem às associações remanescentes do Gini com o IPM após a inclusão do mediador. Os efeitos mediados foram calculados pelas seguintes expressões:

$$\begin{aligned} IE_L &= a_d \times b_d \\ IE_{(E1)} &= a_d \times b_w + a_w \times b_d \\ IE_{(E2)} &= a_w \times b_w \\ IE_T &= (a_d + a_w) \times (b_d + b_w) = IE_L + IE_{(E1)} + IE_{(E2)} \end{aligned}$$

A incerteza desses produtos foi obtida por bootstrap selvagem espacial conjunto com 999 reestimações e multiplicadores de Rademacher comuns às duas equações. Em cada repetição, as equações do mediador e do resultado foram estimadas novamente, preservando a heterocedasticidade, a estrutura espacial dos erros e a associação contemporânea entre elas. O procedimento é apropriado para a distribuição assimétrica de produtos de coeficientes (Davidson; Flachaire, 2008; MacKinnon; Lockwood; Williams, 2004). Como medida exclusivamente descritiva, a proporção mediada local foi calculada pela expressão a seguir, em que $ED_L = c'_d$ representa a associação local remanescente do Gini com o IPM.

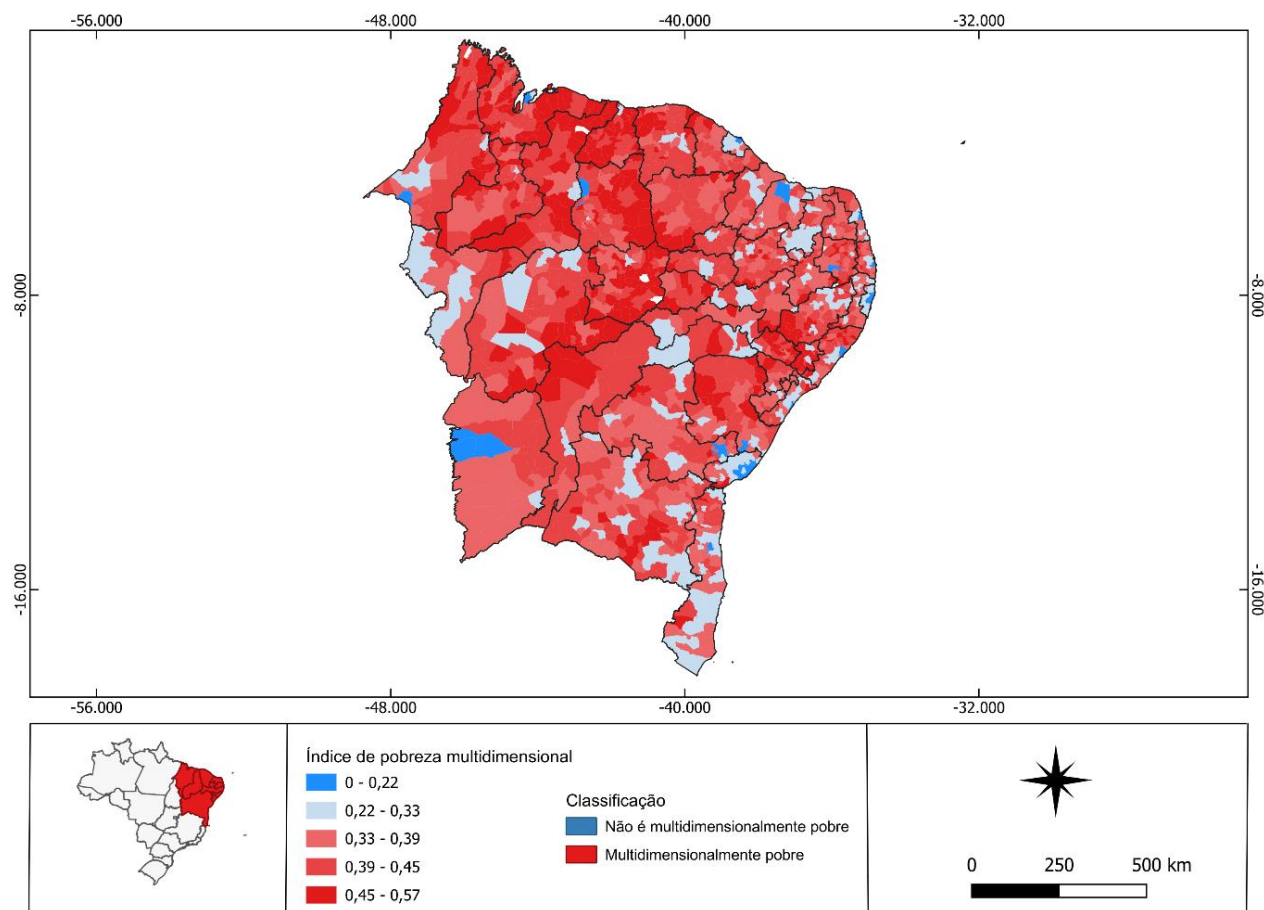
$$PM_L = IE_L / (IE_L + ED_L)$$

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

4.1 Distribuição espacial e diagnósticos econométricos

A Figura 1 apresenta a distribuição municipal do IPM. Os valores mais elevados concentram-se principalmente em áreas do interior nordestino, enquanto os menores níveis aparecem com maior frequência nas regiões metropolitanas e em trechos do litoral. Essa configuração oferece uma primeira evidência visual de que a pobreza multidimensional não se distribui aleatoriamente no território.

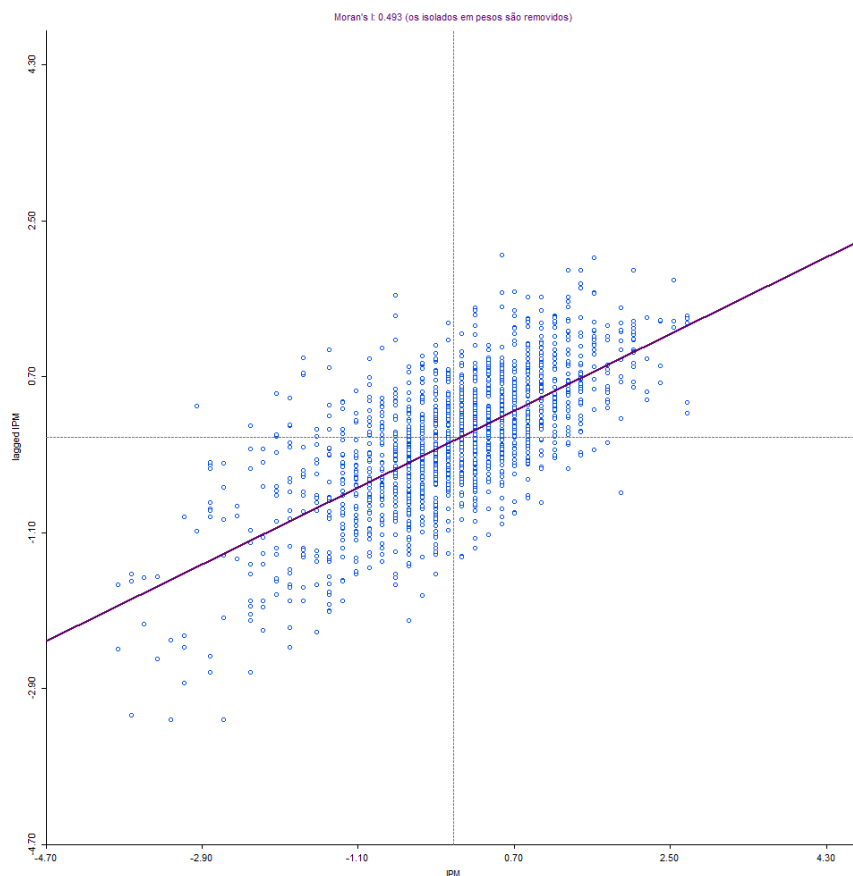
Figura 1 - Distribuição municipal do Índice de Pobreza Multidimensional no Nordeste



Fonte: Elaboração própria a partir de dados do IBGE (2010).

A Figura 2 apresenta a matriz de dispersão espacial de Moran, que relaciona os valores padronizados do IPM municipal, no eixo horizontal, à defasagem espacial do índice, no eixo vertical. A inclinação positiva da reta corresponde ao Moran global de 0,493 e indica que municípios com níveis semelhantes de pobreza multidimensional tendem a localizar-se próximos. Os quadrantes superior direito e inferior esquerdo representam, respectivamente, associações Alto-Alto e Baixo-Baixo, enquanto os demais quadrantes indicam padrões espaciais discrepantes.

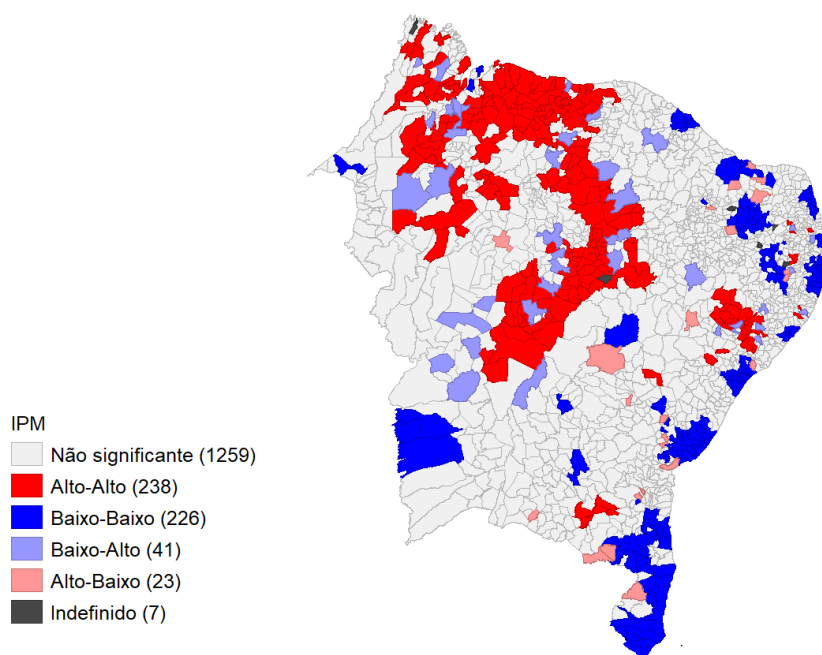
Figura 2 - Matriz de dispersão espacial do Índice de Pobreza Multidimensional



Fonte: Elaboração própria a partir de dados do IBGE (2010).

A Figura 3 apresenta os indicadores locais de associação espacial. Entre os 1.787 municípios com IPM válido, 238 formam agrupamentos Alto-Alto e 226, agrupamentos Baixo-Baixo; outros 41 são classificados como Baixo-Alto, 23 como Alto-Baixo e 1.259 não apresentam associação local significativa. Os sete municípios sem IPM válido permanecem representados cartograficamente como indefinidos.

Figura 3 - Mapa LISA do Índice de Pobreza Multidimensional no Nordeste



Fonte: Elaboração própria a partir de dados do IBGE (2010).

A distribuição territorial dos agrupamentos confirma a oposição entre áreas interioranas de maior privação e espaços metropolitanos com melhores indicadores. Os agrupamentos Alto-Alto aparecem com maior frequência em áreas do Sertão Maranhense, do Centro-Norte Baiano e do Sertão Paraibano, onde municípios com IPM elevado são contíguos a localidades igualmente vulneráveis. Os agrupamentos Baixo-Baixo concentram-se sobretudo nas áreas metropolitanas de Salvador, Recife e Fortaleza, sugerindo que melhores condições de infraestrutura, serviços e acesso a oportunidades também apresentam continuidade territorial. Essa configuração mostra que a pobreza multidimensional possui expressão regional e não constitui apenas uma característica isolada de cada município.

As associações espaciais discrepantes acrescentam outra dimensão à leitura regional. Municípios Baixo-Alto, encontrados em partes do Maranhão, do oeste da Bahia e do interior do Ceará, apresentam IPM relativamente baixo em vizinhanças de maior pobreza; os casos Alto-Baixo, observados no sul da Bahia, na região central do Rio Grande do Norte e em áreas do Sertão Pernambucano, exibem a situação inversa. Esses padrões podem refletir diferenças localizadas de infraestrutura, inserção produtiva ou capacidade institucional, mas o LISA, por si só, não identifica suas causas. Sua contribuição é indicar onde políticas estritamente municipais podem ser insuficientes e onde a coordenação intermunicipal se torna especialmente relevante.

Os fatores de inflação da variância permaneceram entre 1,055 e 1,271, afastando indícios de multicolinearidade relevante. O Moran global do IPM foi positivo e significativo ($I = 0,493$; $p < 0,001$), assim como o Moran dos resíduos do modelo linear ($I = 0,4821$; $p < 0,001$) (Tabela 1). Esses resultados confirmam que a pobreza multidimensional apresenta organização espacial e que a regressão convencional não representa adequadamente essa dependência.

Tabela 1 - Diagnósticos econométricos da especificação espacial

Diagnóstico	Estatística	gl	p-valor
Moran global do IPM	0,493	-	<0,001
Moran dos resíduos OLS	0,4821	-	<0,001
Rao robusto – erro	350,573	1	<0,001

Diagnóstico	Estatística	gl	p-valor
Rao robusto – defasagem	27,922	1	<0,001
Breusch-Pagan – OLS	45,456	6	<0,001
Breusch-Pagan – SDEM	55,704	6	<0,001
Moran dos resíduos SDEM	-0,0516	-	<0,001

Fonte: Elaboração própria.

Os testes de Rao foram significativos tanto para dependência no erro quanto para defasagem da variável dependente. A estatística robusta associada ao erro foi substancialmente maior, favorecendo uma especificação capaz de representar a dependência espacial residual. Na comparação por máxima verossimilhança, o SDEM apresentou o menor AIC (-6.882,59), seguido pelo SDM (-6.875,48), SEM (-6.827,70) e SAR (-6.666,47). A combinação entre os testes de especificação e o critério de informação, portanto, favoreceu o SDEM em relação às alternativas examinadas.

No SDEM estimado por máxima verossimilhança, o parâmetro espacial do erro foi $\lambda = 0,7143$, indicando associação relevante entre fatores não observados em municípios vizinhos. O Moran dos resíduos caiu de 0,4821 no modelo linear para -0,0516 no SDEM. Embora o valor residual permaneça estatisticamente significativo, sua magnitude próxima de zero e seu sinal negativo mostram que o modelo removeu a maior parte da concentração espacial positiva não explicada. O teste de Breusch-Pagan, contudo, rejeitou a homocedasticidade no SDEM (BP = 55,704; $p < 0,001$). Por essa razão, a máxima verossimilhança foi usada para comparar o ajuste, enquanto os coeficientes, erros-padrão e p-valores discutidos nas seções seguintes provêm do GMM heterocedástico.

4.2 Efeitos diretos, indiretos e totais

A estimação principal utilizou 1.754 municípios. No SDEM, os coeficientes das características municipais representam efeitos diretos, os coeficientes de WX (efeito indireto) representam associações com as características dos municípios vizinhos, e o efeito total corresponde à soma desses componentes. O parâmetro espacial do erro estimado pelo GMM foi 0,6911 ($p < 0,001$), confirmando dependência espacial entre fatores não observados.

Tabela 2 - Efeitos do SDEM-GMM heterocedástico

Variável	Efeito	Estimativa	EP robusto	p-valor
Gini 2006	Direto	-0,02414	0,01257	0,0548
Gini 2006	Indireto	0,08929	0,02750	0,0012
Gini 2006	Total	0,06515	0,03133	0,0375
IDEA 2009	Direto	-0,01210	0,00183	<0,001
IDEA 2009	Indireto	-0,00520	0,00536	0,3315
IDEA 2009	Total	-0,01730	0,00623	0,0054
População urbana	Direto	-0,002142	0,000060	<0,001
População urbana	Indireto	-0,000500	0,000144	<0,001
População urbana	Total	-0,002642	0,000174	<0,001
Amazônia	Direto	-0,01472	0,01605	0,3591

Variável	Efeito	Estimativa	EP robusto	p-valor
Amazônia	Indireto	0,02860	0,02068	0,1667
Amazônia	Total	0,01389	0,01224	0,2566
Cerrado	Direto	-0,01375	0,00649	0,0342
Cerrado	Indireto	0,04453	0,00955	<0,001
Cerrado	Total	0,03078	0,00791	<0,001
Mata Atlântica	Direto	0,00752	0,00607	0,2153
Mata Atlântica	Indireto	-0,02142	0,00905	0,0180
Mata Atlântica	Total	-0,01390	0,00731	0,0574

Fonte: Elaboração própria.

O Gini apresentou efeito direto negativo, mas apenas marginalmente significativo a 10%. Em contraste, o efeito indireto foi positivo e significativo, fazendo com que o efeito total também fosse positivo. Assim, a evidência mais estável não é de redução local da pobreza pela concentração fundiária, mas de associação regional desfavorável: maior desigualdade na distribuição da terra nos municípios vizinhos está associada a maior IPM local. A coexistência de um efeito direto negativo e de um transbordamento positivo sugere que eventuais benefícios econômicos relacionados ao uso produtivo da terra podem permanecer concentrados no próprio município, sem se difundirem regionalmente. Essa interpretação se refere à desigualdade da estrutura fundiária medida pelo Gini e não pressupõe que valores elevados do indicador representem necessariamente a predominância de grandes propriedades. O transbordamento positivo é coerente com a literatura que relaciona a desigualdade de ativos a menores oportunidades para a população pobre (Birdsall; Londoño, 1997; Deininger; Squire, 1998). A diferença entre os componentes local e espacial também reforça a utilidade do SDEM para separar efeitos internos e externalidades entre localidades, como nos estudos de Raiher et al. (2016) e Nahas et al. (2019).

O IDEB apresentou efeitos direto e total negativos, enquanto o efeito indireto não foi estatisticamente significativo. Isso indica que a associação entre melhor desempenho educacional e menor IPM está concentrada principalmente no próprio município. A educação de melhor qualidade pode reduzir diferentes privações ao ampliar habilidades, acesso à informação, inserção no mercado de trabalho e capacidade de utilização dos serviços públicos, mecanismos compatíveis com a importância do capital humano para o desenvolvimento econômico destacada por Barro (1991) e Hanushek e Woessmann (2008). A estimação robusta, contudo, não oferece evidência de que essa associação se difunda automaticamente aos municípios vizinhos. Assim, os benefícios educacionais identificados parecem depender principalmente das condições locais de oferta e aproveitamento da educação.

A urbanização apresentou efeitos direto, indireto e total negativos. Assim, maior proporção de população urbana no próprio município e nos municípios vizinhos está associada a menor IPM. No componente local, o resultado é compatível com a maior disponibilidade de infraestrutura, serviços de saúde e educação, redes de transporte e oportunidades de trabalho nas áreas urbanizadas. O componente indireto sugere que essas vantagens não ficam inteiramente limitadas às fronteiras municipais: centros urbanos podem funcionar como polos de emprego, comércio e prestação de serviços para localidades próximas, produzindo uma associação regional com menores privações (Ravallion et al., 2007; Glaeser, 2011). O coeficiente espacial, entretanto, não permite distinguir entre deslocamentos pendulares, compartilhamento de serviços, integração dos mercados ou outros mecanismos. Essas associações, portanto, não devem ser interpretadas como efeitos causais.

As dummies de bioma foram interpretadas em relação à Caatinga. A Amazônia não apresentou associações significativas. No Cerrado, o efeito direto foi negativo, mas o transbordamento positivo foi maior, produzindo efeito total positivo. Na Mata Atlântica, o efeito indireto foi negativo, enquanto

o total apresentou significância apenas marginal. Esses coeficientes representam contextos ambientais, produtivos e históricos amplos e não devem ser interpretados como efeitos ambientais puros. A heterogeneidade dos sinais sugere que as condições ambientais devem ser analisadas em conjunto com os padrões de ocupação, uso da terra e organização produtiva. No caso amazônico, Fearnside (1996) mostra que transformações no uso da terra estão associadas a processos econômicos e territoriais mais amplos, o que ajuda a explicar por que a simples localização no bioma não produz, neste estudo, uma diferença estatisticamente identificável em relação à Caatinga. Os sinais encontrados para Cerrado e Mata Atlântica devem, assim, ser entendidos como associações contextuais, e não como consequências automáticas das características naturais desses territórios.

4.3 Análise espacial do mecanismo associado à produção agrícola

O sinal local negativo do Gini motivou a investigação da produção agrícola como possível mecanismo associado. A análise não pressupõe causalidade: busca verificar se a relação estatística entre concentração fundiária e IPM é parcialmente transmitida pelo valor da produção, distinguindo o componente mediado local dos componentes mediados espaciais.

4.3.1 Mediação local

Tabela 3 - Caminhos e efeito mediado local

Componente	Estimativa	IC de 95%	p-valor
Gini → produção local	52.157,45	-	<0,001
Produção → IPM local	-0,000000111	-	<0,001
Efeito mediado local	-0,00582	[-0,00862; -0,00324]	0,002
Gini local remanescente	-0,02066	-	0,098

Fonte: Elaboração própria. Intervalos corrigidos por viés, obtidos por bootstrap espacial conjunto com 999 reestimações.

O Gini apresentou associação local positiva com o valor da produção, e a produção apresentou associação negativa com o IPM. O produto desses caminhos foi negativo e significativo, resultado compatível com a hipótese de que parte da associação local negativa entre concentração fundiária e pobreza pode estar relacionada à atividade produtiva. Em termos econômicos, municípios nos quais a desigualdade fundiária coincide com maior valor de produção podem apresentar emprego, circulação de renda, arrecadação ou infraestrutura associados à atividade agrícola. A variável de produção, contudo, é agregada e não informa como esses benefícios são distribuídos, nem permite concluir que a associação decorra necessariamente da presença de grandes propriedades.

Depois da inclusão do mediador, o efeito local remanescente do Gini deixou de ser significativo a 5%, reforçando a interpretação de mediação estatística local. Aplicando a medida definida na metodologia, $(-0,00582)/[(-0,00582) + (-0,02066)] = 0,2198$. Portanto, a produção agrícola corresponde a aproximadamente 22% da associação local reconstruída. O percentual descreve a decomposição dos coeficientes estimados e não significa que elevar a produção causaria uma redução equivalente da pobreza. Além da natureza observacional do estudo, razões entre efeitos podem ser instáveis quando a associação total reconstruída está próxima do limite de significância.

4.3.2 Efeito mediado espacial total

Tabela 4 - Decomposição do efeito mediado espacial

Componente	Estimativa	IC bootstrap de 95%	p-valor
Mediação local	-0,00582	[-0,00862; -0,00324]	0,002
Componente mediado espacial de primeira ordem	-0,00160	[-0,00820; 0,00428]	0,596
Componente mediado espacial de segunda ordem	0,00933	[0,00269; 0,02296]	0,012
Efeito mediado espacial total	0,00191	[-0,00718; 0,01518]	0,828

Fonte: Elaboração própria. Intervalos corrigidos por viés, obtidos por bootstrap espacial conjunto com 999 reestimações.

A decomposição mostra que os componentes mediados espaciais atuam em direções distintas. O componente mediado espacial de primeira ordem foi negativo, mas não significativo (-0,00160), enquanto o componente mediado espacial de segunda ordem foi positivo (0,00933). Somados ao efeito mediado local negativo (-0,00582), esses componentes produzem um efeito mediado espacial total pequeno e positivo (0,00191). A mudança de sinal evidencia que a propagação espacial não constitui simples extensão do mecanismo observado no próprio município: os caminhos negativos local e de primeira ordem são compensados pelo componente positivo de segunda ordem. Como o intervalo de confiança do efeito mediado espacial total inclui zero, não há evidência de que a produção transmita, de forma sistemática, a associação regional entre concentração fundiária e IPM. A significância isolada de um componente não é suficiente para caracterizar mediação espacial total.

Os resultados indicam que a produção agrícola funciona como mecanismo associado no interior do município, mas não explica o transbordamento regional positivo da concentração fundiária. Ganhos produtivos localizados podem, portanto, coexistir com custos distributivos espacialmente mais amplos. Essa distinção reforça a necessidade de políticas de desenvolvimento rural que considerem simultaneamente produtividade, acesso à terra e efeitos sobre os municípios vizinhos. Em síntese, a atividade agrícola ajuda a explicar a associação local negativa entre concentração fundiária e IPM, mas não neutraliza o transbordamento regional desfavorável. Essa diferença é consistente com a literatura sobre externalidades espaciais, segundo a qual efeitos produtivos observados em uma localidade podem coexistir com consequências distintas nas áreas vizinhas (Anselin, 2003; Nahas et al., 2019).

5 CONCLUSÃO

Sob a perspectiva da economia regional, o estudo examinou os determinantes da pobreza multidimensional nos municípios nordestinos, incorporando dependência espacial, heterocedasticidade e diferenças territoriais associadas aos biomas. O Moran global e os indicadores locais mostraram que o IPM não se distribui aleatoriamente: agrupamentos Alto-Alto aparecem principalmente em áreas interioranas, enquanto agrupamentos Baixo-Baixo se concentram com maior frequência nos espaços metropolitanos. Os municípios espacialmente discrepantes completam esse quadro ao revelar que condições locais distintas podem coexistir com vizinhanças de perfil oposto. A pobreza multidimensional deve, portanto, ser compreendida como fenômeno simultaneamente municipal e regional.

Os diagnósticos favoreceram o SDEM, e a reestimação por GMM heterocedástico forneceu a inferência principal. A concentração fundiária apresentou associação direta negativa apenas marginal, mas o componente indireto e o total foram positivos e significativos. A evidência mais estável é,

assim, de associação regional desfavorável: desigualdade fundiária mais elevada na vizinhança está associada a maior pobreza multidimensional no município. Eventuais benefícios produtivos localizados não se difundem necessariamente pelo território e podem coexistir com custos distributivos nos municípios próximos.

Os resultados também distinguem as escalas territoriais das demais associações. O IDEB apresentou componentes direto e total negativos, sem transbordamento estatisticamente significativo, indicando que a associação entre educação e menor IPM está concentrada sobretudo no próprio município. A urbanização, por sua vez, apresentou componentes direto, indireto e total negativos, resultado compatível com o papel regional dos centros urbanos na oferta de infraestrutura, serviços e oportunidades. As diferenças associadas aos biomas reforçam a heterogeneidade territorial do Nordeste, mas devem ser entendidas como associações contextuais ligadas à ocupação, ao uso da terra e à organização produtiva, e não como efeitos ambientais puros.

A análise da produção agrícola qualificou a hipótese produtiva. O efeito mediado local foi negativo e significativo, correspondendo, de forma exclusivamente descritiva, a aproximadamente 22% da associação local reconstruída entre Gini e IPM. Entretanto, os componentes mediados espaciais atuaram em direções opostas, e o efeito mediado espacial total não foi significativo. A produção ajuda a compreender parte do padrão observado no interior dos municípios, mas não explica o transbordamento regional positivo da desigualdade fundiária. O percentual mediado e os produtos de coeficientes não possuem interpretação causal.

Esses achados apontam para políticas articuladas em diferentes escalas. A melhoria da qualidade educacional depende diretamente da capacidade local, enquanto infraestrutura urbana, redes de serviços, transportes e mercados de trabalho exigem coordenação entre municípios. No desenvolvimento rural, o incentivo à produtividade deve ser acompanhado por instrumentos que ampliem o acesso aos recursos produtivos e distribuam seus benefícios, como crédito, assistência técnica e apoio a formas familiares e cooperativas de produção. Tais medidas constituem implicações compatíveis com os resultados, não efeitos de políticas identificados pelo modelo.

A interpretação permanece limitada pelo caráter transversal e observacional dos dados, pela utilização de variáveis referentes a anos próximos, mas não idênticos, pela possibilidade de fatores municipais não observados e pelo caráter agregado do valor da produção. Além disso, o Gini fundiário não identifica isoladamente o tamanho das propriedades nem a forma como os ganhos agrícolas são distribuídos. O GMM e o bootstrap fortalecem a inferência, mas não estabelecem causalidade nem eliminam toda endogeneidade. Pesquisas futuras podem utilizar dados mais recentes e em painel, acompanhar a evolução dos clusters, empregar instrumentos externos para a atividade agrícola, incorporar medidas mais detalhadas da estrutura fundiária e examinar a heterogeneidade espacial dos coeficientes.

REFERÊNCIAS

AKAIKE, H. A new look at the statistical model identification. *IEEE Transactions on Automatic Control*, v. 19, n. 6, p. 716-723, 1974. DOI: 10.1109/TAC.1974.1100705.

ALKIRE, S.; FOSTER, J. Counting and multidimensional poverty measurement. *Journal of Public Economics*, v. 95, n. 7-8, p. 476-487, 2011. DOI: 10.1016/j.jpubeco.2010.11.006.

ALKIRE, S.; FOSTER, J. Counting and multidimensional poverty measurement. Oxford Poverty & Human Development Initiative, 2009. Working Paper n. 32.

ALKIRE, S.; SANTOS, M. E. Acute multidimensional poverty: a new index for developing countries. Oxford Poverty & Human Development Initiative, 2010. Working Paper n. 38.

- ANSELIN, L. Spatial econometrics: methods and models. Dordrecht: Kluwer Academic Publishers, 1988.
- ANSELIN, L.; BERA, A. K.; FLORAX, R.; YOON, M. J. Simple diagnostic tests for spatial dependence. *Regional Science and Urban Economics*, v. 26, n. 1, p. 77-104, 1996. DOI: 10.1016/0166-0462(95)02111-6.
- ANSELIN, L. Spatial externalities, spatial multipliers, and spatial econometrics. *International Regional Science Review*, v. 26, n. 2, p. 153-166, 2003. DOI: 10.1177/0160017602250972.
- BARRO, R. J. Economic growth in a cross section of countries. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 106, n. 2, p. 407-443, 1991. DOI: 10.2307/2937943.
- BIRDSALL, N.; LONDOÑO, J. L. Asset inequality matters: an assessment of the World Bank's approach to poverty reduction. *American Economic Review*, v. 87, n. 2, p. 32-37, 1997.
- DAVIDSON, R.; FLACHAIRE, E. The wild bootstrap, tamed at last. *Journal of Econometrics*, v. 146, n. 1, p. 162-169, 2008. DOI: 10.1016/j.jeconom.2008.08.003.
- DEININGER, K.; SQUIRE, L. New ways of looking at old issues: inequality and growth. *Journal of Development Economics*, v. 57, n. 2, p. 259-287, 1998. DOI: 10.1016/S0304-3878(98)00099-6.
- ELHORST, J. P. Spatial econometrics: from cross-sectional data to spatial panels. Heidelberg: Springer, 2014. DOI: 10.1007/978-3-642-40340-8.
- FEARNSIDE, P. M. Amazonian deforestation and global warming: carbon stocks in vegetation replacing Brazil's Amazon forest. *Forest Ecology and Management*, v. 80, n. 1-3, p. 21-34, 1996. DOI: 10.1016/0378-1127(95)03647-4.
- FOTHERINGHAM, A. S.; BRUNSDON, C.; CHARLTON, M. Quantitative geography: perspectives on spatial data analysis. London: Sage, 2000.
- GETIS, A.; ORD, J. K. The analysis of spatial association by use of distance statistics. *Geographical Analysis*, v. 24, n. 3, p. 189-206, 1992. DOI: 10.1111/j.1538-4632.1992.tb00261.x.
- GLAESER, E. L. Triumph of the city: how our best invention makes us richer, smarter, greener, healthier, and happier. New York: Penguin Press, 2011.
- HANUSHEK, E. A.; WOESSMANN, L. The role of cognitive skills in economic development. *Journal of Economic Literature*, v. 46, n. 3, p. 607-668, 2008. DOI: 10.1257/jel.46.3.607.
- IBGE - INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. Produção Agrícola Municipal: tabela 5457 – Área plantada ou destinada à colheita, área colhida, quantidade produzida, rendimento médio e valor da produção das lavouras temporárias e permanentes. Rio de Janeiro: IBGE, 2010. Disponível em: <https://sidra.ibge.gov.br/tabela/5457>. Acesso em: 30 jul. 2026.
- IBGE - INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. Síntese de indicadores sociais: uma análise das condições de vida da população brasileira 2024. Rio de Janeiro: IBGE, 2024.
- KELEJIAN, H. H.; PRUCHA, I. R. Specification and estimation of spatial autoregressive models with autoregressive and heteroskedastic disturbances. *Journal of Econometrics*, v. 157, n. 1, p. 53-67, 2010. DOI: 10.1016/j.jeconom.2009.10.025.

LESAGE, J.; PACE, R. K. Introduction to spatial econometrics. Boca Raton: CRC Press, 2009.

MACKINNON, D. P.; LOCKWOOD, C. M.; WILLIAMS, J. Confidence limits for the indirect effect: distribution of the product and resampling methods. *Multivariate Behavioral Research*, v. 39, n. 1, p. 99-128, 2004. DOI: 10.1207/S15327906MBR3901_4.

NAHAS, M. M.; SIMÕES, R. F.; GOLGHER, A. B.; RIBEIRO, L. C. S. Especialização e diversificação produtiva: um modelo de painel espacial para a indústria extrativa mineral em Minas Gerais, 2000-2010. *Nova Economia*, v. 29, n. 1, p. 7-40, 2019. DOI: 10.1590/0103-6351/3244.

NUSSBAUM, M. Creating capabilities: the human development approach. Cambridge: Harvard University Press, 2011.

OVERBECK, G. E. et al. Brazil's neglected biome: the South Brazilian Campos. *Perspectives in Plant Ecology, Evolution and Systematics*, v. 9, n. 2, p. 101-116, 2007.

PRADO, Felipe Marques. *Análise espacial da pobreza multidimensional no Nordeste do Brasil*. 2024. Monografia (Bacharelado em Ciências Econômicas) — Universidade Estadual de Santa Cruz, Ilhéus, 2024.

RAIHER, A. P.; OLIVEIRA, R. A.; CARMO, A. S. S.; STEGE, A. L. Convergência da produtividade agropecuária do Sul do Brasil: uma análise espacial. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v. 54, n. 3, p. 517-536, 2016. DOI: 10.1590/1234-56781806-94790540307.

RAVALLION, M.; CHEN, S.; SANGRAULA, P. New evidence on the urbanization of global poverty. *Population and Development Review*, v. 33, n. 4, p. 667-701, 2007. DOI: 10.1111/j.1728-4457.2007.00193.x.

REY, S. J.; JANIKAS, M. V. STARS: space-time analysis of regional systems. *Geographical Analysis*, v. 38, n. 1, p. 67-86, 2006. DOI: 10.1111/j.0016-7363.2005.00675.x.

SEN, A. Desenvolvimento como liberdade. São Paulo: Companhia das Letras, 2010.