



**ENAN
PUR 2023**
Belém 22 a 26 de maio



A influência do perfil municipal e da distribuição espacial dos municípios mineiros na arrecadação do ICMS

Victor Deleon
Cedeplar-UFMG

Sessão Temática 02: Políticas públicas e gestão multiescalar do território urbano e regional

Resumo. O objetivo deste trabalho é avaliar como perfil dos municípios mineiros e as suas vizinhanças estão conectados com seus níveis de arrecadação de ICMS per capita. Para tanto, foi utilizado instrumentos de econometria espacial, além de uma análise exploratória para verificar a relação entre o espaço e a arrecadação de ICMS. O modelo econométrico foi especificado, a partir de testes estatísticos, como de lag espacial, utilizando-se variáveis a fim de capturar o perfil municipal quanto fatores como: escolaridade dos trabalhadores, nível de formalidade do emprego, qualidade institucional, consumo de bens com alíquota especial de ICMS (no modelo, a gasolina), além da característica setorial dos municípios, em especial a indústria. A análise exploratória identificou conglomerados espaciais de alta arrecadação na Região Metropolitana e no Triângulo Mineiro, ao passo que as regiões Norte, Vale do Mucuri e Vale do Jequitinhonha concentraram os principais conglomerados de baixo ICMS per capita. No modelo econométrico, todas as variáveis foram significativas ao nível de confiança de 5%, incluindo a variável relacionada à defasagem espacial, cujo resultado indica dependência espacial positiva.

Palavras-chave: ICMS; Minas Gerais; Perfil Municipal; Dependência Espacial.

The effect of the municipal profile and spatial distribution of the municipalities of Minas Gerais' state Tax on Goods and Services (ICMS) collection

Abstract. This paper aims to evaluate how the profile of the municipalities of Minas Gerais and their neighborhoods are connected with their levels of ICMS collection per capita. For that, spatial econometric tools were used, in addition to an exploratory analysis to verify the relationship between location and ICMS collection. The econometric model was specified, based on statistical tests, as spatial autorregressive lag model, using variables in order to capture the municipal profile in respect to the education of workers, level of formality of employment, institutional quality, consumption of goods with a special ICMS tax rate (in the model, gasoline), and also the sectorial characteristic of the municipalities, especially industry. The exploratory analysis identified spatial clusters of high collection in the Metropolitan Region and in the Triângulo Mineiro, while the North, Mucuri Valley and Jequitinhonha Valley regions concentrated the main conglomerates of low ICMS per capita. In the econometric model, all variables were significant at 5% level, including the variable related to spatial lag, whose result indicates positive spatial dependence.

Keywords: ICMS; Minas Gerais; Municipal Profile; Spatial Dependence.

Efecto del perfil municipal y de la distribución espacial de la recaudación del Impuesto sobre Bienes y Servicios (ICMS) de los municipios de Minas Gerais

Resumen. El objetivo de este trabajo es evaluar cómo el perfil de los municipios de Minas Gerais y sus vecindarios están conectados con sus niveles de recaudación per cápita de ICMS. Para ello, se utilizaron herramientas de econometría espacial, además de un análisis exploratorio para verificar la relación entre el espacio y la recogida de ICMS. El modelo econométrico fue especificado, con base en pruebas estadísticas, como lag espacial, utilizando variables para capturar el perfil municipal en cuanto a la educación de los trabajadores, nivel de formalidad del empleo, calidad institucional, consumo de bienes con tasa especial del ICMS (en el modelo, la gasolina), además de la característica sectorial de los municipios, especialmente la industria. El análisis exploratorio identificó conglomerados espaciales de alta recaudación en la Región Metropolitana y en el Triângulo Mineiro, mientras que las regiones Norte,

Vale do Mucuri y Vale do Jequitinhonha concentraron los principales conglomerados de bajo ICMS per cápita. En el modelo econométrico, todas las variables fueron significativas al nivel de confianza del 5%, incluida la variable relacionada con el desfase espacial, cuyo resultado indica una dependencia espacial positiva.

Palabras clave: ICMS; Minas Gerais; Perfil Municipal; Dependencia Espacial.

1. Introdução

Instituído pela Lei nº 6.374, de 01-03-1989, o Imposto sobre Circulação de Mercadorias e Serviços (ICMS) é um taxação de incidência indireta de maior utilização no território nacional por abarcar transações desde o comércio de mercadorias a prestação de serviços de transporte. A Constituição de 88 trouxe reformas importantes no Sistema Tributário Nacional, entre elas a ampliação na autonomia dos Estados e Distrito Federal para fixação das alíquotas de ICMS. Tornou-se, assim, um dos impostos com maior peso na composição do orçamento público, correspondendo a mais de 50% da arrecadação tributária total.

A Constituição Federal determina (artigo 158-inciso IV) que 25% da arrecadação total de ICMS dos estados seja destinada aos municípios, distribuída proporcionalmente à circulação de mercadorias em cada território e conforme outros critérios discricionários definidos pelo poder estadual. Com a Lei de Responsabilidade Fiscal, implementada em 2000, a estimação e previsão de receitas fiscais passou a ter interesse ainda maior dos gestores públicos e, portanto, um objeto de estudo ainda mais rico da economia. O ICMS ocupa lugar de destaque nesses estudos por ser a maior fonte de renda dos estados brasileiros: só em Minas Gerais, dos R\$ 82,2 bi arrecadados em 2021, cerca de R\$ 66,6 bi eram provenientes do ICMS.

A hipótese básica deste trabalho é a ideia de que municípios com características distintas possuem diferenças significativas na arrecadação per capita. Vale ressaltar que, apesar da arrecadação ser de competência estadual, é o perfil comercial e econômico dos municípios que determina o nível de arrecadação: essa hipótese é amparada pela própria constituição, uma vez que 75% das transferências do ICMS feitas pela Unidade Federativa aos municípios deve possuir caráter devolutivo (isto é, proporcional ao quanto foi arrecadado em cada cidade), justamente pela premissa de que municípios com maior atividade econômica devem receber de forma proporcional ao que foi arrecadado. Os 25% restantes devem ser regulados conforme lei de cada estado. Em Minas Gerais, esse um quarto restante possui caráter redistributivo, via Lei Robin Hood (MINAS GERAIS, 2009). Para evitar distorções por conta do caráter redistributivo, ao invés de se analisar as transferências governamentais de ICMS, optou-se por analisar os dados de arrecadação direta da Secretaria de Fazenda, segmentados por município.

Outro ponto de análise, para além das características municipais, é a questão espacial. Para este ponto, a hipótese básica é de que a vizinhança do município é capaz de afetar a comercialização de produtos e serviços, uma vez que grandes centros comerciais e industriais seriam capazes de gerar um efeito transbordamento da sua atividade econômica para os vizinhos. Isso significa que municípios com forte atividade econômica favorecem o tráfego de pessoas; empregam residentes de municípios próximos; realizam parcerias comerciais; confeccionam obras comuns e convênios públicos (como, por exemplo, a Central de Tratamento de Resíduos de Sabará, que atende a 6 municípios da região metropolitana), além de outras relações mutualísticas que impulsionam a atividade econômica, o consumo e, por consequência, a arrecadação de ICMS. Portanto, questiona-se: como as características dos municípios e a sua vizinhança influenciam a arrecadação de ICMS?

Nesse caso, modelar uma estimação que contribui para a determinação da arrecadação do ICMS é de extrema importância para a administração pública. Conforme visto em Tetti (2009), como em Pereira *et al.* (2019) e em Castanho (2011), o uso de modelos de séries temporais é o método mais comum nesses casos, dado o interesse em previsão e planejamento das receitas. No entanto, a análise no presente trabalho pretende verificar como as idiosincrasias dos municípios mineiros são capazes de explicar os distintos níveis de arrecadação de ICMS no estado – diferentemente de um modelo de previsão, o intuito é de apenas identificar sob quais aspectos a arrecadação deste importante imposto se dá a nível municipal e como se dá a arrecadação pelas diferentes localidades e regiões do estado mineiro.

Assim, foi possível levantar características que poderiam compor um perfil municipal com base em dados passíveis de estimação. Assim, foram levantadas informações que revelam fatores

relevantes para a arrecadação, tais como qualidade institucional, composição setorial, nível de emprego, educação dos trabalhadores e, se tratando especificamente do ICMS, o consumo de gasolina, que possui alíquota diferenciada.

Foi desenvolvida neste trabalho uma análise exploratória tanto da distribuição do ICMS pelo estado como também dos fatores que compõem o perfil municipal, como forma de subsidiar a interpretação dos fenômenos espaciais que acarretam o estado de Minas Gerais relativos à arrecadação deste imposto. Ademais, uma análise a respeito da autocorrelação espacial do ICMS per capita foi confeccionada, com o intuito de verificar se há presença de conexão significativa entre o nível de arrecadação da vizinhança e da localidade em análise. Foi verificado, via modelo econométrico, as relações de causalidade das variáveis e do fator espacial quanto a arrecadação de ICMS.

Portanto, o objetivo central deste trabalho é verificar como os diferentes cenários municipais e as relações espaciais estão conectados com a arrecadação de ICMS. Neste caso, o resultado pode indicar direcionamento a políticas públicas não apenas destinadas ao aumento da arrecadação per se, mas também para a promoção do desenvolvimento econômico, uma vez que o ICMS também é um indicador sobre o nível de valor agregado na economia, como também para a redução de possíveis desigualdades regionais que se apresentem.

Este trabalho contém, além desta introdução, uma seção metodológica, uma seção de resultados e, por fim, as considerações finais. A seção metodológica foi particionada em duas subseções. A primeira delas apresenta as variáveis do modelo, trazendo as justificativas para o uso destas utilizando experiências expostas na literatura. A segunda parte revela o instrumental matemático necessário para a construção da análise econométrica e exploratória. A seção de Resultados apresenta os resultados de origem exploratória e econométrica. Por fim, as considerações finais realizam um apanhado das descobertas do trabalho a partir da análise dos resultados encontrados, além de levantar limitações na análise e possíveis contribuições futuras.

2. Metodologia

2.1 Variáveis do Modelo

Para este trabalho, serão trazidos elementos que justificam a escolha das variáveis do modelo econométrico. A primeira variável a ser investigada é o consumo de gasolina. A gasolina com fins de uso carburante (justamente o uso em veículos domésticos) estava no rol de produtos com alíquotas especiais de ICMS em Minas Gerais até julho de 2022. A prática de alíquotas especiais para os combustíveis é amplamente utilizada e se ampara na pequena ou quase nula variação do consumo do combustível dada a variação dos preços.

Dessa forma, sob a garantia de demanda inelástica, o consumo de gasolina é uma importante fonte de novas receitas para os estados brasileiros, uma vez que o aumento no preço combustível gerado pelo aumento da alíquota não apresenta riscos de queda de arrecadação via queda de consumo – ao contrário, a arrecadação aumentaria pois o consumo seria constante mas o nível de impostos arrecadados seria superior.

A respeito da elasticidade-preço da demanda por gasolina, a academia vem estudando consistentemente a temática desde a década de 1970. Conforme Hughes *et al.* (2006), a elasticidade-preço do combustível para o consumidor americano, considerada baixa já nas décadas de 1970 e 1980, se tornou ainda mais inelástica na década passada.

Ainda segundo Hughes *et al.* (2006), há algumas hipóteses candidatas a explicar este fenômeno: a primeira delas é o surgimento de subúrbios e cidades dormitórios que, por exigirem trajetos maiores até o trabalho, possuem poucas alternativas ao carro para a realização das rotas diárias, o que por consequência aumenta a dependência do combustível em destaque, gerando menor sensibilidade a alterações de preço. Outra hipótese levantada é a de maior eficiência dos veículos – na medida em que os automóveis se tornaram mais eficientes no consumo de combustível, os

efeitos da redução de quilometragem rodada são menos perceptíveis na renda, uma vez que a alta produtividade do combustível sob essas condições apresenta custo marginal de por quilometro relativamente menor se comparado aos carros das décadas de 70 e 80, logo, não há incentivos robustos para redução do consumo.

Para o contexto brasileiro, a discussão sobre a elasticidade do combustível acompanha as mudanças no consumo geradas pelo etanol. Nesse sentido, destaca-se o aumento da sensibilidade aos preços na demanda por gasolina ocasionada pela ampliação da oferta de álcool (BASTOS; ANNA, 2016). No entanto, quanto se trata de aumento de preços via aumento de alíquotas, este problema é contornado via aumento da alíquota do bem substituto – no caso, o etanol. Assim, as variações de alíquota do ICMS sobre a gasolina C, por no geral incidirem também sobre o álcool, evitam o aumento da elasticidade via consumo de bem substituto.

Foi dessa forma que o Estado de Minas Gerais lidou no último aumento de alíquota: ao elevar de 29% para 31% a alíquota de ICMS incidente sobre a Gasolina C, incrementou-se a alíquota de ICMS para o etanol, indo de 14% para 16% (MINAS GERAIS, 2017). Nesse sentido, a teoria econômica parece creditar a escolha de alíquotas especiais para a gasolina como método de suplementação da arrecadação. De fato, cerca de 31% de todo o ICMS arrecadado em Minas Gerais no ano de 2018 é proveniente de derivados do petróleo, sendo a gasolina o componente principal da categoria.¹

Outras categorias tributárias apresentam o mesmo fenômeno, especialmente as importações e o consumo de energia elétrica, que são sobretaxados. O consumo elétrico, por exemplo, representa cerca de 18% de todo o ICMS arrecadado em 2018. No entanto, as informações a respeito do consumo de eletricidade não foram incluídas no estudo pela ausência de dados públicos segmentados por município em Minas Gerais.

Outra fator importante para a análise do perfil municipal quanto ao ICMS é o nível de emprego formal. No geral, empregos formais apresentam maiores salários e maior valor agregado na produção, indicando maior nível econômico quanto maior o nível de formalidade (BARROS *ET AL*, 2015). Além disso, relações formais de trabalho é uma sinalização à burocracia do nível de formalismo não apenas do emprego mas de toda a economia e, quanto mais institucionalizado é o mercado de trabalho, em tese maior é a capacidade de taxar e regular as relações econômicas – portanto, maior é a capacidade de se arrecadar sobre a produção de bens e serviços.

Em consonância com esta hipótese, foi demonstrado, via nota técnica nº41/2021, da Secretaria de Fazenda do Rio Janeiro, que a elasticidade de arrecadação de ICMS perante o emprego formal é de 0,95 (SECRETARIA DE FAZENDA/RJ, 2021). Isso indica que uma variação percentual de 1 ponto no nível de emprego formal altera em 0,95% o nível de ICMS, sinalizando uma alta sensibilidade da arrecadação em relação ao índice de ocupação.

Uma outra característica local indicativa do nível de arrecadação sobre a circulação de bens e serviços é o capital humano. Apesar de possuir análises a nível individual, institucional e até mesmo nacional, o capital humano é, em última instância, as capacidades e habilidades produtivas das pessoas (WINTERTON; CAFFERKEY, 2019). A análise do capital humano como uma variável para a arrecadação de recursos é justificada pelo papel dessa variável na produtividade do capital (PELINESCU, 2015). Assim, é de se esperar que, ao influenciar o nível econômico dos municípios, há um efeito direto também na arrecadação.

Neste caso, a educação se destaca como um dos mais importantes componentes de formação do capital humano. Conforme sugere Psacharopoulos (1988), investir em educação pode gerar retornos mais significativos para o crescimento econômico do que até mesmo investimentos em capital físico. Sobre os efeitos da educação dos trabalhadores, Moretti (2004) indica que cidades com maior proporção de graduados em nível superior possuem maiores ganhos de produtividade em suas plantas do que em cidades cuja a proporção de trabalhadores com curso superior é menor. Portanto, há indícios que os componentes formadores de capital humano, sobretudo a

educação, são peças explicar o nível produtivo e, conseqüentemente, o nível de arrecadação de impostos sobre a circulação de bens e serviços de uma localidade.

Varsano (2014) demonstra que o ICMS é um tipo de taxaço sobre o valor adicionado, ainda que possua diversas distorçoões. Conforme defendido por Junior e Sbardellati (2020), há setores econômicos com capacidades de encadeamento e com multiplicadores de valor adicionado e emprego mais elevados. Portanto, o perfil produtivo dos municípios pode fornecer indicativos sobre como a composição setorial influencia na arrecadação de ICMS. Neste caso, o setor industrial tem alta capacidade de geração de valor adicionado, dada a complexidade dos bens oriundos deste tipo de produção. Cabe ressaltar ainda que o estado mineiro apresenta um perfil diverso quanto à indústria, uma vez que a indústria extrativista mineral, a agroindústria e a indústria de transformação estão presentes no estado. É importante ressaltar que, devido à Lei Kandir (BRASIL, 1996), o setor de mineração possui robusta desoneração de ICMS, mas ainda assim o setor é fundamental no estado, uma vez que todo o complexo produtivo ligado à mineração é fonte de arrecadação e produção de emprego e renda.

Em Minas Gerais, no entanto, há municípios cuja composição setorial é pouco diversa e - na verdade, sobrevivem com pouca dinamicidade econômica. A explicação estaria ligada à própria divisão territorial do estado. Conforme indica Wanderley (2007), entre 1991 e 2001, Minas Gerais aumentou o número de municípios de 723 para 853. O surgimento de municípios se deve essencialmente à procura, pelos outrora distritos, de transferências constitucionais obrigatórias, especialmente o Fundo de Participação Municipal (FPM), que possui critérios generosos para municípios pouco populosos (MENDES ET AL., 2008).

Em Minas Gerais, onde metade dos municípios possuem menos de 8.200 habitantes, 51,5% dos 853 municípios tem como atividade predominante a administração pública, em dados de 2019 (FUNDAÇÃO JOÃO PINHEIRO, 2022). O resultado é a grande massa de municípios que possuem poucos esforços de arrecadação própria, sobrevivendo essencialmente das transferências constitucionais. Os incentivos para o crescimento do valor agregado nestes municípios, no geral, são baixos, já que seu próprio surgimento advém de um processo feroz de Rent Seeking sobre o orçamento público (MENDES, 2014), que promove a estagnação econômica, uma vez que não há estímulos para o dispêndio público em políticas públicas de diversificação setorial. Soma-se a isso à baixa infraestrutura destes municípios e à pouca oferta de mão de obra, o que dificulta a instalação de plantas industriais. Portanto, espera-se que os municípios com composição setorial com alta participação da indústria possuam maior arrecadação de ICMS, tendo em vista o alto potencial de valor adicionado deste setor somado à maior complexidade econômica ligada à cadeia produtiva industrial.

Ainda contextualizando o o ICMS como um imposto de valor adicionado, entende-se que o cenário institucional também tem relevância na arrecadação. Nesse sentido, o papel de instituições públicas com boa governança, transparência e participação teriam impactos nos mercados, uma vez que ofertam políticas públicas de qualidade, além de indicar maior estabilidade e previsibilidade da ação pública.

Verificando a qualidade institucional como promotor do crescimento, Rodríguez-Pose e Ketterer (2020) demonstra que, especialmente para as regiões mais pobres da Europa, o nível e os ganhos de qualidade institucional são relevantes para o crescimento econômico. Góes (2015) tem resultado convergente a este, uma vez que indica que o produto per capita é sensível a choques na qualidade institucional dos países que compõem o painel estudado no trabalho. Nesse sentido, entende-se que, ao promover crescimento e ganho de valor agregado via instituições públicas de qualidade, é natural inferir que o crescimento de arrecadação via valor agregado também alcance níveis maiores. Assim, ações públicas locais promotoras de incremento institucional qualitativo poderiam gerar impactos na circulação de bens e serviços e conseqüentemente na arrecadação oriunda destes mercados.

Assim, com base neste breve referencial, definiu-se as variáveis do modelo candidatas a explicarem o nível de arrecadação de ICMS a partir de características locais. Quanto à variável dependente, utilizou-se o ICMS arrecadado em Minas Gerais, segmentado por município, segundo dados da Secretaria de Fazenda de Minas Gerais (SEFAZ-MG). Cabe ressaltar que bens comercializados entre estados tem taxa de origem e o estado de destino – portanto, na base de arrecadação da SEFAZ-MG há dados de arrecadação de cidades externas ao estado mineiro – no entanto, estes municípios não foram incluídos na análise. Por fim, destaca-se que a análise compreende ao ICMS arrecadado per capita, com a intenção de controlar a variável pelo tamanho da população de cada município.

Devido à alta alíquota e baixa elasticidade-preço da demanda, as vendas de gasolina por município poderiam explicar positivamente o nível de arrecadação. Os dados foram obtidos pelo portal da Agência Nacional de Petróleo. A aplicação dessa variável foi equacionada pelo nível de vendas per capita.

Para verificar o papel da força de trabalho como gerador de valor adicionado, foi incluída a proporção de empregados formalizados perante o total da população de cada municipalidade, a partir de dados da RAIS (Relação Anual de Informações Sociais), do Ministério da Economia. Também via RAIS, foi utilizado o dado referente à parcela dos trabalhadores com ensino médio completo ou formação superior, a fim de avaliar o papel do capital humano, especialmente da educação dos trabalhadores, no valor adicionado em cada território.

Para capturar a qualidade institucional da localidade, foi utilizado a Dimensão Governança para o Desenvolvimento, do Índice Sebrae de Desenvolvimento Econômico Local. A Dimensão Governança para o Desenvolvimento foi confeccionada a partir do método de análise fatorial, de modo a equacionar variáveis relacionadas a esforços públicos direcionados à qualidade institucional. As variáveis que compõem a dimensão são ligadas ao planejamento, à articulação institucional, à gestão fiscal do município e, por fim, à participação e controle social.ⁱⁱ

O ano utilizado na análise é o de 2018. Quanto aos dados de consumo de combustível, apenas 840 possuíam dados para 2018 – dessa forma, com o objetivo de não prejudicar a análise espacial da pesquisa, optou-se por realizar uma média do consumo nos anos recentes de 9 dos 13 municípios sem dados para o ano de análise, e 4 municípios foram retirados da amostra devido à falta de dados mesmo em anos anteriores a 2018, sendo eles os municípios de Passabém, Glaucilândia, Rochedo de Minas e Presidente Juscelino. Todos os dados utilizados são abertos e passíveis de acesso nos portais online das fontes citadas.

2.2 Modelagem Econométrica e Matriz de Ponderação Espacial

Nesta subseção, serão introduzidas as ferramentas econométricas utilizadas não apenas para estimar o impacto das variáveis, como também para verificar impacto que a vizinhança exerce sobre o ICMS. Conforme indicado por Fischer e Wang (2011), o modelo linear precede a análise espacial. Nesse caso, temos a seguinte notação matricial para o modelo linear:

$$y = X\beta + \epsilon \quad (1)$$

em que y é vetor $n \times 1$ contendo o valor da variável explicada das n observações, enquanto a matriz X , de ordem $n \times q$, apresenta os valores de cada observação para as q variáveis explicativas do modelo e está associada ao vetor de parâmetros β de dimensão $q \times 1$. Por fim, o termo de erro é representado pela vetor ϵ de dimensão $n \times 1$. Os pressupostos do modelo de regressão linear pressupõe aleatoriedade do termo de erro com $E[\epsilon] = 0$ e $E[\epsilon\epsilon'] = \sigma^2 I$.

No entanto, em casos com omissão de variáveis relevantes, observa-se a presença de viés e inconsistência nos estimadores. Portanto, no caso em que há presença de dependência espacial, o termo de erro é quem acomoda a dependência entre a vizinhança, gerando os problemas de estimação aqui citados.

Uma das formas de acomodar a relação de vizinhança dentro da especificação econométrica é a utilização modelo espacial autorregressivo, cuja a forma matricial é exposta a seguir:

$$y = \rho W y + X\beta + \epsilon \quad (2)$$

Onde W é uma matriz de pesos espaciais. Considerando um sistema S de N unidades espaciais $i = 1, 2, 3 \dots N$, cada linha e cada coluna desta matriz W de dimensão $n \times n$ é uma unidade espacial. Cada elemento w_{ij} da matriz indica a correspondência de vizinhança entre as unidades i e j . Nos casos em que unidades espaciais i, j apresentarem vizinhança, haverá um valor diferente zero associado ao elemento w_{ij} da matriz W . Por convenção, os elementos w_{ii} da matriz são iguais a zero (ou seja, ninguém é vizinho de si mesmo).

Conforme indicado por Anselin (1988b), há diversas rotulações de vizinhança utilizáveis na composição da matriz de vizinhança. Em referência a um tabuleiro de xadrez, o critério do tipo torre considera como vizinhos os municípios que possuem fronteiras físicas comuns com extensão diferente de zero, ao passo que o critério do tipo bispo considera áreas contíguas aquelas em que apenas os seus vértices se tangenciam – este trabalho se utiliza do critério do tipo rainha, que se configura como a comunhão dos dois padrões anteriormente citados – quaisquer e apenas municípios com conexão direta com o município em análise serão considerados vizinhos. Em outras palavras, são vizinhos para o modelo aqueles municípios limítrofes entre si. Esse tipo de critério é conhecido como rainha de 1ª ordem.

Além disso, padroniza-se para que a soma dos elementos de cada linha da matriz W seja igual a um. Isso indica que, para cada unidade espacial i , com k vizinhos, seu vetor linha presente na matriz W terá k elementos diferentes de 0, e o peso de cada elemento será de $\frac{1}{k}$ para em que a soma dos elementos de cada linha seja igual um.

Assim, $W y$ captura o efeito da variável explicativa na vizinhança sobre a unidade espacial analisada em relação à própria variável. Para estimar o impacto da defasagem espacial representada por $W y$, o escalar ρ pondera os efeitos da contiguidade. A forma reduzida da equação (2) está exposta abaixo:

$$y = (I - \rho W)^{-1}(X\beta + \epsilon) \quad (3)$$

aplicando um operador de valor esperado e considerando que o problema de heteroscedasticidade dos erros foi corrigido pela inclusão do fator espacial, temos:

$$E[y] = (I - \rho W)^{-1} X\beta \quad (4)$$

dado que $E[\epsilon] = 0$. A matriz $(I - \rho W)^{-1}$ é o multiplicador espacial e sinaliza que o valor esperado de cada observação Y_i dependerá uma combinação linear das variáveis explicativas X dado os valores presentes na vizinhança, ponderado por um fator de dependência espacial ρ (FISCHER; WANG, 2011). Para cada elemento, a matriz inversa nos indica que a magnitude do efeito de ρ sobre as demais variáveis será de $\frac{1}{1-\rho}$ ou seja, quanto maior o ρ , maior será o impacto da vizinhança sobre cada unidade espacial y_i .

Com este breve resumo do modelo de defasagem espacial, é possível definir a especificação do modelo econométrico com base nas variáveis levantadas na subseção anterior. Deste modo, a especificação do modelo foi realizada da seguinte maneira:

$$\begin{aligned} \text{Log}(ICMSpc) = & \alpha + \rho W \text{Log}(ICMSpc) + \beta_1 \text{Log}(gasolinapc) + \beta_2 \text{Log}(educ_formais) \\ & + \beta_3 \text{Log}(va_industria) + \beta_4 \text{Log}(formais_pop) + \beta_5 \text{Log}(governanca) + u \end{aligned} \quad (5)$$

Sendo $ICMSpc$ o ICMS per capita; α o termo constante do modelo; $gasolinapc$ o nível de vendas de litros de gasolina por município per capita; $educ_formais$ a proporção de trabalhadores da RAIS com ensino médio completo ou formação superior; $va_industria$ a proporção na participação setorial da indústria na composição do valor adicionado bruto;

formais_pop a proporção de trabalhadores formais dada a população estimada do município; *governanca* representando a dimensão Governança para o Desenvolvimento do Índice Isdel e, por fim, *u*, representando o resíduo amostral.

A adoção de um modelo Log-Log se deve a dois motivos principais. O primeiro deles é a captura de relações não lineares entre as variáveis e, o segundo, é a verificação a elasticidade da variável dependente frente aos diferentes indicadores usados como variáveis explicativas, de forma a tornar a interpretação dos resultados mais clara.

Uma vez definido o modelo, define-se a metodologia de estimação. Nesse caso, a estimação por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) apresentaria viés nos parâmetros. Para observar o viés citado, tomemos um modelo puramente autorregressivo trazido por Anselin (1988b):

$$y = \rho W y + \epsilon \quad (6)$$

A estimação de MQO para o parâmetro de ρ , denotado como r , apresenta a seguinte forma:

$$r = (y_L' y_L)^{-1} y_L' y \quad (7a)$$

onde y_L é o termo de defasagem espacial $W y$. Substituindo o vetor y pelos parâmetros populacionais presentes em (2), temos:

$$\begin{aligned} r &= (y_L' y_L)^{-1} y_L' (\rho y_L + \epsilon) \\ r &= \rho + (y_L' y_L)^{-1} y_L' \epsilon \end{aligned} \quad (7b)$$

Portanto, o modelo estimado por MQO possui um viés $(y_L' y_L)^{-1} y_L' \epsilon$ atrelado. Quanto à consistência, são dadas as seguintes condições por Anselin (1988b):

$$P \lim_{n \rightarrow \infty} N^{-1} (y_L' y_L) = Q, \text{ uma matriz finita e não singular} \quad (8a)$$

$$P \lim_{n \rightarrow \infty} N^{-1} (y_L' \epsilon) = 0 \quad (8b)$$

Dada certas restrições impostas ao valor de ρ , a equação (7a) pode ser atendida. No entanto, considerando que:

$$P \lim_{n \rightarrow \infty} N^{-1} (y_L' \epsilon) = P \lim_{n \rightarrow \infty} N^{-1} \epsilon' W (I - \rho W)^{-1} \epsilon \quad (8c)$$

tem-se que a equação (8b) resulta em uma forma quadrática do erro, tornando possível ser assintoticamente igual a zero apenas na condição onde ρ é igual a zero. Logo, o estimador de MQO para o parâmetro ρ é viesado e inconsistente, tornando o uso deste método de estimação inadequado.

Nesse sentido, o uso de métodos alternativos se faz necessário. O primeiro deles é o Método de Máxima Verossimilhança, amplamente trabalhado na literatura (ANSELIN, 1988b; FISCHER; WANG, 2011; DARMOFAL, 2015; BALTAGI, 2001). Neste contexto, o processo de estimação de por Máxima Verossimilhança se configura como um processo de maximização da distribuição conjunta de todas as observações em relação a um número de parâmetros relevantes.

A estimação via Máxima Verossimilhança possui características desejáveis para a modelagem, tais como consistência, eficiência e normalidade assintótica, além de robustez quanto a desvios moderados do pressuposto de normalidade (FISCHER; WANG, 2011). No entanto, atenta-se para as condições necessárias para a estimação, como existência de uma função de log verossimilhança diferenciáveis para o valor dos parâmetros em análise, além de matrizes de covariância positiva-definidas e não singulares, como também finitude nas diversas formas quadráticas da matriz (ANSELIN, 1988b, p. 60).

Alternativamente, tem-se a estimação por Método dos Momentos Generalizados (GMM), cuja premissa de normalidade da distribuição, central para o estimador de Máxima Verossimilhança, não detém papel fundamental para estimação (KELEJIAN; PRUCHA, 1999). No entanto, o tamanho da amostra ainda é relevante, dada sua eficiência assintótica (LIU ET AL., 2010).

É importante ressaltar ainda uma especificação alternativa para o modelo de autocorrelação espacial. Diferentemente da forma exposta na equação (2), uma especificação alternativa é apresentada abaixo:

$$\begin{aligned} y &= X\beta + \epsilon, \\ \epsilon &= \lambda W\epsilon + u \end{aligned} \quad (9)$$

Nesse caso, λ representa o parâmetro autorregressivo, W a matriz de pesos espaciais e, por fim, u o termo de erro aleatório. O modelo apresentado é conhecido como Modelo de Erro Espacial, ou Spatial Error Model. Neste tipo de especificação, a relação espacial é contida no termo de erro. Isto significa que possivelmente há uma variável não incluída no modelo que contém o viés espacial e, neste caso, o erro de cada localidade da amostra está espacialmente correlacionado com o de sua vizinhança.

Uma especificação mais geral para modelos de defasagem espacial é apresentada por Anselin (1988a), e exposta a seguir:

$$\begin{aligned} y &= \rho W_1 y + X\beta + \epsilon, \\ \epsilon &= \lambda W_2 \epsilon + u \end{aligned} \quad (10)$$

Assim, modelos com lag espacial possuiriam ρ diferente de zero e λ igual a zero. Para modelos com autocorrelação espacial no termo de erro, ρ é igual a zero e λ é diferente de zero. Por fim, têm-se o modelo restrito, em que $\rho = \lambda = 0$ e, neste caso, não há autocorrelação espacial. Uma das formas de se avaliar a especificação correta é pela testagem via testes de Multiplicador de Lagrange. Nestes testes, a hipótese nula é de $H_0: \rho = \lambda = 0$, e a hipótese alternativa, a depender do teste, é de $H_1: \rho \neq 0$ ou $H_1: \lambda \neq 0$, ou seja, de que há dependência espacial via defasagem ou no termo de erro, respectivamente. Estes testes possuem como principal vantagem a identificação do tipo de interação espacial presente no modelo, mas dependem do tamanho da amostra, dadas as suas eficiências assintóticas (ANSELIN, 1988a).

Cabe ainda ressaltar que os testes para o modelo de lag e para o modelo de erro possuem poder a respeito das duas restrições. Ou seja, é possível que uma única amostra apresente rejeição da hipótese nula tanto para λ quanto para ρ . Neste caso, o procedimento indicado é a realização do teste robusto para ambos parâmetros (ANSELIN, 2005, p. 199).

Assim, com base nesta breve apresentação, é possível identificar corretamente a modelagem com base nas variáveis aqui citadas. A confecção dos testes mencionados para o modelo econométrico especificado será apresentada na seção dedicada aos resultados econométricos.

3. Resultados

3.1 Resultados Exploratórios

Para municiar a análise econométrica, alguns dados exploratórios foram coletados. Entretanto, antes de apresentá-los, é preciso contextualizar a respeito do território mineiro. A seguir, o mapa de Minas de Gerais, segundo mesorregiões do IBGE:

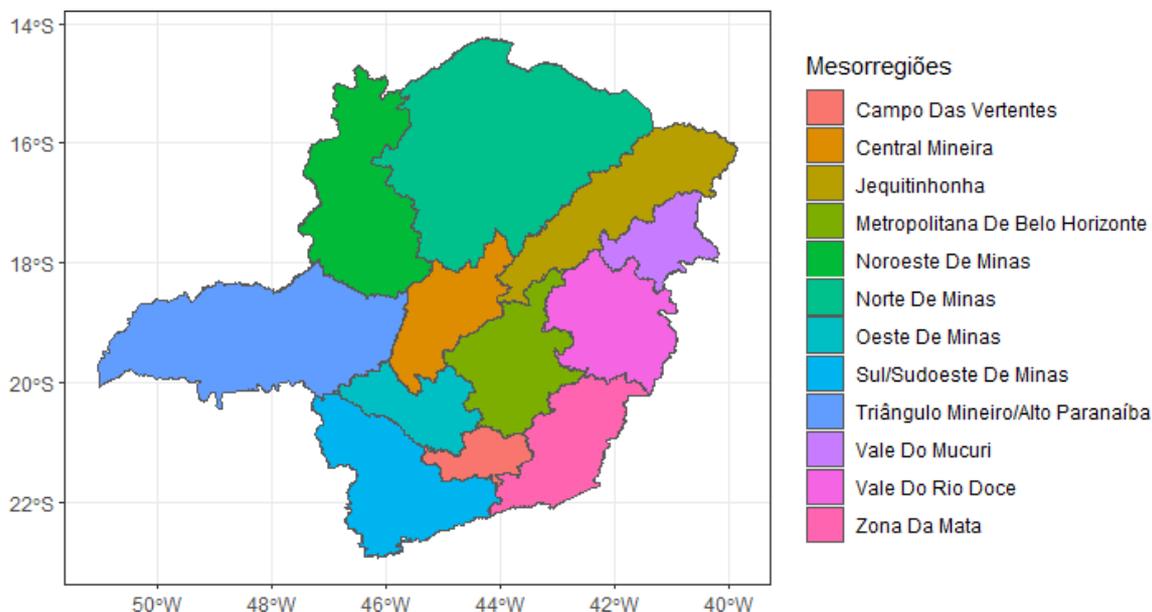


Figura 1. Mesorregiões de Minas Gerais (fonte: elaborado pelos autores).

Uma característica histórica e marcante das mesorregiões mineiras é a acentuada desigualdade regional. Conforme Pereira e Hespanhol (2015), as porções norte e nordeste do estado vivenciam questões estruturais que explicariam a desigualdade socioeconômica.

Se por um lado as regiões do Sul/Sudoeste de Minas e Triângulo Mineiro/Alto Paranaíba estão altamente inseridas no cenário da agroindústria internacional, as regiões no Norte, Jequitinhonha e Vale do Mucuri possuem agropecuária com técnicas e lógicas produtivas voltadas ao mercado local e com menor valor agregado. Outra região de destaque é a Metropolitana, tendo em vista o seu papel como centro político e econômico do estado. Além disso, a região Metropolitana está inserida num cenário de mineração devido à localização do quadrilátero ferrífero, que se apresenta como uma das regiões de maior produção de minério de ferro do planeta.

Para as variáveis analisadas nos modelos de regressão, tem-se a expectativa que as regiões Sul/Sudoeste de Minas, Metropolitana e Triângulo Mineiro/Alto Paranaíba tenham desempenho oposto às regiões Norte, Jequitinhonha e Vale do Mucuri. Para visualizar se os padrões esperados são de fato concretizados, os mapas quantílicos das variáveis foram elaborados:

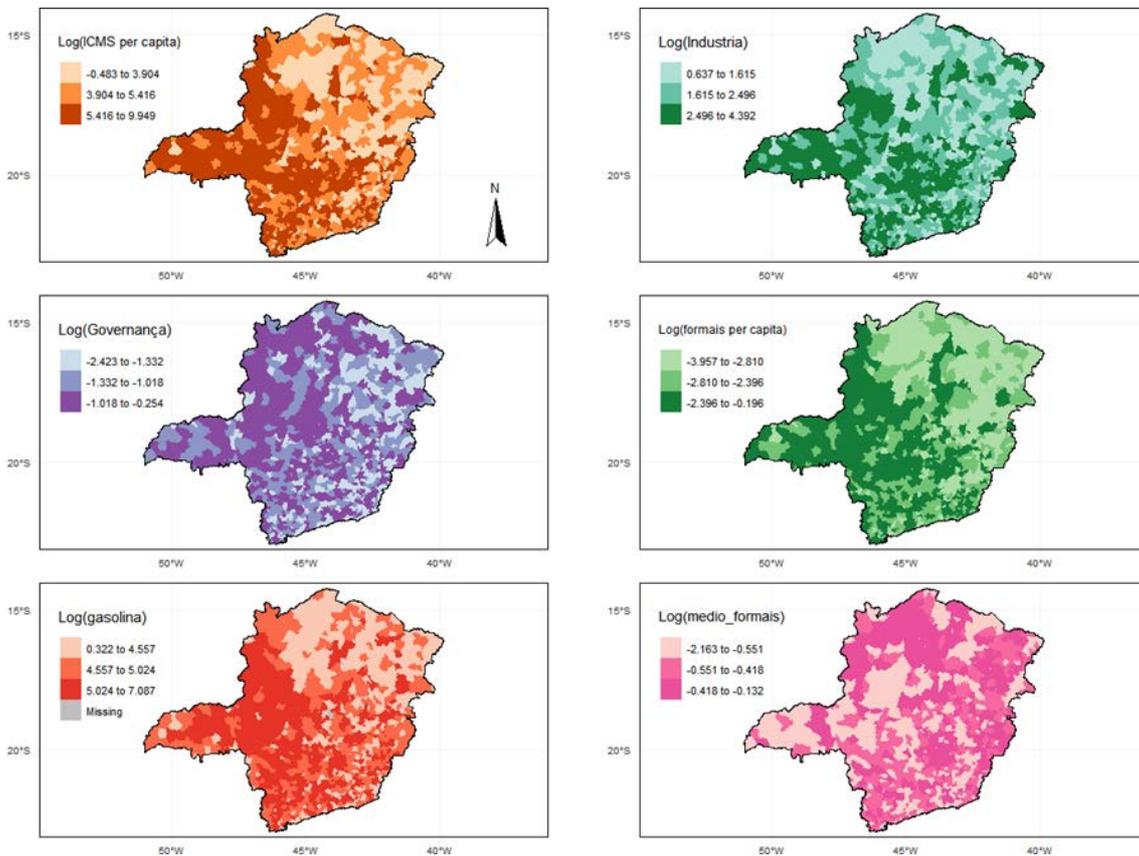


Figura 2. Mapa quantílico das variáveis analisadas (fonte: elaborada pelo autor).

Assim como no modelo econométrico, foram apresentadas na figura 2 as variáveis em suas formas linearizadas. A variável central do modelo, o ICMS, tem seus principais arrecadadores concentrados no Triângulo Mineiro, no Sul e na Região Metropolitana, ao passo que o Norte de Minas e os Vales do Jequitinhonha e Mucuri apresentam a maior concentração de municípios com baixa arrecadação. O nível de Governança para o Desenvolvimento, o nível de formais per capita e o consumo de gasolina per capita também apresentam comportamento similar: as regiões do nordeste mineiro apresentam os municípios com menor valor para as variáveis. Este padrão regionalizado se mantém quando se trata da participação da Indústria no PIB municipal. Cabe ressaltar, por fim, que a proporção de trabalhadores qualificados apresentou um padrão distinto: as regiões Metropolitana, Sul, Zona da Mata e Norte apresentam maior proporção de trabalhadores com ensino médio ou superior.

Apresentado o padrão especial, observa-se que a distribuição dos municípios com maiores indicadores não apresenta dispersão ou aleatoriedade – pelo contrário, o indicativo é que há uma concentração espacial em clusters. A divisão espacial regionalizada, especialmente do ICMS, retoma à pergunta inicial deste trabalho: **afinal, a vizinhança importa?**

Para este questionamento, ao menos para variável principal (o ICMS), observa-se o fenômeno de autocorrelação espacial. A autocorrelação espacial nada mais é que a concomitância entre a similaridades entre valores de uma ou mais variável com localização destes valores (FISCHER; WANG, 2011). Nesse sentido, a indicação de autocorrelação espacial é o indicio de que aleatoriedade espacial é incompatível com a estrutura de dados.

Os testes para a verificação da autocorrelação espacial são baseados em alguns métodos exploratórios e, segundo Fischer e Wang (2011), as duas estatísticas massivamente utilizadas são o I de Moran e o C de Gary. Estas duas estatísticas possuem como propriedade a análise global da autocorrelação espacial, isto é, todas as associações espaciais presente nos dados são incluídas para o cálculo. Neste presente trabalho, a autocorrelação global será apresentada via estatística I de Moran.

A estatística I de Moran univariado se utiliza da estrutura de correlação de Pearson – no entanto, ao invés de se analisar a correlação entre duas variáveis, analisa-se a correlação de uma variável em face do seu valor na vizinhança de cada unidade espacial (GETIS, 2010). O cálculo do I de Moran univariado é dado por:

$$I = \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{W_0 \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2} \quad (11a)$$

Onde W_0 é a soma dos elementos normalizados da Matriz de pesos W , ou seja:

$$W_0 = \sum_{i=1}^n \sum_{j \neq i}^n W_{ij} \quad (11b)$$

Conforme levantado por Fischer e Wang (2011), como a matriz de pesos espaciais foi normalizada (isto é, a soma dos elementos de cada linha é igual a um), então $W_0 = n$. Para o Log do ICMS per capita, a principal variável do modelo, o **I de Moran encontrado foi de 0,39**. Isso indica uma autocorrelação positiva – isto é, as unidades espaciais tendem a possuir similaridade com os seus vizinhos. Caso o município possua ICMS per capita alto, a expectativa é que os seus vizinhos também tenham nível elevado – por outro lado, se o nível de ICMS per capita é baixo, a expectativa é que sua vizinhança apresente o mesmo padrão. Visualmente é possível observar este relacionamento, conforme gráfico de correlação a seguir:

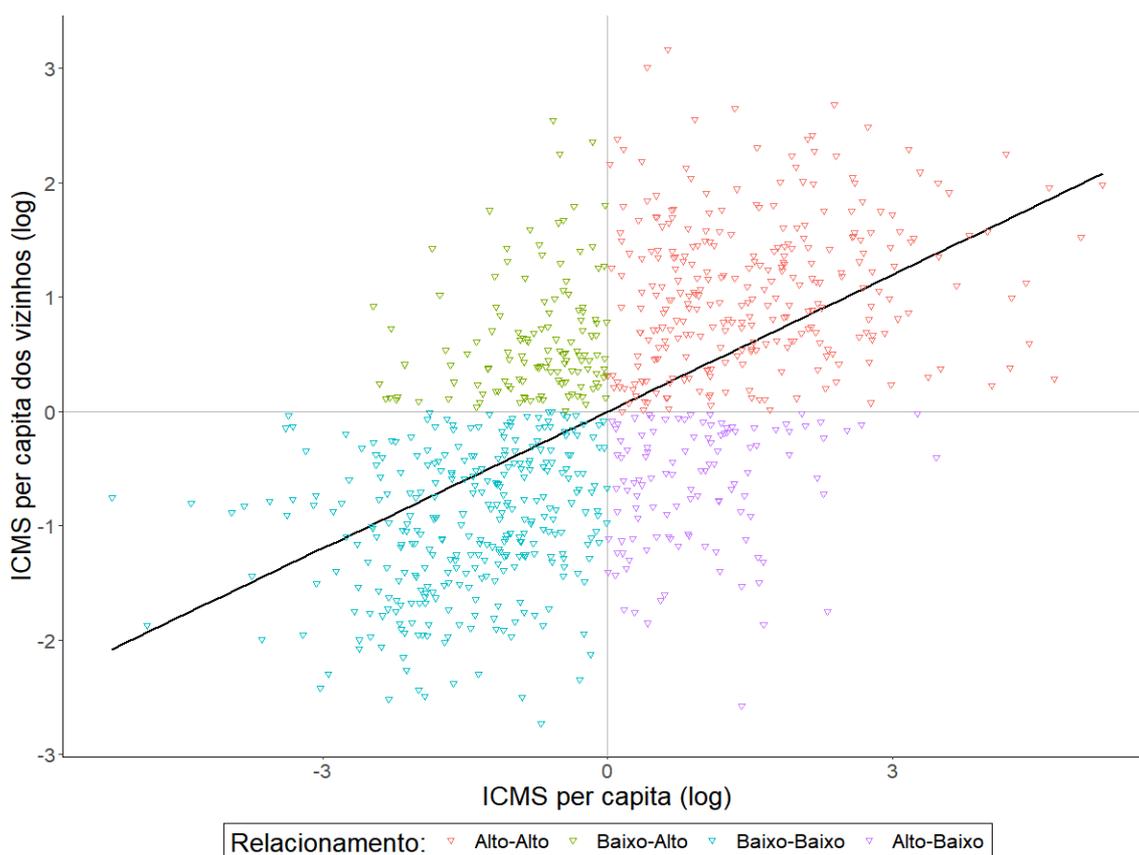


Figura 3. I de Moran Global (fonte: elaborado pelo autor).

Na figura acima, os pontos apresentam o relacionamento do valor do ICMS per capita de cada município com o ICMS per capita médio de seus vizinhos. As unidades tanto em azul quanto em vermelho indicam a autocorrelação positiva: o primeiro grupo possui vizinhos com a variável abaixo da média, além de eles próprios também estarem abaixo da média – o segundo grupo, por sua vez, tem as próprias unidades e os vizinhos acima da média. Em verde e em roxo estão os grupos que contrariam a lógica, ou seja, possuem vizinhos dissimilares. Conforme a figura 3 mostra, a

maioria das localidades do estado de Minas Gerais possuem similaridade com sua vizinhança, uma vez que a maioria dos municípios estão em azul e em vermelho. Ainda sobre a estatística I de Moran, é possível realizar o teste de hipótese para autocorrelação espacial, ou seja, a verificação da relevância estatística do resultado encontrado.

O método analítico para o teste de hipótese exige a derivação da distribuição exata da variável y e de W . Nesse caso, é necessário considerar a aproximação da distribuição de y para a normal, o que requer uma amostra consideravelmente grande.

Alternativamente, tem-se a opção de verificação da aleatoriedade via permutação (GIMOND, 2019). A permutação consiste no rearranjo aleatório dos valores do vetor y para as n unidades espaciais. Ou seja, compara-se o valor do I de Moran encontrado na amostra original com as diferentes amostras aleatórias possíveis recriadas dentro do espaço de análise.

Assim, conforme Tsai e Perng (2011), observa-se um pseudo p-valor com base no posicionamento do valor da estatística I de Moran frente às simulações aleatórias no método de permutação. Se o valor da estatística I de Moran original estiver muito próximo aos valores médios das amostras aleatórias, este então é um indicativo de que possivelmente as relações de autocorrelação encontradas na verdade são frutos de um processo aleatório; por outro lado, caso o valor da estatística seja considerado extremo em comparação com as amostras randomizadas, então o valor é significativo, optando-se pela rejeição da hipótese nula de aleatoriedade espacial. O indicativo da rejeição é justamente o pseudo p-valor, sendo comum utilizar o corte de $p < 0,05$.

Para a realização do teste, foram realizadas 999 permutações, e o pseudo p-valor encontrado foi de 0,001, indicando rejeição da hipótese nula. Portanto, infere-se que o processo de aglomeração de municípios com maior ICMS per capita não é fruto de um processo aleatório; ao contrário, é o indício que o relacionamento entre as unidades espaciais podem possuir questões geográficas relevantes.

Seguindo adiante com as abordagens exploratórias, pode-se realizar teste locais de autocorrelação, onde se analisa as parcelas do território cuja a autocorrelação pode se diferenciar entre as demais. Esta abordagem se baseia na hipótese de que fenômenos geográficos se dão de forma heterogênea pelo espaço. Não há um único Indicador local de associações espaciais, no entanto será apresentado apenas o I de Moran Local desenvolvido em Anselin (1995), que no caso é a decomposição do I de Moran Global. Sua fórmula é dada para cada unidade, e se apresenta da seguinte forma:

$$I_i = \frac{1}{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2} \sum_{j=1}^n W_{ij} (y_i - y_j), \text{ com } w_{ii} = 0 \quad (12)$$

Nota-se então que o I de Moran global é uma média do I de Moran local para cada unidade i . Sua interpretação é semelhante ao índice global: em caso de autocorrelação local positiva, compreende-se então que a vizinhança terá um perfil semelhante ao da unidade espacial analisada e, caso o I de Moran seja negativo, então espera-se que a vizinhança da unidade espacial tenha perfil divergente quanto à variável analisada.

Para a significância, a permutação novamente é utilizada como teste para a verificação de associação espacial. Para o caso da estatística a nível local, o valor y_i no local i é mantido, ao passo que os demais valores são randomizados. Observa-se a distribuição do I de Moran randomizado e compara-se com o valor original, a ver se o valor da amostra não randômica se confirma como extrema em relação às demais, de modo a indicar que a estatística encontrada é não aleatória.

Para análise do I de Moran Local, este trabalho se concentra nos espaços onde há autocorrelação significativa, isto é, com p-valor inferior a 0,05. O padrão espacial encontrado é apresentado a seguir, na figura 4:

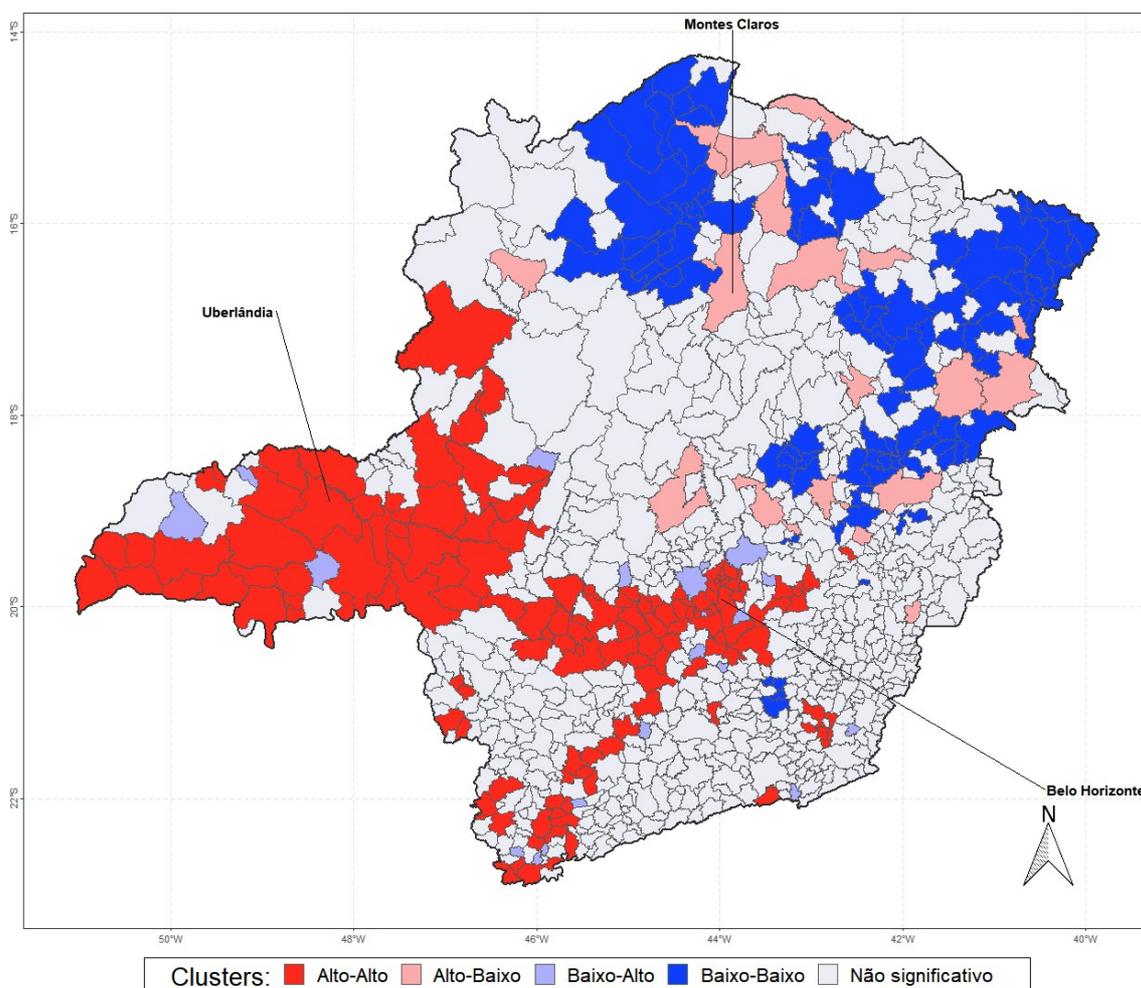


Figura 4. I de Moran Local (fonte: elaborado pelo autor).

No mapa, os municípios em vermelho claro são aqueles cujo ICMS per capita é alto, mas estão associados a municípios com ICMS per capita baixo. O contrário é válido para os municípios em azul claro, cujo ICMS per capita é baixo, mas a vizinhança possui valores elevados de arrecadação. Em ambos os casos, o relacionamento entre as unidades indica autocorrelação negativa, ou seja, dissimilaridade com sua vizinhança.

Este evento se apresentou em alguns nos municípios marginais da região metropolitana, indicando municípios com baixo nível de ICMS per capita mas lotado em uma região com predominância de municípios com alta arrecadação. Uma possível explicação é a distância do centro econômico da mesorregião. Nesse caso, possíveis impactos de um Efeito Spillover relacionado a Belo Horizonte não conseguiram alcançar os municípios menos centrais da região. Assim, a parcela de municípios mais centrais se beneficiariam de seu relacionamento com o centro econômico do estado, ao mesmo tempo que seriam incapazes de reproduzir os impactos com os vizinhos menos centrais.

Por outro lado, localidades associadas no modelo Alto-Baixo estão mais presentes na porção Norte e Nordeste do estado, onde se localizam as mesorregiões Norte, Jequitinhonha, e Vales do Mucuri e Rio Doce. Nesse sentido, destaca-se na figura a cidade de Montes Claros, que está inserida próxima a um cluster do tipo Baixo-Baixo, mas possui arrecadação proporcionalmente acima da média.

Os municípios com o vermelho e o azul mais intensos estão presentes em uma lógica de autocorrelação positiva e significativa ao recorte de $p < 0,05$. Nesses casos, a autocorrelação positiva indica a aglomeração de ICMS per capita pelo estado, tanto a níveis baixos, em azul, quanto em níveis altos, em vermelho. Pelo mapa, fica evidente que o Triângulo Mineiro e a Região Metropolitana apresentaram conglomerados regionais de alto ICMS per capita. Conforme já destacado, a Região do Triângulo está inserida num contexto agroindústria altamente produtiva.

A grande parte dos conglomerados de baixo ICMS estão nas regiões Norte, Jequitinhonha e Vale do Mucuri e Rio Doce. Estas regiões são historicamente mais pobres. Tratando especificamente do Vale do Jequitinhonha, a estagnação econômica e a baixa integração econômica com os grandes polos da economia nacional motivaram a criação Comissão de Desenvolvimento do Vale do Jequitinhonha (Codevale) pelo governo estadual (FUNDAÇÃO JOÃO PINHEIRO, 2017).

Atualmente, os esforços estaduais estão concentração no Instituto de Desenvolvimento do Norte e Nordeste de Minas Gerais, que contempla as mesorregiões Norte, Nordeste, Noroeste, Vales do Jequitinhonha, Mucuri e Rio Doce. Logo, o diagnóstico de dificuldades de integração da região já é conhecido. Portanto, os resultados a respeito do modelo econométrico podem ajudar a ampliar o diagnóstico, indicando quais pontos são fundamentais para arrecadação, o que por sua vez pode revelar os gargalos econômicos, de forma a complementar o mapeamento de conglomerados realizados nesta seção.

3.2 Resultados Econométricos

Nesta seção, serão apresentados os resultados econométricos, bem como os diferentes testes para a verificação da correta especificação do modelo. O primeiro passo é a regressão do modelo restrito, isto é, via MQO, desconsiderando a potencial autocorrelação espacial no modelo de regressão. Os resultados do MQO serão apresentados mais adiante, juntamente aos do modelo irrestrito.

O primeiro teste a ser realizado é o de multicolinearidade. A multicolinearidade ocorre quando variáveis explicativas que, para além de sua correlação com a variável explicada, são correlacionadas entre si, gerando problemas de significância. Um método possível para avaliar este fenômeno é o Fator de Inflação de Variância. O resultado do teste é apresentado a seguir:

Tabela 1. Fator de Inflação de Variância (fonte: elaborado pelos autores).

gasolinapc (log)	formais_pop (log)	va_industria (log)	governança (log)	educ_formais (log)
1.233	2.205	1.658	1.355	1.213

No geral, uma variável com VIF superior a 5 apresenta alta multicolinearidade com as demais variáveis do modelo. No teste realizado, nenhuma variável alcançou sequer o valor de 3, considerado moderado. Portanto, o teste indica que não há problemas de multicolinearidade.

Em seguida, identifica-se a presença de heterocedasticidade. A heterocedasticidade, neste caso, é o primeiro passo para a identificação do modelo, uma vez que o viés atrelado ao erro pode ser por conta da omissão justamente da espacialidade na especificação. Para esta verificação, foi realizado o teste de Breusch-Pagan.

Tabela 2: Teste de Breusch-Pagan para Heterocedasticidade (fonte: elaborado pelo autor).

Estadística BP	Graus de liberdade	P-Valor
11.237	5	0.04688

A hipótese nula é de homoscedasticidade e, no caso, foi confirmada a heterocedasticidade do modelo considerado. Cabe frisar que este é apenas um indicativo de autocorrelação espacial. A presença de heterocedasticidade é apenas uma condição para a dependência espacial, mas há outras causas para este problema de estimação que não possuem relação com a análise do espaço. Logo, necessita-se de outros testes complementares.

Nesta trajetória, o teste de I de Moran para autocorrelação nos resíduos do modelo de MQO indica a presença de autocorrelação espacial dos erros. Cabe ressaltar que o teste de I Moran realizado para a regressão difere do teste realizado para a análise univariada realizada na seção anterior.

O resultado encontrado indicou p -valor $< 0,001$ e I de Moran observado com valor positivo (indicando similaridade entre a vizinhança). Nesse caso, o I de Moran para autocorrelação dos resíduos do MQO rejeitou a hipótese nula de aleatoriedade espacial para o erro do modelo linear, indicando a necessidade de investigação a respeito de qual modelo irrestrito se configuraria como a melhor especificação.

A determinação de qual tipo de modelo irrestrito provem dos testes de Multiplicador de Lagrange para autocorrelação espacial. Conforme discutido na metodologia, primeiro são operados os testes LMLag e LMerr, que identificam, respectivamente, autocorrelação espacial na variável explicativa e no erro. Se os testes apresentarem sensibilidade para os dois casos, então aplica-se a testagem robusta (RLMlag e RLMerr). Os resultados encontrados estão expostos abaixo na tabela 3:

Tabela 3: Diagnóstico via Multiplicador de Lagrange para dependência espacial (fonte: elaborado pelo autor).

Tipo de Teste	Estatística do Teste	P-Valor
LMerr	19.562	$9,797e^{-6}$
LMLag	29.574	$5,382e^{-8}$
RLMerr	1.8138	0,178
RLMlag	11.826	0,0005842

Os resultados demonstram que a melhor especificação para os dados é a de lag espacial. Isso porque, apesar dos testes principais apontarem para o modelo irrestrito no erro e via lag, os testes robustos não rejeitam aleatoriedade espacial para o erro, ao passo que rejeitam a hipótese do coeficiente ρ de lag espacial seja igual a zero. Portanto, a especificação presente na equação (2) se configura como a mais adequada. O próximo passo é a apresentação do resultados e a escolha do método de estimação. O tamanho da amostra (849 observações) permite a utilização de métodos que se baseiam na consistência dos estimadores. A estimação por Máxima Verossimilhança, por operar de acordo com a aproximação da normal, exige que a variável dependente possua esta distribuição.

Através do teste de normalidade de Jarque-Bera, foi encontrado um p valor de de 0.052, que não rejeita a hipótese nula mas, no entanto, está adjacente à área de rejeição do teste. Dessa forma, foi estimado o modelo tanto pelo Método de Máxima Verossimilhança quanto pelo Método do Momentos Generalizados, como forma de apresentar um resultado alternativo ao modelo ligado à normalidade da variável dependente. Os resultados estão expostos na tabela 4:

	Variável Dependente:		
	ICMS per capita (Log)		
	MQO (1)	ML (2)	GMM (3)
gasolinapc (log)	0.347*** (0.058)	0.331*** (0.057)	0.333*** (0.057)
formaispc (log)	1.404*** (0.091)	1.203*** (0.096)	1.2316*** (0.101)
va_industria (log)	0.703*** (0.047)	0.666*** (0.046)	0.670*** (0.046)
governanca (log)	0.362*** (0.114)	0.410*** (0.111)	0.402*** (0.112)
educ_formais (log)	0.506** (0.199)	0.559*** (0.195)	0.551** (0.195)
Constante	5.147*** (0.467)	4.096*** (0.495)	4.245*** (0.520)

<i>P</i> (lag espacial)	-	0.178*** (0.03)	0.153*** (0.04)
Observations	849	849	849
R ₂	0.681		
Pseudo R ²		0.6934	0.6925
Log Likelihood		-1,120.451	
F Statistic	359.552*** (df = 5; 843)		
Anselin-Kelejian Test			0.894 (df=1)
LM test for residual autocorrelation		0.73742	

Obs. * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$.

A respeito das variáveis, os resultados indicam significância para todos os fatores explicativos do modelo. Cabe novamente ressaltar que os coeficientes dos modelos espaciais devem ser reponderados na proporção $\frac{1}{1-\rho}$, a fim de se ter a real magnitude dos seus efeitos. Essa ponderação equivale a dizer efeito espacial torna os coeficientes 20% maiores no modelo (2) e 18% maiores no modelo (3). **Portanto, evidencia-se uma dependência espacial positiva no modelo.**

Os testes Anselin-Kelejian e LM para dependência espacial no erro não rejeitaram a hipótese nula de resíduos não auto correlacionados. Este resultado se apresenta como mais um indicativo de correta especificação dos modelos.

A variável com maior coeficiente foi a composição setorial. Nesse sentido, a arrecadação do ICMS aparenta ter forte sensibilidade à presença de indústria no município. O resultado, ainda que esperado, reafirma a importância dos setores produtivos na capacidade de arrecadação pública e, como foi visto na análise exploratória, este setor não é disperso pelo estado. Reside então um desafio para os formuladores de política pública: aumentar a capilaridade deste setor em um estado com municípios muito pequenos e com pouca infraestrutura.

O consumo per capita de gasolina, apesar de ter o menor coeficiente, se mostrou significativo e positivo. Nesse sentido, este resultado pode ser um indicativo quanto à relevância dos bens com alíquotas especiais. Num cenário em que propostas de reforma tributária baseadas em que imposto neutro (sem diferenciação de alíquota) estão ganhando popularidade, é relevante a administração pública pensar em estratégias de lidar com uma possível queda de arrecadação não apenas com a gasolina, mas também nos demais bens de alíquota diferenciada.

A educação dos trabalhadores e a proporção de empregos formais na população também apresentaram significância e efeito positivo. Estes resultados indicam diferentes caminhos para possíveis políticas públicas. Políticas voltadas ao aumento do emprego, formalização dos postos de trabalho e qualificação dos trabalhadores parecem possuir efeitos que vão além deste mercado, uma vez que possivelmente impactam também a arrecadação pública.

Por fim, a qualidade institucional segue o mesmo destino das variáveis analisadas. Pensando na composição dessa variável, há mecanismos tanto de *enforcement* quanto de indução para aumentar a qualidade institucional, e algumas deles já são utilizados. Um exemplo é o próprio ICMS, já que parte da redistribuição é condicionada a criação de conselhos, por exemplo. Outro exemplo é a lei de responsabilidade fiscal, que limita o endividamento com o intuito de garantir saúde fiscal dos municípios. No entanto, ainda há margem para a ampliação de políticas voltadas ao ganho institucional. Parcerias em obras e concessões públicas, além de consórcios multilaterais e melhorias no ambiente de negócios podem alavancar a qualidade institucional dos municípios, proporcionar aumento da renda e, por consequência, aumentar a arrecadação de ICMS.

Conclui-se então que os modelos apresentados confirmaram as hipóteses iniciais quanto às variáveis e quanto à presença do fator espacial. Ainda assim, é importante o levantamento de algumas limitações, conforme feito a seguir, na seção que conclui este trabalho.

4. Conclusão

O presente trabalho explorou dados municipais ligados ao território mineiro para verificar como o espaço e as características municipais são capazes de explicar as diferentes realidades quanto à arrecadação dentro do estado. Com base neste esforço, alguns pontos merecem consideração.

A análise exploratória indicou uma segregação espacial quanto ao desempenho nas variáveis analisadas. Os efeitos ligados à autocorrelação espacial sinaliza a formação de conglomerados espaciais que se posicionam em extremos opostos. Conglomerados de alto nível de arrecadação estão concentradas nas regiões do Triângulo Mineiro e Metropolitana, indicando um possível efeito de transbordamento das vantagens comparativas que alguns municípios dessas regiões possuem. Novos trabalhos no campo da economia regional podem se aprofundar e evidenciar como se dá a formação desses conglomerados.

Por outro lado, as regiões do Norte, Jequitinhonha e do Vale do Mucuri também apresentam conglomerados, mas que operam sob baixa arrecadação do tributo estadual pesquisado. As cidades que apresentam desempenho superior e se localizam nas regiões não são capazes de criar conglomerados de alto nível. Este pode ser um indicativo de gargalos produtivos e baixa articulação produtiva entre os municípios da região. Neste caso, um possível rumo para futuras investigações, para além de compreender o perfil individual de cada município, seria a procura de entender o porquê dos municípios com maior arrecadação na porção norte e nordeste do estado não possuírem articulação econômica com a vizinhança capaz de gerar resultado significativos.

Por fim, o modelo econométrico foi capaz de revelar a dependência espacial via estimação dos parâmetros e a realização dos testes de especificação. Os resultados apontam para a forte sensibilidade da arrecadação ao nível de emprego formal. Este dado apenas reforça o caráter fundamental que as políticas públicas voltadas à promoção e manutenção do emprego possuem. O mesmo vale para a educação dos trabalhadores, já que a qualificação do emprego representa também maior sofisticação da atividade econômica local.

Quanto à qualidade institucional, os resultados caminharam como indicado pela literatura. No entanto, alguns critérios comumente usados não estavam incluídos na variável "Governança para o Desenvolvimento". Combate à corrupção, presença de justiça pública no município ou até mesmo órgãos de controle podem ser bons parâmetros de ordem jurídica para a métrica de qualidade institucional com capacidade de promover desenvolvimento local.

Quanto aos bens de alíquota especial, o consumo de gasolina se mostrou significativo, apesar do coeficiente inferior em relação às demais variáveis. Outros produtos de regime de alíquota especial, como energia elétrica e importações, podem ser adicionados no futuro, a depender da disponibilidade de dados.

Por fim, a proporção do valor adicionado da indústria se apresentou como variável com maior efeito sobre o ICMS per capita em termos de elasticidade. O estado mineiro apresenta desigualdades regionais severas e, em parte, esta desigualdade é notável também na composição setorial da economia dos municípios.

Considerando as limitações aqui levantadas, compreende-se que no geral foi possível atingir o objetivo de avaliar como se dá as relações espaciais na arrecadação e a como o perfil municipal também influencia nesta análise. A definição dos conglomerados, bem como a sensibilidade do ICMS perante as variáveis podem servir como um mais elemento para auxiliar os diagnósticos e os desenhos de políticas públicas para o estado mineiro.

Referências

- ANSELIN, Luc. “Lagrange Multiplier Test Diagnostics for Spatial Dependence and Spatial Heterogeneity”. **Geographical Analysis**, v. 20, n. 1, p. 1–17, 1988a.
- ANSELIN, Luc. **Spatial Econometrics: Methods and Models**: 4. Dordrecht; Boston: Springer, 1988b.
- ANSELIN, Luc. Local Indicators of Spatial Association—LISA. **Geographical Analysis**, v. 27, n. 2, p. 93–115, 1995.
- ANSELIN, Luc. **Exploring Spatial Data with GeoDaTM: A Workbook**. Chicago: Center for Spatially Integrated Social Science, 2005.
- BALTAGI, Badi H. (Ed.). **A companion to theoretical econometrics**. Malden, Mass: Blackwell, 2001.
- BARROS, Ricardo.; MELLO, Ricardo; PERO, Valéria. **INFORMAL LABOR CONTRACTS: A SOLUTION OR A PROBLEM?** Brasília: IPEA, 2015.
- BASTOS, J. C. A.; ANNA, E. P. S. “Elasticidade Da Demanda Por Gasolina No Brasil E O Uso Da Tecnologia Flex Fuel No Período 2001-2012”. [S.l.], 2016. **Anais do XLII Encontro Nacional de Economia** [Proceedings of the 42nd Brazilian Economics Meeting].
- BRASIL. **Lei Complementar nº 87**, de 13 de setembro de 1996. (Vide Decreto de 26.10.199) Dispõe sobre o imposto dos Estados e do Distrito Federal sobre operações relativas à circulação de mercadorias e sobre prestações de serviços de transporte interestadual e intermunicipal e de comunicação, e dá outras providências. (LEI KANDIR). . [Brasília].
- CASTANHO, Bernardino. **Modelos para previsão de receitas tributárias: o icms do estado do Espírito Santo**. Tese (Dissertação (Mestrado em Economia)) — Universidade Federal do Espírito Santo, Vitória, abr. 2011.
- DARMOFAL, David. Spatial Lag and Spatial Error Models. In: *Spatial Analysis for the Social Sciences*. Cambridge: Cambridge University Press, 2015. p. 96–118.
- FISCHER, Manfred ; WANG, Jinfeng. **Spatial Data Analysis: Models, Methods and Techniques**. 2011th edition. Heidelberg; New York: Springer, 2011. ISBN 978-3-642-21719-7.
- FUNDAÇÃO JOÃO PINHEIRO. **Produto Interno Bruto de Minas Gerais: ano de referência 2019**. Relatório Técnico. Belo Horizonte: Fundação João Pinheiro, 2022.
- FUNDAÇÃO JOÃO PINHEIRO. **Plano de Desenvolvimento para o Vale do Jequitinhonha: Volume 1: Estratégias e Ações**. Relatório Técnico, v. 1. Belo Horizonte: Fundação João Pinheiro, 2017.
- GETIS, Arthur. Spatial Autocorrelation. In: FISCHER, M. M.; GETIS, A. (Ed.). *Handbook of Applied Spatial Analysis: Software Tools, Methods and Applications*. Berlin, Heidelberg: Springer, 2010.
- MANUEL GIMOND. A basic introduction to Moran’s I analysis in R. 2019. **mgimond**. Disponível em: https://mgimond.github.io/simple_moransI_example/#step_5:performing_a_hypothesis_test. Acesso em: 10 set. 2022.
- GÓES, Carlos. Institutions and growth: “A GMM/IV Panel VAR approach”. **Economics Letters**, [S. l.], v. 138, p. 85–91, 2015.
- HUGHES, Jonathan.; KNITTEL, Christopher; SPERLING, Daniel. **Evidence of a Shift in the Short-Run Price Elasticity of Gasoline Demand**, Relatório Técnico. n. 12530. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, 2006.
- JUNIOR, Sergio; SBARDELLATI, Eliane. Estrutura Produtiva e Crescimento Econômico no Brasil. **A Economia em Revista - AERE**, v. 28, n. 1, p. 13–36, nov. 2020.

KELEJIAN, Harry; PRUCHA, Ingmar. R. “A Generalized Moments Estimator for the Autoregressive Parameter in a Spatial Model”. **International Economic Review**, v. 40, n. 2, p. 509–533, 1999.

LIU, Xiaodong; LEE, Lung-fei.; BOLLINGER Christopher. “An efficient GMM estimator of spatial autoregressive models”. **Journal of Econometrics**, v. 159, n. 2, p. 303–319, dez. 2010.

MENDES, Marcos; MIRANDA, Rogério; COSIO, Fernando. **TRANSFERÊNCIAS INTERGOVERNAMENTAIS NO BRASIL**: diagnóstico e proposta de reforma. Relatório Técnico. v. 40. Brasília: Consultoria Legislativa do Senado Federal. 2008.

MENDES, Marcos. **Por que o Brasil Cresce Pouco?** 1ª edição. Rio de Janeiro: GEN Atlas, 2014.

MINAS GERAIS. LEI 18030 DE 12/01/2009. Dispõe sobre a distribuição da parcela da receita do produto da arrecadação do ICMS pertencente aos Municípios. 2009.

MINAS GERAIS. Decreto nº 47.265/2017. 47.265/2017. Altera o Regulamento do ICMS - RICMS, aprovado pelo Decreto nº 43.080, de 13 de dezembro de 2002. 29 set. 2017.

MORETTI, Enrico. “Workers’ Education, Spillovers, and Productivity: Evidence from Plant-Level Production Functions”. **American Economic Review**, v. 94, n. 3, p. 656–690, jun. 2004.

PELINESCU, Elena. “The Impact of Human Capital on Economic Growth.”. **Procedia Economics and Finance**, v. 22, p. 184–190, jan. 2015.

PEREIRA, Alan; SAMPAIO, Francisco.; GUILHERME, Hiponio. “Estimativa da arrecadação própria municipal: um estudo da previsão dos impostos de municípios paraibano e potiguar através das séries temporais”. **Brazilian Journal of Development**, v. 5, n. 6, p. 5675–5699, abr. 2019.

PEREIRA, Claudinei; HESPAHOL, Antonio. “Região e regionalizações no estado de Minas Gerais e suas vinculações com as políticas públicas”. **Formação (Online)**, v. 1, n. 22, jun. 2015. ISSN 2178-7298. Number: 22.

PSACHAROPOULOS, George. “EDUCATION AND DEVELOPMENT: A Review”. **The World Bank Research Observer**, v. 3, n. 1, p. 99–116, jan. 1988.

RODRÍGUEZ-POSE, Andrés; KETTERER, Tobias. Institutional change and the development of lagging regions in Europe. **Regional Studies**, v. 54, n. 7, p. 974–986, jul. 2020.

Secretaria de Fazenda/RJ. **NOTA TÉCNICA 41 SEFAZ/SUBPOF**. Relatório Técnico. Rio de Janeiro: Secretaria de Estado de Fazenda do Rio de Janeiro, 2021.

TETTI, Aloísio. **Modelo de Previsão da Receita Tributária**: o caso do ICMS no estado de Pernambuco. Tese (Dissertação) — Dissertação, RECIFE, 2009.

TSAI, Pui-Jen.; PERNG, Cheng-Hwang. Spatial autocorrelation analysis of 13 leading malignant neoplasms in Taiwan: a comparison between the 1995-1998 and 2005-2008 periods. **Health**, v. 03, n. 12, p. 712–731, 2011.

VARSANO, Ricardo. A tributação do valor adicionado, o ICMS e as reformas necessárias para conformá-lo às melhores práticas internacionais | Publications, n. 335. [S. l.]: **Banco Interamericano de Desenvolvimento**, fev. 2014.

WANDERLEY, Cláudio. Emancipações municipais em Minas Gerais: estimativas de seus impactos sociais. FVG EPGE - **Seminários de Almoço**. São Paulo: FGV, 2 fev. 2007.

WINTERTON, Jonathan; CAFFERKEY, Kenneth. Revisiting human capital theory: progress and prospects. In: TOWNSEND, K. *et al.* Elgar Introduction to Theories of Human Resources and Employment Relations. [S. l.]: Edward Elgar Publishing, 2019.

ⁱ Informação adquirida através do "Boletim de Arrecadação de Tributos Estaduais", do Ministério da Economia. Disponível em: <https://dados.gov.br/dataset/boletim-de-arrecadacao-dos-tributos-estaduais/resource/48f9698b-fa39-4337-82ca-df5c0b02d866>.

ⁱⁱ Informações retiradas das Notas Metodológicas do Índice Isdel. Disponível em: <https://www.isdel-sebrae.com/acervo>.