

Estado da publicação: O preprint foi publicado em outro meio.  
DOI do preprint publicado: <https://doi.org/10.1590/0103-6351/7363>

# O efeito de políticas públicas e de características locais sobre o desenvolvimento econômico: uma análise empírica baseada nos municípios de Minas Gerais

Chrystian Barizon Pinheiro, Vinícius de Azevedo Couto Firme

<https://doi.org/10.1590/0103-6351/7363>

Submetido em: 2022-12-23

Postado em: 2022-12-23 (versão 1)

(AAAA-MM-DD)

Artigo aprovado para publicação no volume 32, número 3, de 2022 da Revista Nova Economia. Artigo em fase final de editoração. O presente texto é uma versão preliminar do artigo aceito para publicação, disponibilizado na base SciELO *Preprints* em dezembro de 2022. DOI: <http://dx.doi.org/10.1590/0103-6351/7363>.

## **O efeito de políticas públicas e de características locais sobre o desenvolvimento econômico: uma análise empírica baseada nos municípios de Minas Gerais**

*The effect of public policies and local aspects on economic development: an empirical analysis based on the municipalities of Minas Gerais*

Chrystian Barizon Pinheiro<sup>(1)</sup>  
Vinícius de Azevedo Couto Firme<sup>(1)</sup>

<sup>(1)</sup> Universidade Federal de Juiz de Fora – *Campus Governador Valadares*

### **Resumo**

Esta pesquisa usou dados *cross-section*, centrados em 2016, para analisar o efeito da distribuição dos gastos públicos e de certas preferências econômicas, demográficas e políticas no desenvolvimento dos municípios de Minas Gerais (*i.e.*: Índice Mineiro de Responsabilidade Social – IMRS) e suas subdimensões (*i.e.*: educação, saúde, vulnerabilidade social, segurança, saneamento/habitação/meio ambiente e cultura/esporte/lazer). Para tanto, as variáveis foram selecionadas via *Extreme Bounds Analysis* – EBA e estimaram-se modelos econométricos-espaciais. Os resultados indicam que o desenvolvimento é típico de cidades menores, afastadas da capital (mais seguras), com maior proporção de idosos (menos sujeitos à criminalidade), menor fecundidade (traço de locais seguros e menos vulneráveis), boa autonomia tributária (atributo das áreas menos vulneráveis, com mais saneamento e cultura/lazer), menores gastos em educação e administração pública e maiores em habitação. Ademais, os resultados minimizam a importância do Estado (*i.e.*: prefeituras) e do perfil produtivo local no desenvolvimento e revelam externalidades negativas associadas à capital estadual.

**Palavras-chave:** desenvolvimento econômico; desigualdade regional; políticas públicas; modelos espaciais.

### **Abstract**

This research used cross-section data, from 2016, to analyze the effect of public spending distribution and some economic, demographic and political preferences on municipalities' development from Minas Gerais (*i.e.*: *Índice Mineiro de Responsabilidade Social* – IMRS) and their sub-dimensions (*i.e.*: education, health, social vulnerability, security, sanitation/housing/environment and culture/sport/leisure). Thus, the variables were selected by *Extreme Bounds Analysis* – EBA and econometric-spatial models were estimated. The results indicate that development is typical from smaller cities, far from the capital (safer), with higher elderly people proportion (less subject to crime), lower fertility (trait of safer and less vulnerable places), good tax autonomy (attribute of less vulnerable areas, with more sanitation and culture/leisure), lower spending on education and public administration and higher on housing. Furthermore, the results minimize the state (*i.e.*: municipal administration) and the local productive profile relevance on development and reveal negative externalities from the state capital.

**Keywords:** Economic development; Regional Inequality; Public policy; Spatial Models.

**JEL Codes:** O11; R11; R58; H3; C21.

Artigo aprovado para publicação no volume 32, número 3, de 2022 da Revista Nova Economia. Artigo em fase final de editoração. O presente texto é uma versão preliminar do artigo aceito para publicação, disponibilizado na base SciELO *Preprints* em dezembro de 2022. DOI: <http://dx.doi.org/10.1590/0103-6351/7363>.

## 1 Introdução

Embora as disparidades econômicas e a necessidade de retomada do crescimento, após a Segunda Guerra Mundial, tenham reacendido a questão do desenvolvimento econômico, o tema permanece controverso (Furtado, 2000; Jomo e Reinert, 2011). De um lado, os clássicos/neoclássicos tendem a assumir que o aumento da produção seria suficiente ao desenvolvimento e que a eficiência dos mercados reduziria, naturalmente, as disparidades. Já a vertente crítica/estruturalista alega que o desenvolvimento seria multifatorial (incluindo questões socioeconômicas, políticas, institucionais e estruturais) e que os mercados dificilmente reduziriam as desigualdades sem algum auxílio do Estado (Thirlwall; Pacheco-López, 2017; Cardoso, 2018).

Com base nesse desenvolvimento multifatorial, a Fundação João Pinheiro (FJP, 2020) criou o Índice Mineiro de Responsabilidade Social (IMRS), composto por 44 variáveis associadas às seguintes subdimensões: a) educação; b) saúde; c) vulnerabilidade social; d) segurança pública; e) saneamento, habitação e meio ambiente; f) cultura, esporte e lazer. Logo, valendo-se do IMRS, buscou-se verificar quais características locais poderiam acelerar/frear o desenvolvimento dos municípios de Minas Gerais e suas subdimensões. Para tanto, as variáveis explicativas, sugeridas pela literatura, foram previamente testadas via *Extreme Bounds Analysis* (EBA) (Levine; Renelt, 1992), e os modelos resultantes foram estimados com base em técnicas econométricas-espaciais (Almeida, 2012; Kelejian; Piras, 2017).

O foco em Minas Gerais justifica-se pela sua elevada heterogeneidade socioeconômica, que permite análises em localidades marcadamente distintas (Perobelli; Ferreira; Faria, 2007; Amaral, Lemos; Chein, 2007; Cardoso; Ribeiro, 2015), por possuir a maior concentração municipal do país (15,3% do total), favorecendo as propriedades assintóticas dos estimadores, e dispor de uma rica base de dados, com baixa incidência de *missing values* (Firme; Simão Filho, 2014, p. 683).

Entre as pesquisas voltadas para o desenvolvimento de Minas Gerais, nota-se o uso de técnicas exploratórias de agrupamento (Stefani *et al.*, 2014; Cardoso; Ribeiro, 2015) e de estimativas econométricas não espaciais (Faria *et al.*, 2011; Pereira; Pinto, 2012; Capobianco, 2012; Motta Filho *et al.*, 2019).<sup>1</sup> Contudo, nenhuma delas emprega

---

<sup>1</sup> Cardoso e Ribeiro (2015) optaram por criar um índice próprio, com informações semelhantes às das subdimensões do IMRS. Os demais autores valeram-se do próprio IMRS.

Artigo aprovado para publicação no volume 32, número 3, de 2022 da Revista Nova Economia. Artigo em fase final de editoração. O presente texto é uma versão preliminar do artigo aceito para publicação, disponibilizado na base SciELO *Preprints* em dezembro de 2022. DOI: <http://dx.doi.org/10.1590/0103-6351/7363>.

modelos econométricos-espaciais ao analisar os determinantes do IMRS e de suas subdimensões. Logo, acredita-se que a atual pesquisa traga, ao menos, duas contribuições à literatura: a) o controle da dependência espacial, que confere maior rigor estatístico e confiabilidade aos resultados (Almeida, 2012; Kelejian; Piras, 2017); b) a análise das subdimensões, que pode revelar particularidades do desenvolvimento que não seriam perceptíveis apenas com o índice global.

O - trabalho está organizado da seguinte forma: a próxima seção contém os possíveis determinantes do desenvolvimento e suas subdimensões. Logo após, encontram-se a metodologia e os dados utilizados. Os resultados, considerações finais e referências são apresentados em sequência.

## 2 Determinantes do desenvolvimento e suas subdimensões

A concepção multifatorial de desenvolvimento ganhou espaço após a conferência de Bretton Woods (1944), a criação da Organização das Nações Unidas (ONU), em 1945, e o estabelecimento da Comissão Econômica para a América Latina e o Caribe (CEPAL), em 1948 (Jomo; Reinert, 2011; Cardoso, 2018). Nesse cenário, proliferaram teorias desenvolvimentistas, que defendiam a industrialização custeada e/ou estimulada pelo Estado (Thirlwall; Pacheco-López, 2017). De modo geral, acredita-se que esse “desenvolvimento multifatorial” poderia ser mensurado (SEN, 2000) e dependeria de certas características e preferências locais. Entre estas, destacam-se:

a) **Gasto Público Municipal (GPM)**: a importância do Estado, na geração de riqueza e desenvolvimento, já havia sido destacada por Rosestein-Rodan (1943) e Nurkse (1952). Para Bogoni, Hein e Beuren (2011, p. 162), tanto o crescimento quanto o desenvolvimento econômico requerem efetiva participação do governo, a fim de garantir a industrialização, o crescimento adequado da população, a urbanização, a expansão da cultura e a distribuição de renda. Após a Constituição de 1988, houve um “intenso processo de descentralização política, administrativa e fiscal, buscando conferir aos municípios uma maior autonomia para a formulação e implementação de políticas públicas no âmbito local” (Barroso *et al.*, 2022, p. 2). Não à toa, a literatura nacional tem revelado que os gastos municipais em segurança, assistência/previdência social,

---

Artigo aprovado para publicação no volume 32, número 3, de 2022 da Revista Nova Economia. Artigo em fase final de editoração. O presente texto é uma versão preliminar do artigo aceito para publicação, disponibilizado na base SciELO *Preprints* em dezembro de 2022. DOI: <http://dx.doi.org/10.1590/0103-6351/7363>.

educação, saúde, habitação, transporte, infraestrutura e comunicação estimulariam o crescimento/desenvolvimento local (Dias, 2007; Bogoni, Hein, Beuren, 2011; Reis *et al.*, 2013; Sousa; Rosa; Ribeiro, 2019). Quanto à questão fiscal, Oliveira e Biondini (2013) sugerem que municípios desenvolvidos dependeriam menos de transferências e mais de impostos inerentes à própria atividade local. Já Lazarin *et al.* (2014) afirmam que o próprio endividamento municipal, se usado de forma sustentável, poderia estimular o desenvolvimento local.

b) **Perfil Político** (Pf. POL): para Prébisch (1949) e Furtado (2000), o desenvolvimento dependeria de questões históricas e culturais. Nesse sentido, considerou-se o efeito do engajamento político e do histórico de continuidade/alternância partidária nas últimas eleições no desenvolvimento local. Estudos indicam que maiores taxas de participação eleitoral poderiam melhorar a distribuição de renda (Mueller; Stratmann, 2003) e a eficiência da educação (Cavalcante, 2013), com reflexos positivos sobre o desenvolvimento. Segundo Pavarina (2003, p. 89), o engajamento eleitoral seria um importante indicador do capital social de um município (revelando o grau de civismo e o “interesse popular por questões coletivas”) e poderia impulsionar o desenvolvimento regional. Já Carvalho Neto (2012, p. 180) afirma que a alternância partidária, quando bem exercida, auxiliaria “na consolidação das práticas democráticas e, em maior grau, na celebração da vida com liberdade e na correlata captura daquela que é, ou deveria ser, uma legítima pretensão dos povos: a busca da plena felicidade”.

c) **Perfil Econômico** (Pf. ECO): a literatura sugere que o desenvolvimento decorreria dos encadeamentos produtivos (Hirschman, 1961) e que a industrialização poderia acelerá-lo (Rosestein-Rodan, 1943; Nurkse, 1952; Prébisch, 1949; Furtado, 2000). Logo, verificou-se o efeito do perfil produtivo local (*i.e.*: percentual oriundo da indústria, agropecuária, serviços e administração pública) sobre o desenvolvimento. Veríssimo e Saiani (2019, p. 905) afirmam que “a indústria tem papel importante sobre o crescimento nos municípios com menores níveis de renda. Porém, em municípios com níveis superiores de renda, a importância dos serviços como motor do crescimento é relativamente maior”. Já Dassow *et al.* (2010) sugerem que o crescimento seria maior nos principais centros agropecuários municipais. Dada a descrença de Nurkse (1952), quanto à capacidade privada em ofertar os recursos necessários ao investimento, incluíram-se a poupança e os empréstimos privados municipais. De modo geral, tem-se verificado uma relação positiva entre a oferta de crédito municipal e o crescimento econômico (Pires,

Artigo aprovado para publicação no volume 32, número 3, de 2022 da Revista Nova Economia. Artigo em fase final de editoração. O presente texto é uma versão preliminar do artigo aceito para publicação, disponibilizado na base SciELO *Preprints* em dezembro de 2022. DOI: <http://dx.doi.org/10.1590/0103-6351/7363>.

2005; Andrade, 2009; Otake, Sampaio; Silva, 2017; Monte, Aguiar; Souza, 2021). Ademais, como North (1990) afirmava que a hipótese de mercados perfeitos era aceitável apenas às economias desenvolvidas (Toyoshima, 1999, p. 100) e os mercados imperfeitos (oligopolizados) geram maior concentração de renda, o índice de GINI também foi considerado.<sup>2</sup>

d) **Perfil Demográfico** (Pf. DEM): segundo Lewis (1954), o excesso de mão de obra, frente ao estoque de capital, seria um entrave ao desenvolvimento. Dada a dificuldade em mensurar o estoque de capital municipal (Firme; Simão Filho, 2014, p. 687), apenas fatores demográficos, associados à oferta de trabalho (como as taxas de longevidade e natalidade, a relação entre idosos e jovens e a proporção da população urbana em relação à rural), foram considerados. Para Crenshaw *et al.* (1997), o crescimento populacional e/ou da natalidade seria prejudicial ao desenvolvimento, pois dificultaria que seus benefícios atingissem a crescente população. Como a relação “centro-periferia” pode favorecer os grandes centros (Prébisch, 1949), a densidade e o porte populacional também foram incluídos. Segundo Reis *et al.* (2013), um elevado grau de urbanização facilitaria o acesso/prestação dos serviços públicos. Os autores ainda afirmam que os desafios de governança, dos gestores públicos, cresceriam conforme o porte populacional da região. Ademais, estudos sugerem que a criminalidade aumentaria em locais com elevada proporção de jovens, densidade populacional e alta fecundidade (Hartung; Pessoa, 2007; Uchôa Menezes, 2012; Anjos-Júnior *et al.*, 2018). Por fim, Bhargava *et al.* (2001) sugerem que a expectativa de vida refletiria a saúde do trabalhador e teria efeitos positivos na atividade econômica.

Visando captar o transbordamento do principal “polo” de Minas Gerais (*i.e.*: Belo Horizonte) sobre as regiões mais próximas (Perroux, 1967; Hirschman; 1961), inclui-se a distância de cada município à capital estadual. Por fim, usaram-se as técnicas econométricas-espaciais (ver metodologia) para captar as externalidades regionais, sugeridas por Myrdal (1965) e Perroux (1967).

---

<sup>2</sup> Para Barro (2000), o efeito da desigualdade (GINI) sobre a atividade econômica é ambíguo. De um lado, a elevação das disparidades poderia frear o crescimento ao: a) inibir a poupança e o acesso ao crédito de uma maior parcela da população; b) estimular a criminalidade, motins e rupturas políticas; c) gerar a necessidade de mais programas assistenciais e seus respectivos impostos; d) incitar os mais ricos a atividades “não produtivas”, como o *lobby* e a corrupção, a fim de evitar políticas redistributivas. Alternativamente, a concentração de renda poderia estimular a economia ao viabilizar investimentos com elevado custo de entrada.

Artigo aprovado para publicação no volume 32, número 3, de 2022 da Revista Nova Economia. Artigo em fase final de editoração. O presente texto é uma versão preliminar do artigo aceito para publicação, disponibilizado na base SciELO *Preprints* em dezembro de 2022. DOI: <http://dx.doi.org/10.1590/0103-6351/7363>.

## 2.1 As subdimensões do desenvolvimento

Os benefícios do desenvolvimento sobre o bem-estar são notórios (Lowry, 1972). Todavia, melhorias nas subdimensões do IMRS (*proxy* do desenvolvimento) também trariam ganhos sociais específicos. Tais como:

a) **Educação e saúde:** melhorias nessas áreas incluiriam maior crescimento econômico (Mankiw; Romer; Weil, 1992; Bhargava *et al.*, 2001; Noronha *et al.* 2010; Firme; Simão Filho, 2014), reduções nas desigualdades (Neves Lima, 2019; Barros *et al.*, 2007) e na criminalidade, maior participação eleitoral (Moretti, 2003) e a predileção por regimes mais democráticos (Barro, 1999).

b) **Defesa/segurança pública:** embora a criminalidade seja fomentada pelo desemprego, desigualdade e falta de ensino (Soares, 2004), investimentos em defesa/segurança tenderiam a frear as ações delituosas, reduzindo a incerteza dos investidores (Goulas; Zervoyianni, 2013) e gerando estímulos à economia (Rocha; Giuberti, 2007).

c) **Vulnerabilidade social:** Abramovay *et al.* (2002) afirmam que este problema restringe as oportunidades dos indivíduos mais pobres, empurrando-os à criminalidade (principalmente os jovens). Aragão *et al.* (2012) alegam que os gastos com assistência/previdência social não apenas minimizariam a vulnerabilidade, mas também teriam elevada capacidade de estímulo econômico.

d) **Meio ambiente, saneamento e habitação:** para Heller (1998), locais com melhores níveis de saneamento (*i.e.*: acesso à água potável e serviços de esgoto, limpeza e drenagem urbana) seriam mais saudáveis e produtivos. A carência desses serviços aumentaria a mortalidade infantil (Isunju *et al.*, 2011) e inviabilizaria até mesmo os pequenos empreendimentos locais, perpetuando a pobreza (Srinivasu; Rao, 2013).

e) **Cultura, esporte e lazer:** além do bem-estar físico e psicológico, os investimentos nesses setores estimulam o crescimento econômico, principalmente em locais menos desenvolvidos (Min; Roh; Bak, 2016) e, no caso brasileiro, geram impactos acima da média sobre o emprego e o salário (David; Guilhoto, 2013; Ferreira Neto *et al.* 2018).

Artigo aprovado para publicação no volume 32, número 3, de 2022 da Revista Nova Economia. Artigo em fase final de editoração. O presente texto é uma versão preliminar do artigo aceito para publicação, disponibilizado na base SciELO *Preprints* em dezembro de 2022. DOI: <http://dx.doi.org/10.1590/0103-6351/7363>.

Nesta pesquisa, assumiu-se que os determinantes do desenvolvimento (IMRS) também poderiam afetar suas subdimensões. Assim, usou-se o procedimento EBA para selecionar as variáveis explicativas relevantes ao IMRS e suas subdimensões. Feito isso, estimaram-se modelos econométricos-espaciais a fim de minimizar possíveis vieses oriundos da dependência espacial.

### 3 Metodologia e base de dados

Diferentemente das abordagens clássicas, que adotam agentes atomísticos e independentes entre si, Anselin (2003) sugere que a interação entre indivíduos heterogêneos geraria externalidades espaciais que seriam fundamentais às análises econômicas. Para Gallo e Ertur (2003, p. 176),

There are a number of factors – trade between regions, technology and knowledge diffusion and more generally regional spillovers – that lead to geographically dependent regions. Because of spatial interactions between regions, geographical location is important in accounting for the economic performances of regions.

Empiricamente, Almeida (2012) e Kelejian e Piras (2017) ressaltam que ignorar esses efeitos espaciais poderia gerar estimativas enviesadas e/ou ineficientes. Logo, a abordagem econométrica-espacial, utilizada neste estudo, busca controlar esses fenômenos espaciais, aumentando o rigor estatístico associado aos resultados.

#### 3.1 O modelo econométrico-espacial

Visando avaliar os efeitos dos gastos públicos municipais (*GPM*) e dos perfis econômico (*Pf.ECO*), demográfico (*Pf.DEM*) e político (*Pf. POL*) sobre o desenvolvimento dos municípios de Minas Gerais (*IMRS*), usou-se a seguinte equação:

$$\begin{aligned}
 IMRS = & \beta_0 + \beta_1(dist.BH) + (GPM)\beta_2 + (Pf.POL)\beta_3 + (Pf.ECO)\beta_4 + \\
 & (Pf.DEM)\beta_5 + W(GPM)\beta_6 + W(Pf.POL)\beta_7 + W(Pf.ECO)\beta_8 + W(Pf.DEM)\beta_9 + \\
 & \rho W(IMRS) + \xi
 \end{aligned}
 \tag{1}$$

Sendo:  $\xi = \lambda W\xi + \varepsilon$ ;  $\varepsilon \sim (0, \sigma^2 I)$ .

Artigo aprovado para publicação no volume 32, número 3, de 2022 da Revista Nova Economia. Artigo em fase final de editoração. O presente texto é uma versão preliminar do artigo aceito para publicação, disponibilizado na base SciELO *Preprints* em dezembro de 2022. DOI: <http://dx.doi.org/10.1590/0103-6351/7363>.

Onde  $W$  é uma matriz de pesos espaciais.<sup>3</sup> Como o desenvolvimento de um município pode impulsionar o de seus vizinhos, e vice-versa (Myrdal, 1965), inclui-se a variável dependente defasada espacialmente [ $W(IMRS)$ ]. Ademais,  $\beta_0$  é a constante,  $\beta_1$  capta o “efeito polo”,  $\beta_2, \dots, \beta_5$  são vetores, com os coeficientes de impacto das variáveis selecionadas e  $\beta_6, \dots, \beta_9$  seus respectivos transbordamentos espaciais.  $\rho$  mede a autocorrelação espacial da variável dependente, enquanto  $\lambda$  capta a dependência espacial nos resíduos ( $W\xi$ ). Por fim,  $\varepsilon$  representa um resíduo bem-comportado.

A partir da Equação 1, têm-se os seguintes modelos espaciais (Almeida, 2012): a) *a-espacial* ( $\beta_0, \dots, \beta_5$ ); b) *Spatial Lag of X - SLX* ( $\beta_0, \dots, \beta_5$ ); c) *Spatial Auto-Regressive - SAR* ( $\beta_0, \dots, \beta_5, \rho$ ); d) *Spatial Error Model - SEM* ( $\beta_0, \dots, \beta_5, \lambda$ ); e) *Spatial Autoregressive Confused - SAC* ( $\beta_0, \dots, \beta_5, \rho, \lambda$ ); f) *Spatial Durbin Model - SDM* ( $\beta_0, \dots, \beta_9, \rho$ ); g) *Spatial Durbin Error Model - SDEM* ( $\beta_0, \dots, \beta_9, \lambda$ ); h) *General Spatial Model - GSM* ( $\beta_0, \dots, \beta_9, \rho, \lambda$ ).

Os modelos (a) e (b) podem ser estimados por MQO (Almeida, 2012). Porém, no SAR (c) e no SDM (f), a endogeneidade oriunda de  $W(IMRS)$  precisa ser corrigida via Mínimos Quadrados em dois estágios (MQ2E).<sup>4</sup> A dependência espacial nos resíduos, no SEM (d) e no SDEM (g) pode ser corrigida via Método Generalizado dos Momentos Espacial (MGME) (Kelejian; Prucha, 1999). Quanto ao SAC (e) e ao GSM (h), sugere-se o uso do MQ2E Espacial Generalizado, de Kelejian e Prucha (1998).

A fim de assegurar a validade das estatísticas t e F, usou-se o procedimento HAC (*Heteroskedastic Autocorrelation Consistent*) nas estimações por MQO e MQ2E e a técnica KP-HET no MGME e MQ2EE (Kelejian; Prucha, 2007; 2010), ambos disponíveis no *software GeodaSpace*. Como esta pesquisa contou com 853 observações, assumiu-se “que a normalidade dos estimadores de MQO ainda é aproximadamente verdadeira em amostras grandes, mesmo sem a normalidade dos erros” (Woldridge, 2010, p. 113). Ainda assim, ressalta-se que o MQ2E e o MGME prescindem da hipótese de normalidade residual (Kelejian; Piras, 2017). Quanto à adequação dos resíduos, usou-se os testes de

<sup>3</sup> Como LeSage e Pace (2014a) afirmam que os resultados econométricos-espaciais são pouco sensíveis à escolha de  $W$ , principalmente quando a escolha é entre matrizes de proximidade e/ou contiguidade, optou-se pela matriz de contiguidade rainha, que tem sido bastante utilizada em estudos da área (Leite; Magalhães, 2012; Silva, Borges; Parré, 2014; Brambilla *et al.*, 2017; Bastos *et al.*, 2019; Leão *et al.*, 2020).

<sup>4</sup> Os instrumentos recomendados para  $W(IMRS)$  incluem as variáveis explicativas com uma ou duas defasagens espaciais,  $WX$  e  $W^2X$ , respectivamente (Almeida, 2012; Kelejian; Piras, 2017).

Artigo aprovado para publicação no volume 32, número 3, de 2022 da Revista Nova Economia. Artigo em fase final de editoração. O presente texto é uma versão preliminar do artigo aceito para publicação, disponibilizado na base SciELO *Preprints* em dezembro de 2022. DOI: <http://dx.doi.org/10.1590/0103-6351/7363>.

*Jarque-Bera* (J.B.), onde  $H_0$ : distribuição normal, *Breusch-Pagan* (B.P.) e *Koenker-Bassett* (K.B.), ambos com  $H_0$ : homocedasticidade, e *I de Moran* (I.M.), cujo  $H_0$ : não há autocorrelação espacial residual ( $\lambda = 0$ ) (Almeida, 2012).

Visando aumentar a credibilidade dos resultados, as variáveis relevantes ao desenvolvimento (IMRS) e suas subdimensões foram pré-selecionadas via *Extreme Bounds Analysis* (EBA) (Levine; Renelt, 1992). Feito isso, estimaram-se modelos *a-espaciais* e incluíram-se controles espaciais nas variáveis explicativas ( $\beta_6, \dots, \beta_9 \neq 0$ ), na dependente ( $\rho \neq 0$ ) e nos resíduos ( $\lambda \neq 0$ ).

A técnica EBA, ao avaliar o coeficiente ( $\beta_r$ ) de uma variável explicativa qualquer ( $r$ ), frente a diferentes combinações das demais explicativas ( $S$ ), acaba reduzindo a chance de que os resultados variem conforme a especificação adotada (Hoover; Perez, 2004, p. 766). Formalmente, o teste consiste em realizar estimativas, por MQO, semelhantes à Equação 2:

$$y = a + F\beta_f + \beta_r r + S\beta_s + \varepsilon \quad (2)$$

onde:  $a$  é uma constante,  $r$  é a variável testada,  $F$  é um grupo fixo de regressores (nesta pesquisa, adotou-se  $F = \{\emptyset\}$ ) e  $S$  é um subconjunto de três variáveis, extraídas da matriz  $X_{n \times k^*}$ , que contém todas as  $k$  variáveis explicativas, exceto a constante e a variável testada (logo:  $k^* = k - 2$  e  $n = 853$  municípios). Assim, efetuam-se estimativas para todas as combinações de  $S$  (tomadas 3 a 3), o que resulta em  $\{k^*/[(k^* - 3)! 3!]\}$  regressões para cada variável  $r$  testada.

Para Levine e Renelt (1992),  $r$  será “robusta” se seu limites inferiores (menor  $\beta_r$  estimado menos 2 desvios padrão) e superior (maior  $\beta_r$  estimado mais 2 desvios padrão) forem significativos (a 5% de significância) e mantiverem o mesmo sinal. Todavia, como esse critério é bastante restritivo (Beugelsdijk *et al.*, 2004), considerou-se um nível de significância de 15% e apenas 1 desvio padrão nos cálculos. O referido teste foi disponibilizado no *software* STATA por Impávido (1998).

## 3.2 Base de dados

### a) Variáveis dependentes

Artigo aprovado para publicação no volume 32, número 3, de 2022 da Revista Nova Economia. Artigo em fase final de editoração. O presente texto é uma versão preliminar do artigo aceito para publicação, disponibilizado na base SciELO *Preprints* em dezembro de 2022. DOI: <http://dx.doi.org/10.1590/0103-6351/7363>.

- **IMRS e suas subdimensões:** usou-se o Índice Mineiro de Responsabilidade Social (IMRS), da FJP (2020), para medir o nível de desenvolvimento municipal.<sup>5</sup> Englobando 44 variáveis, esse índice é uma média ponderada de seis subdimensões: Educação (EDU), 20%; Saúde (SAU) (20%), Vulnerabilidade Social (VUL), 15%; Segurança Pública (SEG), 15%; Saneamento, Habitação e Meio ambiente (S.H.A.), 15%; e Cultura, Esporte e Lazer (C.E.L.), 15%. Assim como o IMRS, estas seis subdimensões também foram utilizadas como variáveis dependentes nesta pesquisa.<sup>6</sup> Todos os índices variam de 0 (pior) a 100 (melhor) e referem-se a 2016.

## b) Variáveis explicativas

- **GPM:** visando captar o efeito dos *gastos públicos municipais*, considerou-se o superávit municipal *per capita* (SUP) (IPEADATA, 2020)<sup>7</sup> e o percentual dos gastos destinado à saúde (G.SAU), educação (G.EDU), segurança (G.SEG), assistência social (G.SOC), administração pública (G.ADP), ciência/tecnologia (G.TEC), habitação (G.HAB) e infraestrutura (G.INF). As variáveis G.ADP e G.TEC são do IPEADATA (2020), e as demais da FJP (2020). Incluiu-se, ainda, o índice de desenvolvimento tributário e econômico (IDTE) (FJP, 2020). Em geral,  $75 < IDTE \leq 100$  indica alta capacidade de arrecadação e baixa dependência de transferências. O contrário é válido quando  $0 < IDTE \leq 25$  (Oliveira; Biondini, 2013, p. 43). Com exceção de G.TEC (que se refere a 2017), todas são médias entre 2000, 2008 e 2016. Como apenas 36 municípios possuem  $G.TEC > 0$ , essa variável foi convertida em uma *dummy*, cujo valor é 1 onde houve gasto e zero nos demais.
- **Pf.POL:** o *perfil político* considerou dados do Tribunal Superior Eleitoral (TSE) de 2020, referentes a 2000, 2004, 2008, 2012 e 2016. Nessa categoria, incluiu-se o comparecimento médio (%) nas eleições para prefeito (C.ELE), a média de vereadores para cada 100 mil habitantes (VER) e a alternância político-partidária

---

<sup>5</sup> Como a construção do IMRS não permite análises intertemporais (FJP, 2020), usaram-se dados *cross-section*, centrados em 2016, devido à maior oferta de informações nesse ano.

<sup>6</sup> Os componentes das subdimensões do IMRS encontram-se em: <<http://imrs.fjp.mg.gov.br/Home/IMRS>>. Acesso em: 10 junho de 2020.

<sup>7</sup> Os superávits correntes de 2000 e 2008 foram convertidos em R\$ de 2016 via IPCA (IPEADATA, 2020). Feito isso, calculou-se a média entre 2000, 2008 e 2016.

Artigo aprovado para publicação no volume 32, número 3, de 2022 da Revista Nova Economia. Artigo em fase final de editoração. O presente texto é uma versão preliminar do artigo aceito para publicação, disponibilizado na base SciELO *Preprints* em dezembro de 2022. DOI: <http://dx.doi.org/10.1590/0103-6351/7363>.

à prefeitura (PREF) nos anos mencionados. Sendo PREF uma variável categórica (*i.e.*: 0, 1, 2, 3, 4 e 5), onde zero indica a ausência de alternância partidária.

- **Pf.ECO:** o *perfil econômico* engloba o percentual do PIB (média entre 2002 e 2016), oriundo da Indústria (IND), agropecuária (AGRO), serviços (SERV) e administração pública (A.PUB), todos da FJP (2020). Ademais, incluiu-se a desigualdade de renda – GINI de 2010 (Atlas PNUD, 2020) e algumas preferências financeiras (ESTBAN, 2020), como o nível *per capita* de poupança (POUP) e de empréstimos (EMP.B) privados (média dos meses de dezembro de 2000, 2008 e 2016). Assim como SUP, os valores de 2000 e 2008, de ambas as variáveis, foram convertidos em R\$ de 2016.
- **Pf.DEM:** o *perfil demográfico* contém a taxa de fecundidade (FEC), a esperança de vida ao nascer (ESP) (Atlas PNUD, 2020), a relação entre jovens (menores de 18 anos) e idosos (ID.JO), a taxa de urbanização (UR.RU), a densidade demográfica (DEN.P) (FPJ, 2020) e o porte populacional (PORT) (IBGE, 2020). Com exceção de FEC e ESP, que têm 2010 como base, as demais são médias entre 2000, 2008 e 2016.
- **Efeito Polo:** refere-se à distância (em quilômetros) do município em relação à capital estadual, ou seja, a Belo Horizonte – (DT.BH) (IPEADATA, 2020).

## 4 Análise dos resultados

Para que os  $\beta$  estimados reflitam as elasticidades entre  $x$  e  $y$  (Wooldridge, 2010, p. 44) e visando reduzir os problemas de não normalidade (Pino, 2014, p. 28), as variáveis foram tomadas em logaritmo – exceto os gastos em tecnologia (G.TEC) e a alternância político-partidária à prefeitura (PREF), que são variáveis binária e categórica, respectivamente. Para tanto, a transformação *mín-máx* foi usada nos superávits (SUP), que podiam ser negativos.<sup>8</sup> Assim, após efetuar 2600 estimações para cada variável explicativa,<sup>9</sup> a técnica EBA permitiu identificar/excluir as não significativas ( $\diamond$ ) e aquelas com dubiedade de sinal ( $\clubsuit$ ), que seriam inadequadas à pesquisa (Tabela 1).

<sup>8</sup> Formalmente (OECD, 2008, p.30):  $SUP_{norm} = \left\{ \frac{[SUP - \min(SUP)]}{[\max(SUP) - \min(SUP)]} * 100 \right\}$ .

<sup>9</sup> Esta pesquisa contou com 27 variáveis explicativas. Logo, ao avaliar uma delas (Z), o conjunto restante (X) ficaria com 26 variáveis ( $N = 26$ ). Assim,  $\{26! / [(26 - 3)! 3!]\} = 2.600$  estimações.

Artigo aprovado para publicação no volume 32, número 3, de 2022 da Revista Nova Economia. Artigo em fase final de editoração. O presente texto é uma versão preliminar do artigo aceito para publicação, disponibilizado na base SciELO Preprints em dezembro de 2022. DOI: <http://dx.doi.org/10.1590/0103-6351/7363>.

**Tabela 1 Modelos irrestritos *a*-espaciais: baseados nos testes EBA**

	(a) IMRS	(b)	(c) EDU	(d) SAU	(e) SEG	(f) VUL	(g) S.H.A	(h) C.E.L.
SUP	♦	♦	♦	♦	0.101***	♦	♦	♦
G.SAU	0.011	0.012	0.028**	♦	♦	♦	♦	♦
G.EDUC	-0.041**	-0.048***	♦	♦	-0.062	-0.008	-0.201**	-0.117
G.SEG	♦	♦	♦	♦	♦	♦	♦	♦
G.SOC	♦	♦	♦	♦	♦	♦	♦	♦
G.ADP	-0.021**	-0.018**	♦	♦	♦	0.005	♦	-0.151**
G.TEC	♦	♦	♦	♦	♦	♦	♦	♦
G.HAB	0.010***	0.008***	♦	♦	♦	0.003	♦	0.028
G.INF	♦	♦	♦	♦	♦	♦	♦	♦
IDTE	0.036***	0.038***	-0.022*	♣	-0.050**	0.041***	0.146*	0.272***
C.ELE	0.064	0.084	0.069	0.252***	0.651***	♣	-0.438	♣
VER	♣	♣	♣	-0.058	♣	♣	-0.024	♣
PREF	♦	♦	♦	♦	♦	♦	♦	♦
IND	0.000	0.000	0.006	-0.003	-0.060***	0.002	0.091**	-0.043
AGRO	♣	♣	REF	REF	-0.038***	♣	REF	-0.004
SERV	♣	♣	0.050**	-0.056***	♣	♣	0.237*	♣
A.PUB	♣	♣	-0.036*	♣	♣	♣	-0.022	♣
GINI	♦	♦	-0.056**	-0.023	0.140	0.000	♦	0.256*
POUP	0.001	0.003	-0.005	♣	♣	♣	0.004	0.020
EMP.B	-0.001	-0.001	0.005	♣	♣	0.002**	0.008	0.009
JO.ID	-0.053***	-0.048***	0.054***	♦	-0.255***	♣	-0.195*	♣
FEC	-0.109***	-0.101***	-0.064***	♦	-0.303***	-0.030**	-0.006	-0.032**
ESP	0.460***	0.387***	0.248	♦	1.198**	0.337***	-0.365	1.097
URB	0.014	0.016	0.023	-0.050***	-0.052	0.031***	-0.038	0.106
DEN.P	0.003	0.002	-0.001	-0.003	-0.043***	0.007***	0.025	0.062**
PORT	0.012**	0.010**	0.015**	-0.062	♣	♣	♣	♣
DT.BH	0.013***	0.012***	♦	♦	0.116***	-0.002	-0.031	-0.018
D1_OUT	-	-0.212***	-	-	-	-	-	-
D2_OUT	-	0.418***	-	-	-	-	-	-
D3_OUT	-	-0.067*	-	-	-	-	-	-
CTE	1.854***	2.074***	2.711***	4.122***	-4.020**	2.540***	6.870	-2.468
<b>Testes de Normalidade (a), Homocedasticidade (b, c) e Autocorrelação Espacial dos Resíduos – ACS (d)</b>								
(a) J.B.	22.37***	0.394	388.29***	233.13***	1783.80***	67.17***	25052.82***	5719.95***
(b) K.B.	33.50***	200.28***	33.66***	15.72**	72.35***	13.54	20.74	25.71**
(c) B.P.	35.17***	191.48***	82.34***	29.55***	292.33***	22.11**	284.19***	176.44***
(d) I.M.	0.125***	0.121***	0.106***	0.087***	0.338***	0.025	0.026	0.109***
<b>Multiplicador de Lagrange Robusto – MLR: defasagem (<math>\rho</math>) e erro (<math>\lambda</math>) espacial</b>								
MLR( $\rho$ )	3.77*	4.30**	0.991	0.215	37.48***	0.457	0.231	0.003
MLR( $\lambda$ )	1.49	2.08	0.504	0.495	1.059	0.002	0.020	4.482**
<b>Qualidade das Estimativas</b>								
SC	-1975.9	-2099.35	-1869.18	-1539.90	-25.41	-2478.13	1379.51	1275.59
R <sup>2</sup> Ajust.	0.375	0.470	0.155	0.103	0.302	0.405	0.123	0.277

Notas: **i**)  $p$ -valor: \* $<0.10$ ; \*\* $<0.05$ ; \*\*\* $<0.01$ ; **ii**) ♦ não significativo no EBA; **iii**) ♣ alternância entre os sinais extremos do EBA; **iv**) MLR  $H_0$ : não há dependência espacial ( $\rho = \lambda = 0$ ); **v**) usou-se o método HAC em todas as estimativas; **vi**) células hachuradas indicam alternância entre os sinais significativos da estimativa irrestrita (*a*-espaciais) e restrita (EBA); **v**) REF: variável de referência (excluída).

Fonte: Elaboração própria com base nos softwares Geoda e GeodaSpace.

Entre as variáveis testadas, apenas a alternância partidária à prefeitura (PREF) e os gastos em segurança (G.SEG), assistência social (G.SOC), tecnologia (G.TEC) e

Artigo aprovado para publicação no volume 32, número 3, de 2022 da Revista Nova Economia. Artigo em fase final de editoração. O presente texto é uma versão preliminar do artigo aceito para publicação, disponibilizado na base SciELO *Preprints* em dezembro de 2022. DOI: <http://dx.doi.org/10.1590/0103-6351/7363>.

infraestrutura (G.INF) revelaram-se inadequados em todos os cenários (Tabela 1) e foram excluídos das estimativas subsequentes. Embora fosse possível inferir sobre os sinais estimados via EBA, essa técnica usa modelos restritos (com apenas quatro variáveis explicativas e a constante) e sem os devidos controles espaciais. Desse modo, reportaram-se apenas os coeficientes dos modelos *a-espaciais* irrestritos (Tabela 1), com transbordamentos espaciais – SLX (Tabela 2) e controles para a dependência espacial na variável dependente – SDM e/ou nos resíduos – SDEM/GSM (Tabela 3), excluindo-se as variáveis “inadequadas” no teste EBA (assinaladas por ♦ e ♣) das referidas estimações.<sup>10</sup>

Os modelos *a-espaciais* mostraram razoável capacidade explicativa ( $R^2 \cong 0.38$ ) sobre o desenvolvimento (IMRS), com menor índice na subdimensão da saúde, SAU ( $R^2 \cong 0.10$ ) e maior na vulnerabilidade, VUL ( $R^2 \cong 0.41$ ). Embora os testes *Koenker-Bassett* (K.B.) e *I de Moran* (I.M.) indiquem que apenas os modelos (f) e (g) seriam homocedásticos e livres de dependência espacial, a técnica HAC garante a validade das inferências (Tabela 1). A não normalidade residual do modelo (a), detectada via *Jarque-Bera* (J.B.), foi controlada no modelo (b), via inclusão de *dummies* para os resíduos discrepantes (Firme; Simão Filho, 2014, p. 697). Como não houve alteração relevante de significância e/ou sinal, aceitou-se o pressuposto de *normalidade assintótica* nos demais casos.

Entre as variáveis significativas (Tabela 1), apenas o transbordamento associado a Belo Horizonte, DT.BH (no caso do IMRS) e os impactos do IDTE (na subdimensão da Educação, EDU) e da participação agropecuária na produção, AGRO, (na Segurança, SEG) apresentaram alteração de sinal em relação ao teste EBA. Portanto, os demais sinais parecem confiáveis. Ainda assim, essas estimativas, ao desconsiderarem os transbordamentos espaciais, podem conter viés (Almeida, 2012).

A inclusão dos transbordamentos (Tabela 2) reduziu os critérios SC (em relação à Tabela 1) e revelou a existência de transbordamentos significativos em todos os modelos. Contudo, o Multiplicador de Lagrange Robusto (MLR) sugere que apenas os modelos (d: SAU) e (f: VUL) estariam livres de dependência espacial nos resíduos ( $\lambda = 0$ ) e na variável dependente ( $\rho = 0$ ).

---

<sup>10</sup> Nos casos em que IND, AGRO e SERV foram relevantes (*i.e.*: EDU, SAU e S.H.A), adotou-se AGRO como referência (REF), pois o somatório dessas variáveis seria perfeitamente linear à constante (CTE).

Artigo aprovado para publicação no volume 32, número 3, de 2022 da Revista Nova Economia. Artigo em fase final de editoração. O presente texto é uma versão preliminar do artigo aceito para publicação, disponibilizado na base SciELO Preprints em dezembro de 2022. DOI: <http://dx.doi.org/10.1590/0103-6351/7363>.

Tabela 2 Modelos irrestritos com transbordamentos espaciais (SLX)

	(a) IMRS	(b)	(c) EDU	(d) SAU	(e) SEG	(f) VUL	(g) S.H.A	(h) C.E.L.
SUP	♦	♦	♦	♦	0.070***	♦	♦	♦
G.SAU	NST1	NST1	0.016	♦	♦	♦	♦	♦
G.EDUC	-0.042**	-0.051***	♦	♦	NST1	NST1	-0.242***	NST1
G.ADP	-0.005	-0.005	♦	♦	♦	NST1	♦	-0.110*
G.HAB	0.009***	0.007**	♦	♦	♦	NST1	♦	NST1
IDTE	0.031***	0.040***	-0.022*	♣	-0.063**	0.043***	0.291***	0.414***
C.ELE	NST1	NST1	NST1	0.486***	0.231	♣	NST1	♣
VER	♣	♣	♣	NST1	♣	♣	NST1	♣
IND	NST1	NST1	NST1	NST1	-0.067***	NST1	0.072*	NST1
AGRO	♣	♣	REF	REF	-0.052***	♣	REF	NST1
SERV	♣	♣	0.072***	-0.041**	♣	♣	0.294***	♣
A.PUB	♣	♣	-0.071***	♣	♣	♣	NST1	♣
GINI	♦	♦	-0.046*	NST1	NST1	NST1	♦	0.327**
POUP	NST1	NST1	NST1	♣	♣	♣	NST1	NST1
EMP.B	NST1	NST1	NST1	♣	♣	0.001*	NST1	NST1
JO.ID	-0.031*	-0.031**	0.017	♦	-0.145**	♣	-0.100	♣
FEC	-0.072***	-0.074***	-0.042*	♦	-0.182***	-0.032**	NST1	-0.332**
ESP	0.309**	0.309**	NST1	♦	0.746*	0.265**	NST1	NST1
URB	NST1	NST1	NST1	-0.068***	NST1	0.018*	NST1	NST1
DEN.P	NST1	NST1	NST1	NST1	-0.042*	0.015***	NST1	0.098***
PORT	0.022***	0.017***	0.014***	NST1	♣	♣	♣	♣
DT.BH	0.016***	0.014***	♦	♦	0.102***	NST1	NST1	NST1
WSUP	♦	♦	♦	♦	0.278*	♦	♦	♦
WG.SAU	NST1	NST1	0.076***	♦	♦	♦	♦	♦
WG.EDUC	-0.025	-0.009	♦	♦	NST1	NST1	0.061	NST1
WG.ADP	-0.089***	-0.070***	♦	♦	♦	NST1	♦	-0.278**
WG.HAB	0.002	0.005	♦	♦	♦	NST1	♦	NST1
WIDTE	0.025*	0.010	0.042*	♣	0.010	-0.014	-0.264***	-0.082
WC.ELE	NST1	NST1	NST1	-0.288***	0.081	♣	NST1	♣
WVER	♣	♣	♣	NST1	♣	♣	NST1	♣
WIND	NST1	NST1	NST1	NST1	-0.035	NST1	0.189***	NST1
WAGRO	♣	♣	REF	REF	0.021	♣	REF	NST1
WSERV	♣	♣	-0.074	-0.057*	♣	♣	0.004	♣
WA.PUB	♣	♣	0.077**	♣	♣	♣	NST1	♣
WGINI	♦	♦	-0.181***	NST1	NST1	NST1	♦	-0.265
WPOUP	NST1	NST1	NST1	♣	♣	♣	NST1	NST1
WEMP.B	NST1	NST1	NST1	♣	♣	0.003*	NST1	NST1
WJO.ID	-0.002	-0.013	0.058**	♦	-0.126	♣	-0.026	♣
WFEC	-0.121***	-0.088***	-0.038	♦	-0.357**	-0.024	NST1	-0.343
WESP	0.409	0.388	NST1	♦	2.286**	0.191	NST1	NST1
WURB	NST1	NST1	NST1	-0.028	NST1	0.040*	NST1	NST1
WDEN.P	NST1	NST1	NST1	NST1	-0.034	-0.013***	NST1	-0.054
WPORT	-0.036***	-0.025***	-0.007	NST1	♣	♣	♣	♣
WDT.BH	NR	NR	NR	NR	NR	NR	NR	NR
D1_OUT	-	-0.195***	-	-	-	-	-	-
D2_OUT	-	0.383***	-	-	-	-	-	-
D3_OUT	-	-0.060*	-	-	-	-	-	-
CTE	1.422	1.453	4.608***	4.220***	-10.862**	1.952**	2.555**	3.799**
<b>Testes de Normalidade (a), Homocedasticidade (b, c) e Autocorrelação Espacial dos Resíduos – ACS (d)</b>								
(a) J.B.	17.19***	0.096	414.35***	198.31***	1978.39***	40.21***	24969.43***	5357.78***
(b) K.B.	43.93***	193.41***	34.94***	5.42	81.21***	14.67	13.85	17.60*
(c) B.P.	43.39***	188.62***	88.42***	9.84	346.90***	21.87**	189.38***	117.09***
(d) I.M.	0.088***	0.093***	0.084***	0.087***	0.320***	0.026	0.021	0.107***
<b>Multiplicador de Lagrange Robusto: Defasagem (<math>\rho</math>) e Erro (<math>\lambda</math>) espacial</b>								
MLR( $\rho$ )	24.27***	12.41***	6.79***	1.45	23.87***	0.22	2.74*	12.92***
MLR( $\lambda$ )	17.18***	4.17**	4.14**	0.867	4.03**	0.34	2.49	10.24***
<b>Qualidade das Estimativas</b>								
SC	-2026.5	-2130.7	-1894.99	-1548.12	-28.73	-2492.85	1346.16	1270.81
R <sup>2</sup> Ajust.	0.416	0.493	0.185	0.099	0.332	0.415	0.128	0.262

Notas: i)  $p$ -valor: \* < 0.10; \*\* < 0.05; \*\*\* < 0.01; ii) ♦ não significativo EBA; iii) ♣ alternância de sinais EBA; iv) NST1: não significativa Tab.1; v) MLR  $H_0: \rho = \lambda = 0$ ; vi) estimações  $c/HAC$ ; v) REF: referência.

Artigo aprovado para publicação no volume 32, número 3, de 2022 da Revista Nova Economia. Artigo em fase final de editoração. O presente texto é uma versão preliminar do artigo aceito para publicação, disponibilizado na base SciELO *Preprints* em dezembro de 2022. DOI: <http://dx.doi.org/10.1590/0103-6351/7363>.

---

Fonte: Elaboração própria com base no *software* GeodaSpace.

Visando controlar a dependência espacial remanescente, estimaram-se modelos SDM [quando  $MLR(\rho) > MLR(\lambda)$ ], SDEM [se  $MLR(\rho) < MLR(\lambda)$ ] e GSM, que inclui a possibilidade de  $\rho \neq 0$  e  $\lambda \neq 0$  (Tabela 3). Os resultados indicam que o GSM é o mais indicado para o desenvolvimento (IMRS). Para as subdimensões da educação (EDU), segurança (SEG) e saneamento, habitação e meio ambiente (S.H.A.), recomenda-se o SDM. Já a cultura, esporte e lazer (C.E.L.) seria melhor explicada via SDEM. Para os demais casos (SAU e VUL) sugere-se o SLX da Tabela 2.<sup>11</sup>

As estimativas do GSM (Tabela 3) indicam que os municípios mais desenvolvidos (IMRS) teriam populações mais envelhecidas (JO.ID), com menor fecundidade (FEC), alta arrecadação própria (IDTE) e estariam mais afastados da capital (DT.BH). Ademais, gastariam mais com habitação (G.HAB), menos com educação (G.EDUC) e teriam vizinhos que destinariam menos recursos à máquina pública (WG.ADP). Como  $(\beta_{PORT} + \beta_{WPORT}) < 0$ , pode-se inferir que o crescimento populacional seria nocivo ao desenvolvimento.

A *educação* – EDU (*i.e.*: maior cobertura e qualidade de ensino, grau de escolaridade e docentes *per capita*) revelou-se superior em áreas populosas (PORT), voltadas ao setor de serviços (SERV), com alta proporção de jovens (WJO.ID), pouca dependência do setor público [ $\beta_{A.PUB} + \beta_{WA.PUB} < 0$ ], baixa desigualdade (WGINI) e ênfase de gastos na saúde (WG.SAU) (Tabela 3). Essa associação positiva entre saúde e educação já havia sido identificada por Noronha *et al.* (2010) e sugere que indivíduos mais saudáveis seriam estudantes melhores.

Os melhores indicadores de *saúde* – SAU (*i.e.*: menores taxas de mortalidade e maior cobertura de atendimento) estariam em localidades pouco dependentes do setor de serviços [ $(\beta_{SERV} + \beta_{WSERV}) < 0$ ], cuja população é engajada politicamente [ $(\beta_{C.ELE} + \beta_{WC.ELE}) > 0$ ] e menos concentrada em áreas urbanas (URB) (Tabela 2). Para Gouveia (1999), a deterioração e pobreza das áreas urbanas tem alterado a ideia de que tais locais teriam melhores condições de saúde.

---

<sup>11</sup> No SLX, o efeito total de qualquer variável  $x$  é a soma do seu efeito inicial ( $\beta_1 x$ ) mais o transbordamento ( $\beta_2 Wx$ ). Já no SDM e GSM, deve-se ponderar o efeito direto (*i.e.*:  $\beta_1 x + \beta_2 Wx$ ) pelo efeito multiplicador gerado por  $\rho \neq 0$  (Lesage; Pace, 2014b; Golgher; Voss, 2016).

Artigo aprovado para publicação no volume 32, número 3, de 2022 da Revista Nova Economia. Artigo em fase final de editoração. O presente texto é uma versão preliminar do artigo aceito para publicação, disponibilizado na base SciELO Preprints em dezembro de 2022. DOI: <http://dx.doi.org/10.1590/0103-6351/7363>.

**Tabela 3 Modelos irrestritos com todos os controles espaciais (SDM, SDEM e GSM)**

	IMRS		EDU		SAU (vii)		SEG		VUL (vii)		S.H.A		C.E.L. (viii)	
	SDM	GSM	SDM	GSM	SDM	GSM	SDM	GSM	SDEM	GSM	SDM	GSM	SDEM	GSM
SUP	♦	♦	♦	♦	♦	♦	0.027	0.029	♦	♦	♦	♦	♦	♦
G.SAU	NST1	NST1	NST2	NST2	♦	♦	♦	♦	♦	♦	♦	♦	♦	♦
G.EDUC	-0.038**	-0.035**	♦	♦	♦	♦	NST1	NST1	NST1	NST1	-0.280***	-0.199**	NST1	NST1
G.ADP	NST2	NST2	♦	♦	♦	♦	♦	♦	NST1	NST1	♦	♦	-0.138**	-0.132**
G.HAB	0.008**	0.007**	♦	♦	♦	♦	♦	♦	NST1	NST1	♦	♦	NST1	NST1
IDTE	0.026***	0.026**	-0.018	-0.015	♣	♣	-0.056**	-0.052**	0.040***	0.041**	0.310***	0.324***	0.391***	0.402***
C.ELE	NST1	NST1	NST1	NST1	0.516***	0.295***	NST2	NST2	♣	♣	NST1	NST1	♣	♣
VER	♣	♣	♣	♣	NST1	NST1	♣	♣	♣	♣	NST1	NST1	♣	♣
IND	NST1	NST1	NST1	NST1	NST1	NST1	-0.048**	-0.050**	NST1	NST1	0.058	0.046	NST1	NST1
AGRO	♣	♣	REF	REF	REF	REF	-0.036**	-0.036**	♣	♣	REF	REF	NST1	NST1
SERV	♣	♣	0.069**	0.064**	-0.045**	-0.007	♣	♣	♣	♣	0.309***	0.261***	♣	♣
A.PUB	♣	♣	-0.072**	-0.069**	♣	♣	♣	♣	♣	♣	NST1	NST1	♣	♣
GINI	♦	♦	-0.029	-0.025	NST1	NST1	NST1	NST1	NST1	NST1	♦	♦	0.391***	0.328**
POUP	NST1	NST1	NST1	NST1	♣	♣	♣	♣	♣	♣	NST1	NST1	NST1	NST1
EMP.B	NST1	NST1	NST1	NST1	♣	♣	♣	♣	0.001*	0.001*	NST1	NST1	NST1	NST1
JO.ID	-0.026**	-0.018*	NST2	NST2	♦	♦	-0.135**	-0.133**	♣	♣	NST2	NST2	♣	♣
FEC	-0.067***	-0.075***	-0.037*	-0.040*	♦	♦	-0.158**	-0.166**	-0.043**	-0.044*	NST1	NST1	-0.435***	-0.432***
ESP	0.222*	0.129	NST1	NST1	♦	♦	0.608	0.357	0.305***	0.328**	NST1	NST1	NST1	NST1
URB	NST1	NST1	NST1	NST1	-0.063**	-0.147**	NST1	NST1	0.019*	0.018*	NST1	NST1	NST1	NST1
DEN.P	NST1	NST1	NST1	NST1	NST1	NST1	-0.040**	-0.041**	0.015**	0.015**	NST1	NST1	0.084***	0.088***
PORT	0.027***	0.027***	0.014**	0.013**	NST1	NST1	♣	♣	♣	♣	♣	♣	♣	♣
DT.BH	0.008*	0.006*	♦	♦	♦	♦	0.038*	0.039*	NST1	NST1	NST2	NST2	NST1	NST1
WSUP	♦	♦	♦	♦	♦	♦	0.078	0.093	♦	♦	♦	♦	♦	♦
WG.SAU	NST1	NST1	0.052**	0.055**	♦	♦	♦	♦	♦	♦	♦	♦	♦	♦
WG.EDUC	NST2	NST2	♦	♦	♦	♦	NST1	NST1	NST1	NST1	NST2	NST2	NST1	NST1
WG.ADP	-0.052***	-0.045***	♦	♦	♦	♦	♦	♦	NST1	NST1	♦	♦	-0.213*	-0.229*
WG.HAB	NST2	NST2	♦	♦	♦	♦	♦	♦	NST1	NST1	♦	♦	NST1	NST1
WIDTE	-0.001	-0.004	0.007	0.006	♣	♣	NST2	NST2	NST2	NST2	-0.305***	-0.288***	NST2	NST2
WC.ELE	NST1	NST1	NST1	NST1	-0.423**	-0.200	NST2	NST2	♣	♣	NST1	NST1	♣	♣
WVER	♣	♣	♣	♣	NST1	NST1	♣	♣	♣	♣	NST1	NST1	♣	♣
WIND	NST1	NST1	NST1	NST1	NST1	NST1	NTS4	NTS4	NST1	NST1	0.090	-0.009	NST1	NST1
WAGRO	♣	♣	REF	REF	REF	REF	NST2	NST2	♣	♣	REF	REF	NST1	NST1
WSERV	♣	♣	NST2	NST2	-0.019	-0.218**	♣	♣	♣	♣	NST2	NST2	♣	♣
WA.PUB	♣	♣	0.033*	0.032*	♣	♣	♣	♣	♣	♣	NST1	NST1	♣	♣
WGINI	♦	♦	-0.166**	-0.162**	NST1	NST1	NST1	NST1	NST1	NST1	♦	♦	NST2	NST2
WPOUP	NST1	NST1	NST1	NST1	♣	♣	♣	♣	♣	♣	NST1	NST1	NST1	NST1
WEMP.B	NST1	NST1	NST1	NST1	♣	♣	♣	♣	0.002	0.002	NST1	NST1	NST1	NST1
WJO.ID	NST2	NST2	0.048**	0.051**	♦	♦	NST2	NST2	♣	♣	NST2	NST2	♣	♣
WFEC	0.005	0.022	NST2	NST2	♦	♦	-0.001	-0.000	NST2	NST2	NST1	NST1	NST2	NST2
WESP	NST2	NST2	NST1	NST1	♦	♦	1.530**	1.894	NST2	NST2	NST1	NST1	NST1	NST1
WURB	NST1	NST1	NST1	NST1	NST2	NST2	NST1	NST1	0.041**	0.046*	NST1	NST1	NST1	NST1
WDEN.P	NST1	NST1	NST1	NST1	NST1	NST1	NST2	NST2	-0.012**	-0.011**	NST1	NST1	NST2	NST2
WPORT	-0.033***	-0.036***	NST2	NST2	NST1	NST1	♣	♣	♣	♣	♣	♣	♣	♣
WDT.BH	NR	NR	NR	NR	NR	NR	NR	NR	NR	NR	NR	NR	NR	NR
$\rho$	0.616***	0.705***	0.349**	0.357**	0.452	-1.787	0.627***	0.620**	-	-0.077	0.564*	0.914***	-	-0.107
$\lambda$	-	-0.906***	-	-0.155	-	1.000***	-	-0.148	0.075	0.107	-	-0.984***	0.305***	0.366***
CTE	0.851	0.861	3.099**	3.198**	2.463*	11.288**	-7.517**	-8.062*	2.559**	2.760**	0.873	-0.340	1.935***	2.560**
<b>Dependência Espacial dos Resíduos (A.K.) e Qualidade das Estimativas (R<sup>2</sup>)</b>														
A.K.	8.94***	-	6.600	-	0.591	-	0.530	-	-	-	2.025	-	-	-
R <sup>2</sup> Aj. Esp.	0.437	0.440	0.187	0.188	0.106	NR	0.347	0.350	0.421	0.421	0.131	0.081	0.263	0.265

Notas: **i)**  $p$ -valor: \* < 0.10; \*\* < 0.05; \*\*\* < 0.01; **ii)** ♦ não significativo EBA; **iii)** ♣ alternância de sinais EBA; **iv)** não significativa Tab.1 (NST1) ou Tab.2 (NST2); **v)** A.K. = MLR( $\lambda$ ), de Anselin-Kelejian (1997), para o resíduo do MQ2E; **vi)** em todos os casos usou-se o HAC ou KP-HET; **vii)** preteridos em relação ao SLX (Tab. 2); **viii)** como  $\rho$  não foi significativo no SDM do C.E.L. e seu teste A.K. = 5.488\*\*, reportou-se o SDEM; **ix)** REF: referência.

Fonte: Elaboração própria com base no software GeodaSpace.

Artigo aprovado para publicação no volume 32, número 3, de 2022 da Revista Nova Economia. Artigo em fase final de editoração. O presente texto é uma versão preliminar do artigo aceito para publicação, disponibilizado na base SciELO *Preprints* em dezembro de 2022. DOI: <http://dx.doi.org/10.1590/0103-6351/7363>.

A *segurança* – SEG (*i.e.*: menores taxas de homicídios e crimes violentos) revelou-se maior em locais voltados ao setor de serviços (IND e AGRO negativos), afastados da capital (DT.BH), com menor concentração populacional (DEN.P), poucos jovens (JO.ID), baixa fecundidade (FEC), alta expectativa de vida (WESP) e menores níveis de arrecadação tributária (IDTE) (Tabela 3). O efeito negativo da proporção de jovens, da densidade populacional e da alta fecundidade sobre a segurança encontra respaldo em Hartung e Pessoa (2007), Uchôa e Menezes (2012) e Anjos-Júnior *et al.* (2018).

A *vulnerabilidade social* – VUL (*i.e.*: locais com menos pobreza e dependentes de auxílios e mais entidades sociais) apresenta-se menor em concentrações urbanas [ $(\beta_{DEN.P} + \beta_{WDEN.P}) > 0$  e  $(\beta_{URB} + \beta_{WURB}) > 0$ ], que possuem alta capacidade de arrecadação (IDTE), baixa fecundidade (FEC), elevada expectativa de vida (ESP) e indivíduos com maior capacidade de tomar empréstimos [ $(\beta_{EMP.B} + \beta_{WEMP.B}) > 0$ ] (Tabela 2). Portanto, a concentração populacional, em áreas urbanas, somada a uma oferta menos restrita de crédito bancário, poderia minimizar a vulnerabilidade social.

Os locais com melhores níveis de *saneamento, habitação e meio ambiente* – S.H.A. (*i.e.*: com políticas voltadas à área e bons serviços de água, lixo e esgoto) parecem gastar proporcionalmente menos em educação (G.EDUC), concentram-se no setor de serviços (SERV) e possuem boa autonomia tributária [ $(\beta_{IDTE} + \beta_{WIDTE}) > 0$ ] (Tabela 3). Destaca-se que, segundo Cardoso e Ribeiro (2015), essa subdimensão seria uma das menos problemáticas em Minas Gerais.

Os locais mais privilegiados, em termos de *cultura, esporte e lazer* – C.E.L. (*i.e.*: com mais bibliotecas, grupos artísticos, patrimônio cultural e políticas de estímulo ao esporte), possuem características de grandes centros, com alta densidade populacional (DEN.P), boa capacidade de arrecadação (IDTE) e certa desigualdade (GINI). Ademais, gastariam menos com a administração pública [ $(\beta_{G.ADP} + \beta_{WG.ADP}) < 0$ ] e possuiriam baixa fecundidade (FEC). A FGV (2015) já havia indicado que os gastos em C.E.L. estariam restritos aos grandes centros e seriam quase ignorados nas cidades de menor porte. Não à toa, Cardoso e Ribeiro (2015, p. 370) verificaram que o “acesso ao lazer e cultura (...) mostraram-se precários na maior parte do território de Minas Gerais”.

## 5 Considerações finais

Artigo aprovado para publicação no volume 32, número 3, de 2022 da Revista Nova Economia. Artigo em fase final de editoração. O presente texto é uma versão preliminar do artigo aceito para publicação, disponibilizado na base SciELO *Preprints* em dezembro de 2022. DOI: <http://dx.doi.org/10.1590/0103-6351/7363>.

Esta pesquisa usou dados *cross-section*, centrados em 2016, para analisar o efeito da distribuição dos gastos públicos e de certas preferências econômicas, demográficas e políticas sobre o desenvolvimento dos municípios de Minas Gerais (medido via Índice Mineiro de Responsabilidade Social – IMRS) e suas subdimensões (*i.e.*: educação, saúde, vulnerabilidade social, segurança, saneamento/habitação/meio ambiente e cultura/esporte/lazer). Para tanto, as variáveis explicativas foram previamente selecionadas via *Extreme Bounds Analysis* – EBA, e os modelos resultantes estimados com base em técnicas econométricas-espaciais.

Conforme esperado, a análise das subdimensões do desenvolvimento revelou possíveis canais de transmissão que não seriam perceptíveis ao considerar apenas o índice global. Por exemplo, verificou-se que tanto o *desenvolvimento geral* quanto a *segurança* (subdimensão) aumentariam em locais afastados da capital. Portanto, é provável que essa melhoria no desenvolvimento se deva à elevada segurança proporcionada pelas cidades afastadas dos grandes centros. Desse modo, também é possível inferir que as regiões mais desenvolvidas seriam mais envelhecidas (característica de locais menos propensos ao crime), com menor fecundidade (traço das regiões menos vulneráveis e mais seguras) e alta capacidade de arrecadação tributária (atributo comum aos locais menos vulneráveis, com maior saneamento e melhores opções de cultura/lazer). Ademais, possuiriam menor porte populacional e gastariam proporcionalmente menos com a educação e a administração pública (permitindo melhorias no saneamento e na cultura/lazer) e mais com habitação.

A dificuldade em conciliar um alto crescimento populacional e/ou fecundidade com o desenvolvimento é notória (Lewis, 1954). O fato é que tais cenários aumentam a proporção de trabalhadores, em relação aos demais fatores de produção, gerando redução salarial e desemprego (Mankiw; Romer; Weil, 1992). O impacto negativo do percentual gasto em educação não é incomum e indica que esse tipo de despesa demoraria a surtir impactos reais (Sousa *et al.*, 2020) e seria menos efetiva em regiões pouco desenvolvidas (Neduziak; Correia, 2017; Almeida; Firme, 2018). Não à toa, os dados do Banco Mundial (2021) mostram que os países mais ricos investiriam proporcionalmente menos em educação (em 2017, os países de renda alta, média-alta, média, média-baixa e baixa investiram, respectivamente, 12,0%, 13,5%, 15,7%, 15,7% e 15,4% do PIB em educação). O efeito negativo dos gastos com a administração pública e o fato de nenhum perfil produtivo ter sido significativo geram dúvidas sobre o papel indutor do Estado (*i.e.*:

Artigo aprovado para publicação no volume 32, número 3, de 2022 da Revista Nova Economia. Artigo em fase final de editoração. O presente texto é uma versão preliminar do artigo aceito para publicação, disponibilizado na base SciELO *Preprints* em dezembro de 2022. DOI: <http://dx.doi.org/10.1590/0103-6351/7363>.

prefeituras) e sugerem que qualquer perfil produtivo estaria apto a obter bons níveis de desenvolvimento. Ademais, a despeito de Perroux (1967) e Hirschman (1961), o principal polo da região parece gerar externalidades negativas sobre seus vizinhos (com possível redução dos indicadores de segurança).

Cabe destacar que a escala municipal considerada, embora permita incluir mais observações dentro de um mesmo espaço geográfico, acaba restringindo o período analisado e dificulta a obtenção de boas *proxies*. Além disso, a impossibilidade de empregar dados em painel impede que certos controles temporais sejam adotados. Apesar dessas limitações, boa parte dos resultados encontra respaldo na literatura e, acredita-se, poderiam auxiliar a realocação ótima de recursos públicos e/ou servir de diretriz para propor mudanças, no comportamento local, que acelerem o desenvolvimento regional.

Em termos práticos, melhorias na educação poderiam ser impulsionadas por investimentos na saúde e/ou políticas que reduzam as desigualdades. A saúde, embora deteriorada nos grandes centros, poderia avançar mediante um maior engajamento da sociedade na política local. A segurança, dada sua estreita relação com fatores demográficos, pode ser favorecida pela natural diminuição da proporção entre jovens/idosos. A redução da vulnerabilidade requer políticas demográficas (que evitem a explosão populacional) e uma oferta maior de crédito aos menos favorecidos. A habitação revelou-se refém da arrecadação tributária municipal. Ainda assim, seria possível aprimorá-la com recursos das demais esferas governamentais. Por fim, os melhores indicadores de cultura, esporte e lazer concentram-se nos grandes centros, sugerindo certa escassez de políticas voltadas para essa área em cidades de pequeno e de médio porte.

## Referências

ABRAMOVAY, M.; CASTRO, M. G.; PINHEIRO, L.C.; LIMA, F. S.; MARTINELLI, C. C. *Juventude, Violência e Vulnerabilidade Social na América Latina: Desafios para Políticas Públicas*. Brasília: UNESCO-BID, 2002. 192 p.

ARAGÃO, C. H. S. *et al.* Impacto das despesas públicas por função no crescimento econômico brasileiro. *Observatorio de la Economía Latinoamericana*, n. 171, 2012.

ALMEIDA, E. *Econometria Espacial Aplicada*. Campinas: Editora Alínea, 2012.

ALMEIDA, L.A.; FIRME, V.A.C. Impacto do capital humano no crescimento regional: um estudo sobre os municípios do Sudeste brasileiro. In: ENCONTRO NACIONAL DA ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE ESTUDOS REGIONAIS E URBANOS – ENABER, XVI., Caruaru/PE, 2018.

Artigo aprovado para publicação no volume 32, número 3, de 2022 da Revista Nova Economia. Artigo em fase final de editoração. O presente texto é uma versão preliminar do artigo aceito para publicação, disponibilizado na base SciELO *Preprints* em dezembro de 2022. DOI: <http://dx.doi.org/10.1590/0103-6351/7363>.

AMARAL, P. V. M.; LEMOS, M. B.; CHEIN, F. Desenvolvimento desigual em Minas Gerais. *Cadernos BDMG*, n.14, 2007.

ANDRADE, C. M. C. *Crédito e crescimento econômico: uma análise da relevância dos tipos de crédito no Brasil*. Dissertação (Mestrado) – CEDEPLAR/UFMG, Belo Horizonte, 2009.

ANJOS-JUNIOR, O.; LOMBARDI-FILHO, S.; AMARAL, P. Determinantes da criminalidade na região sudeste do Brasil: uma aplicação de painel espacial. *Economía, Sociedad y Territorio*, v. 18, n. 57, p. 525-556. 2018.

ANSELIN, L. Spatial Externalities, Spatial Multipliers, and Spatial Econometrics. *International Regional Science Review*, 26(2):153-166, 2003.

BANCO MUNDIAL, Government Expenditure on Education (% of Total Expenditure). Disponível em: <<https://data.worldbank.org/indicador/SE.XPD.TOTL.GB.ZS>>. Acesso em: 15 jun. 2021.

BARRO, R. J. The Determinants of Democracy. *Journal of Political Economy*, 107(6), pp.158-183, 1999.

BARRO, R. J. Inequality and Growth in a Panel of Countries. *Journal of Economic Growth*, 5:5-32. 2000.

BARROS, R. P.; CARVALHO, M.; FRANCO, S.; MENDONÇA, R. *A queda recente da desigualdade de renda no Brasil*. Rio de Janeiro: IPEA, 2007. 26 p. (TD 1258).

BARROSO, J.; PEREIRA, A.; SILVA, R.; BRESCIANI, L.; PREARO, L. The Effects of Public Spending on Education, Health and Work on the Performance of the FIRJAN Municipal Development Index in Cities in the State of São Paulo. *Research, Society and Development*, v. 11, n. 1, p. 1-19, 2022.

BASTOS, S.; RIBEIRO, H. HERMETO, A.; ANDRADE, J.; FERREIRA, L. Instituições e crescimento: uma análise para os municípios de Minas Gerais. *Revista Econômica do Nordeste*, v. 50, n. 3, p. 175-190, 2019.

BEUGELSDIJK, S; GROOT, H. L. F.; VAN SCHAIK, A. B. T. M. Trust and Economic Growth: A Robustness Analysis. *Oxford Economic Papers*, v. 56, p. 118-134, 2004.

BHARGAVA, A.; JAMISON, D. T.; LAU, L. J.; MURRAY, C. J. Modeling the Effects of Health on Economic Growth. *Journal of Health Economics*, 20(3), p. 423-440, 2001.

BOGONI, N. M.; NELSON, H.; BEUREN, I. M. Análise da relação entre crescimento econômico e gastos públicos nas maiores cidades da região Sul do Brasil. *Revista de Administração Pública*, 45:159-179, 2011.

BRAMBILLA, M; MARCONATO, M.; RODRIGUES, K.; CAMARA, M. Desenvolvimento Municipal e Programa Bolsa Família no Brasil: uma análise espacial. *Revista Espacios*, v. 38, n. 39, p. 13-29, 2017.

CAPOBIANGO, R. P. *et al.* Análise do impacto econômico do crédito rural na microrregião de Pirapora. *Rev. Econ. Sociol. Rural*, v. 50, n. 4, p. 631-644, 2012.

CARDOSO, F. C. Nove clássicos do desenvolvimento econômico. Jundiaí: Paco Editorial. 2018, 156 p.

CARDOSO, D. F.; RIBEIRO, L.C. Índice Relativo de Qualidade de Vida para os municípios de Minas Gerais. *Planejamento e Políticas Públicas*, n. 45, p. 347-375, 2015.

Artigo aprovado para publicação no volume 32, número 3, de 2022 da Revista Nova Economia. Artigo em fase final de editoração. O presente texto é uma versão preliminar do artigo aceito para publicação, disponibilizado na base SciELO *Preprints* em dezembro de 2022. DOI: <http://dx.doi.org/10.1590/0103-6351/7363>.

CARVALHO NETO, T. V. O princípio da alternância no regime democrático. *Revista de Informação Legislativa* (Brasília), v. 49, n. 196, 2012.

CAVALCANTE, P. A competição eleitoral gera governos mais eficientes? Um estudo comparado das prefeituras no Brasil. *Revista de Administração Pública*, v. 47, n. 6, p. 1.569-1.591, 2013.

CRENSHAW, E. M.; AMEEN, A. Z.; CHRISTENSON, M. Population Dynamics and Economic Development: Age-Specific Population Growth Rates and Economic Growth in Developing Countries, 1965 to 1990. *American Sociological Review*, p. 974-984, 1997.

DAVID, L.; GUILHOTO, J. M. O potencial da economia da cultura no Brasil. *Munich Personal RePEc Archive – MPRA*, Paper, n. 46.958, 2013.

DASSOW, C.; AZEVEDO-JUNIOR, W.; COSTA, R.; FIGUEIREDO, A. Agropecuária, crescimento econômico e convergência de renda municipal em Mato Grosso. *Revista de Estudos Sociais*, 12(23), p. 99-119. 2010.

DIAS, G. P. Efeitos dos gastos públicos sobre o desenvolvimento econômico dos municípios do Nordeste no período de 1991-2000. Dissertação (Mestrado) –CAEN/UFC, Fortaleza/CE, 2007.

ESTBAN, Estatística Bancária. Disponível em: <https://www4.bcb.gov.br/fis/cosif/estban.asp?frame=1>. Acesso em: 11 jun. 2020.

FARIA, L. *et al.* Indicadores de Qualidade de Vida nos municípios mineiros e eficiência alocativa de recursos públicos. *Sociedade, Contabilidade e Gestão*, v. 6, n. 1, 2011.

FGV. *A cultura na economia brasileira*. Rio de Janeiro: FGV Projetos, 2015, n.23.

FERREIRA NETO, A. B.; PEROBELLI, F. S.; RABELO, A. Looking Behind the Scenes: An Assessment of the Interdependence of Brazilian Cultural Industries. *The Review of Regional Studies*, 48(2), p. 217-243, 2018.

FIRME, V. A. C.; SIMÃO FILHO, J. Análise do crescimento econômico dos municípios de minas gerais via modelo MRW (1992) com capital humano, condições de saúde e fatores espaciais, 1991-2000. *Economia Aplicada*, v. 18, n. 4, p. 679-716, 2014.

FURTADO, C. Desenvolvimento e subdesenvolvimento. In: BIELSCHOWSKY, R. *50 anos de pensamento na CEPAL*. Rio de Janeiro: Record, 2000 (original de 1961).

FJP, Fundação João Pinheiro. Disponível em: <http://imrs.fjp.mg.gov.br>. Acesso em: 10 jun. 2020.

GALLO, J. L.; ERTUR, C. Exploratory Spatial Data Analysis of the Distribution of Regional *Per Capita* GDP in Europe, 1980-1995. *Papers in Regional Science*. v. 82, p. 175-201, 2003.

GOLGHER, A. B.; VOSS, P. R. How to Interpret the Coefficients of Spatial Models: Spillovers, Direct and Indirect Effects. *Spat Demogr*, v. 4, p. 175-205, 2016.

GOULAS, E.; ZERVOYIANNI, A. Economic Growth and Crime: Does Uncertainty Matter? *Applied Economics Letters*, 20:5, p. 420-427, 2013.

GOUVEIA, N. Saúde e meio ambiente nas cidades: os desafios da saúde ambiental. *Saúde e sociedade*, v. 8, p. 49-61, 1999.

Artigo aprovado para publicação no volume 32, número 3, de 2022 da Revista Nova Economia. Artigo em fase final de editoração. O presente texto é uma versão preliminar do artigo aceito para publicação, disponibilizado na base SciELO *Preprints* em dezembro de 2022. DOI: <http://dx.doi.org/10.1590/0103-6351/7363>.

HARTUNG, G.; PESSOA, S. Fatores demográficos como determinantes da criminalidade. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, XXXV., *Anais...* p. 71-102, Recife/Pernambuco, 2007.

HELLER, L. Relação entre saúde e saneamento na perspectiva do desenvolvimento. *Ciênc. Saúde Coletiva*, Rio de Janeiro, v. 3, n. 2, p. 73-84, 1998.

HIRSCHMAN, A.O. *The Strategy of Economic Development*. New Haven: Yale University Press, 1958.

HOOVER, K. D.; PEREZ, S. J. Truth and Robustness in Cross-country Growth Regressions. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 66(5), p. 765-798. 2004.

IBGE, Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/>. Acesso em: 12 jun. 2020.

IMPAVIDO, G. [EBA: Stata Module to Perform Extreme Bound Analysis. Statistical Software Components](#) (S347401), Boston College Department of Economics. 1998.

IPEADATA, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. Disponível em: <http://ipeadata.gov.br/>. Acesso em: 10 jun. 2020.

ISUNJU, J. B.; SCHWARTZ, K.; SCHOUTEN, M. A.; JOHNSON, W. P.; VAN DIJK, M. P. Socio-Economic Aspects of Improved Sanitation in Slums: A Review. *Public Health*, v. 125, n. 6, p. 368-376. 2011.

JOMO, K. S.; REINERT, E. S. *As origens do desenvolvimento econômico*. Globus. São Paulo/SP, 2011. 224 p.

KELEJIAN, H.; PIRAS, G. *Spatial Econometrics*. Academic Press. Cambridge/Massachusetts, 2017.

KELEJIAN, H.; PRUCHA, I. *A Generalized Spatial Two Stage Least Squares Procedure for Estimating a Spatial Autoregressive Model with Autoregressive Disturbances*. Department of Economics, University of Maryland, 1998. (Mimeo.)

KELEJIAN, H.; PRUCHA, I. A Generalized Moments Estimator for the Autoregressive Parameter in a Spatial Model *International Economic Review*, n. 40, p. 509-533, 1999.

KELEJIAN, H.; PRUCHA, I. HAC Estimation in a Spatial Framework. *J. Econometrics*, n. 140, p. 131-154. 2007.

KELEJIAN, H.; PRUCHA, I. Specification and Estimation of Spatial Autoregressive Models with Autoregressive and Heteroskedastic Disturbances. *J. Econometrics*, n. 157, p. 53-67. 2010.

LAZARIN, M. F; DE MELLO, G.; BEZERRA, F. M. A relação entre a dívida pública e o desenvolvimento socioeconômico dos municípios paranaenses: evidências para o período de 2002 a 2010. *RACE: Revista de Administração, Contabilidade e Economia*, v. 13, n. 2, p. 719-736, 2014.

LEÃO, L.; RIBEIRO, R.; BASTOS, S.; HERMETO, A. Indicador de desenvolvimento institucional municipal: impactos sobre a economia dos municípios brasileiros. *Estudos Econômicos*, v. 50 n. 4, p. 733-766, 2020.

LEITE, L.; MAGALHÃES, M. Desigualdades Intraestaduais no Espírito Santo: uma abordagem espacial exploratória. *Revista de Economia (UFPR)*, 38(1), p. 55-92, 2012.

Artigo aprovado para publicação no volume 32, número 3, de 2022 da Revista Nova Economia. Artigo em fase final de editoração. O presente texto é uma versão preliminar do artigo aceito para publicação, disponibilizado na base SciELO *Preprints* em dezembro de 2022. DOI: <http://dx.doi.org/10.1590/0103-6351/7363>.

LESAGE, J. P.; PACE, R. K. The Biggest Myth in Spatial Econometrics. *Econometrics*, n. 2, p. 217-249, 2014a.

LESAGE, J. P.; PACE, R. K. Interpreting Spatial Econometric Models. In: Fischer M., Nijkamp P. (Ed.). *Handbook of Regional Science*. Springer, Berlin, Heidelberg. 2014b.

LEWIS, W.A. Economic Development with Unlimited Supply of Labor. *Manchester School of Economic and Social Studies*, Oxford, B. Blackwell, 22(2), p. 139-191, 1954.

LEVINE, R.; RENELT, D. A sensitivity analysis of cross-country growth regressions. *American Economic Review*, 82(4):942-63. 1992.

LOWRY, I. Population Policy, Welfare, and Regional Development, in Perlman, M.; Leven, C.; Chinitz, B. (Ed.). "*Spatial, Regional, and Population Economics*". Routledge, Oxfordshire/England, 1972. 29 p.

MANKIW, N.G.; ROMER, D.; WEIL, D.N. A Contribution to the Empirics of Economic Growth. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 107, n. 2, p. 407-437. 1992.

MIN, C-K.; ROH, T-S.; BAK, S. Growth Effects of Leisure Tourism and the Level of Economic Development. *Applied Economics*, 48:1, 7-17, 2016.

MONTE, E. Z.; AGUIAR, B. B.; SOUZA, R. C. Impactos do crédito sobre crescimento econômico dos municípios do Espírito Santo: Análises para o período de 2005 a 2015. *Economia Ensaios*, 36(1), p.103-127, 2021.

MORETTI, E. Human Capital Externalities in Cities. In: \_\_\_\_\_. *Handbook of regional and urban economics*. Elsevier, 2004. p. 2.243-2.291.

MOTTA FILHO, W.; LEROY, F.; CASSINI, M. O Índice Mineiro de Responsabilidade Social e gasto público: uma análise da eficiência na alocação de recursos públicos nos municípios de Minas Gerais. *Rev. Controle-Doutrina e Artigos*, 17(1), p. 82-113, 2019.

MUELLER, D.C.; STRATMANN, T. The Economic Effects of Democratic Participation. *Journal of Public Economics*, 87(9-10), 2.129-2.155. 2003.

MYRDAL, G. *Teoria econômica e regiões subdesenvolvidas*. Rio de Janeiro: Ed. Saga, 1965.

NEDUZIAK, L.; CORREIA, F. Alocação dos gastos públicos e crescimento econômico: um estudo em painel para os estados brasileiros. *Revista de Administração Pública*, v. 51, n. 4, p. 616-632, 2017.

NEVES, M. F.; LIMA, A. C. C. Investimento em capital humano e retornos da educação nos mercados de trabalho brasileiros, 1991/2010. *Revista de Desenvolvimento Econômico*, v. 1, n. 42, 2019.

NORONHA, K.; FIGUEIREDO, L.; ANDRADE, M. V. Health and Economic Growth among the States of Brazil from 1991 to 2000. *Revista Brasileira de Estudos de População* 27(2), p. 269-283. 2010.

NORTH, D. *Institutions, Institutional Change and Economic Performance*, Cambridge University Press, Cambridge, 1990.

NURKSE, R. Foreign Aid and the Theory of Economic Development. *The Scientific Monthly*, v. 85, n. 2, p. 81-85, Aug. 1957.

Artigo aprovado para publicação no volume 32, número 3, de 2022 da Revista Nova Economia. Artigo em fase final de editoração. O presente texto é uma versão preliminar do artigo aceito para publicação, disponibilizado na base SciELO *Preprints* em dezembro de 2022. DOI: <http://dx.doi.org/10.1590/0103-6351/7363>.

OECD (Organization for Economic Co-Operation and Development). *Handbook on Constructing Composite Indicators: Methodology and User Guide*. JCR – European Commission, 2008. 162 p.

OLIVEIRA, F.A.; BIONDINI, I.V.F. IDTE: um índice de finanças para a análise do desenvolvimento: o caso dos municípios de Minas Gerais. *Revista Brasileira de Administração Política*. v. 6, n. 1, p. 33-55, 2013.

OTAKE, A. K.; SAMPAIO, J. O.; SILVA, V. A. Impactos do crédito bancário no crescimento econômico dos municípios brasileiros. In: ENCONTRO ANPAD, São Paulo/SP, outubro 2017.

PAVARINA, P. Desenvolvimento, crescimento econômico e o capital social do Estado de São Paulo. Tese (Doutorado) — ESALQ/USP, Piracicaba/SP, 2003.

PEREIRA, D.; PINTO, M. A importância do entendimento dos indicadores na tomada de decisão de gestores públicos. *Revista do Serviço Público*. 63(3):363-380, 2012.

PEROBELLI, F. S.; FERREIRA, P. G. C.; FARIA, W. R. Análise de convergência espacial no Estado de Minas Gerais: 1975-2003. *Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos*, v. 1, n. 1, 2007.

PERROUX, F. O conceito de polo de desenvolvimento. In: SCHWARTZMAN, J. (Org.). *Economia regional: textos escolhidos*. Belo Horizonte: CEDEPLAR, 1977.

PINO, F. A questão da não normalidade: uma revisão. *Rev. de Economia Agrícola*, v.61, n.2, p.17-33, 2014.

PIRES, M. C. C. Crédito e crescimento econômico: evidências para os municípios brasileiros. In: ENCONTRO DE ECONOMIA DA REGIÃO SUL – ANPEC SUL 2005, VIII., Porto Alegre/RS, 2005.

PNUD, Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento. Disponível em: <http://atlasbrasil.org.br/>. Acesso em: 15 jun. 2020.

PRÉBISCH, R. O desenvolvimento econômico da América Latina e seus principais problemas. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, v. 3, n. 4, p. 47-111, 1949.

REIS, P.R.C.; SILVEIRA, S. F. R.; BRAGA, M. J. Previdência social e desenvolvimento socioeconômico: impactos nos municípios de pequeno porte de Minas Gerais. *Revista de Administração Pública*, v. 47, n. 3, p. 623-646, 2013.

ROCHA, F.; GIUBERTI, A. C.; Composição do gasto público e crescimento econômico: uma avaliação macroeconômica da qualidade dos gastos dos Estados brasileiros. *Economia Aplicada*, v. 11, n. 4, p. 463-485, 2007.

ROSEINSTEIN-RODAN, P. Problems of Industrialisation of Eastern and South Eastern Europe. *Economic Journal*, v. 53, 1943.

ROSTOW, W. W. *Etapas do desenvolvimento econômico*. 5. ed.. Rio de Janeiro: Zahar Editores, 1974.

SEN, A. Desenvolvimento como liberdade. São Paulo: CIA. das Pedras, 2000.

SILVA, L.; BORGES, M.; PARRÉ, J. Distribuição espacial da pobreza no Paraná. *Revista de Economia (UFPR)*, v. 39, n. 3, p. 35-58, 2014.

SOARES, R. R. Development, Crime and Punishment: Accounting for the International Differences in Crime Rates. *Journal of Development Economics*. 73(1), p. 155-184, 2004.

Artigo aprovado para publicação no volume 32, número 3, de 2022 da Revista Nova Economia. Artigo em fase final de editoração. O presente texto é uma versão preliminar do artigo aceito para publicação, disponibilizado na base SciELO *Preprints* em dezembro de 2022. DOI: <http://dx.doi.org/10.1590/0103-6351/7363>.

SOUSA, A.; ROSA, F.; RIBEIRO, A. Influência dos gastos públicos no crescimento e desenvolvimento econômico: uma análise em municípios de Santa Catarina. *Globalización, Competitividad y Gobernabilidad*, v. 14, n. 1, p. 62-77, 2020.

SRINIVASU, B.; RAO, P. S. Infrastructure Development and Economic Growth: Prospects and Perspective. *Journal of Business Management & Social Sciences Research*, v. 2, n. 1, p. 81-91, 2013.

STAKHOVYCH, S., BIJMOLT, T. H. A. Specification of Spatial Models: A Simulation Study on Weights Matrices. *Papers in Regional Science*, v. 88, n. 2, p. 389-408. 2009.

STEFANI, J; NUNES, M.A.; MATOS, R. Índice Mineiro de Responsabilidade Social e sua Dinâmica na Região de Planejamento Jequitinhonha/Mucuri. *Caderno de Geografia*, v. 24, n. 41, p. 17-33, 2014.

THIRLWALL, A. P.; PACHECO-LÓPEZ, P. *Economics of Development: Theory and Evidence*. 10. ed. Red Globe Press, New York/NY, 2017. 680 p.

TOYOSHIMA, S. H. Instituições e desenvolvimento econômico: uma análise crítica das ideias de Douglas North. *Estudos Econômicos*, v. 29, n. 1, p. 95-112, 1999.

TSE, Tribunal Superior Eleitoral. Disponível em: <http://www.tse.jus.br/eleicoes/estatisticas/estatisticas-eleitorais/>. Acesso em: 15 jun. 2020.

UCHÔA, C.; MENEZES, T. Spillover espacial da criminalidade: uma aplicação de painel espacial para os estados brasileiros. In: ENCONTRO NACIONAL DE CENTRO DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA, XL., Porto de Galinhas/PE, 2012.

VERÍSSIMO, M. P.; SAIANI, C. C. S. Evidências da importância da indústria e dos serviços para o crescimento econômico dos municípios brasileiros. *Economia e Sociedade*, v. 28, n. 3, p. 905-935. 2019.

WOOLDRIDGE, J. M. *Introdução à econometria: uma abordagem moderna*. 4. ed. Norte-Americana. São Paulo: Cengage Learning, 2010.

## Sobre os autores

Chrystian Barizon Pinheiro – [chrystian.pinheiro@economia.ufjf.br](mailto:chrystian.pinheiro@economia.ufjf.br)  
Universidade Federal de Juiz de Fora, Governador Valadares, MG, Brasil.

ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-7226-031X>

Vinícius de Azevedo Couto Firme – [vinicius.firme@ufjf.edu.br](mailto:vinicius.firme@ufjf.edu.br)

Departamento de Economia, Universidade Federal de Juiz de Fora, Governador Valadares, MG, Brasil.

ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-9644-1000>

## Agradecimentos

Os autores agradecem à Pró-Reitoria de Pós-Graduação e Pesquisa da Universidade Federal de Juiz de Fora (PROPP/UFJF), por incentivar a presente pesquisa; aos professores Luckas Sabioni Lopes e Sagra Ferreira Pinheiro, ambos do Departamento de Economia da UFJF/Governador Valadares, por suas sugestões teóricas e metodológicas;

Artigo aprovado para publicação no volume 32, número 3, de 2022 da Revista Nova Economia. Artigo em fase final de editoração. O presente texto é uma versão preliminar do artigo aceito para publicação, disponibilizado na base SciELO *Preprints* em dezembro de 2022. DOI: <http://dx.doi.org/10.1590/0103-6351/7363>.

aos pareceristas da revista *Nova Economia*, pelo rigor das avaliações e suas consequentes contribuições ao longo do processo de submissão.

### **Contribuição dos autores**

Chrystian Barizon Pinheiro: concepção; revisão da literatura, coleta e análise dos dados, estimativas, escrita do texto.

Vinícius de Azevedo Couto Firme: revisão da literatura, coleta e análise dos dados, metodologia, revisor da parte empírica, escrita do texto.

### **Sobre o artigo**

Recebido em 18 de novembro de 2021. Aprovado em 04 de abril de 2022.

### **Declaração de conflitos de interesse**

Os autores declaram que não há quaisquer conflitos de interesse de ordem pessoal, comercial, acadêmica ou financeira entre os autores e a elaboração e publicação do artigo presente artigo.

## Este preprint foi submetido sob as seguintes condições:

- Os autores declaram que estão cientes que são os únicos responsáveis pelo conteúdo do preprint e que o depósito no SciELO Preprints não significa nenhum compromisso de parte do SciELO, exceto sua preservação e disseminação.
- Os autores declaram que os necessários Termos de Consentimento Livre e Esclarecido de participantes ou pacientes na pesquisa foram obtidos e estão descritos no manuscrito, quando aplicável.
- Os autores declaram que a elaboração do manuscrito seguiu as normas éticas de comunicação científica.
- Os autores declaram que os dados, aplicativos e outros conteúdos subjacentes ao manuscrito estão referenciados.
- O manuscrito depositado está no formato PDF.
- Os autores declaram que a pesquisa que deu origem ao manuscrito seguiu as boas práticas éticas e que as necessárias aprovações de comitês de ética de pesquisa, quando aplicável, estão descritas no manuscrito.
- Os autores declaram que uma vez que um manuscrito é postado no servidor SciELO Preprints, o mesmo só poderá ser retirado mediante pedido à Secretaria Editorial do SciELO Preprints, que afixará um aviso de retratação no seu lugar.
- Os autores concordam que o manuscrito aprovado será disponibilizado sob licença [Creative Commons CC-BY](#).
- O autor submissor declara que as contribuições de todos os autores e declaração de conflito de interesses estão incluídas de maneira explícita e em seções específicas do manuscrito.
- Os autores declaram que o manuscrito não foi depositado e/ou disponibilizado previamente em outro servidor de preprints ou publicado em um periódico.
- Caso o manuscrito esteja em processo de avaliação ou sendo preparado para publicação mas ainda não publicado por um periódico, os autores declaram que receberam autorização do periódico para realizar este depósito.
- O autor submissor declara que todos os autores do manuscrito concordam com a submissão ao SciELO Preprints.