

A questão espacial e os fatores explicativos do recebimento da cota-parte de ICMS nos municípios de Minas Gerais

Rodolfo Pinhón Bechtluft
Secretaria de Planejamento e Gestão do Estado de Minas Gerais

Victor Deleon
Cedeplar-UFMG

Área temática: Economia

Resumo: Embora a arrecadação de ICMS seja de competência estadual, 25% dela pertence aos municípios, sendo transferida de forma desigual entre as diferentes localidades. O objetivo deste trabalho é avaliar como o perfil dos municípios mineiros e suas vizinhanças estão conectados com o recebimento dessas transferências. Para tanto, foram utilizados instrumentos de econometria espacial, além de uma análise estatística exploratória. Identificou-se a existência de conglomerados espaciais de alta e de baixa arrecadação no estado mineiro. As variáveis incluídas no modelo econométrico se mostraram significativas, incluindo a defasagem espacial, cujo resultado indica dependência espacial positiva.

Palavras-chave: ICMS; Minas Gerais; Econometria Espacial.

1. Introdução

De competência dos Estados e do Distrito Federal, conforme previsto no art. 155 da Constituição de 1988, o Imposto sobre Circulação de Mercadorias e Serviços (ICMS) é uma taxaço de incidência indireta, de ampla utilização no território nacional por abarcar transações que vão desde o comércio de mercadorias à prestação de serviços de transporte. É também o imposto com maior peso na composição dos orçamentos públicos estaduais, correspondendo a mais de metade da arrecadação tributária total: só em Minas Gerais, dos R\$ 96,8 bilhões arrecadados em 2023, cerca de R\$ 70,8 bilhões eram provenientes do ICMS.

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 definidos pelo poder estadual. O pressuposto básico deste trabalho é que o nível de arrecadação per capita da cota-parte do ICMS pertencente aos municípios é influenciado pelas características sócio-econômicas de cada localidade, uma vez que uma parcela da arrecadação estadual tem caráter devolutivo, isto é, deve ser transferida aos municípios de forma proporcional à geração de valor adicionado. Essa hipótese é amparada pela própria Constituição, que determina que 65% das transferências de ICMS feitas aos municípios deve possuir caráter devolutivo. Os 35% restantes devem ser regulados conforme lei de cada estado. Em Minas Gerais, esse percentual restante possui caráter redistributivo, via Lei Robin Hood (MINAS GERAIS, 2009).

Outro ponto de análise, para além das características municipais, é a questão espacial. Neste aspecto, a hipótese central deste artigo é que a vizinhança do município poderia 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 seus 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, 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?

Conforme visto em Tetti (2009) e em Castanho (2011), o uso de modelos de séries temporais é o método mais comum para estimar a arrecadação de ICMS nas unidades federativas do Brasil. No entanto, este trabalho não se propõe a construir um modelo preditivo da arrecadação estadual, mas pretende verificar como as idiosincrasias dos municípios mineiros são capazes de explicar os distintos níveis de arrecadação da parcela de ICMS pertencente aos municípios. Diferentemente de um modelo de previsão, o intuito é de apenas identificar quais fatores influenciam a arrecadação deste importante imposto 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 relacionado à arrecadação de ICMS. Desta maneira, foram coletadas informações que revelam fatores relevantes para a arrecadação, tais como qualidade institucional, composição setorial da economia, nível de emprego, educação dos trabalhadores e, se tratando especificamente do ICMS, o consumo de gasolina, que é um dos principais produtos sobre o qual o imposto incide e 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 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. Adicionalmente, foi verificado, via modelo econométrico, as relações de causalidade entre as variáveis selecionadas, incluindo o fator espacial, e a arrecadação de ICMS per capita.

Os resultados encontrados indicam que tanto o perfil municipal quanto as relações espaciais estão conectadas com a arrecadação de ICMS. Nesse sentido, a pesquisa pode subsidiar políticas públicas não apenas destinadas ao aumento da arrecadação, mas também à promoção do desenvolvimento econômico e à redução das desigualdades regionais.

Este trabalho contém, além desta introdução e das considerações finais, outras 3 seções, que apresentam, respectivamente, o referencial teórico, a metodologia e os resultados. O referencial teórico sintetiza os principais aspectos legais e teóricos acerca do ICMS e dos fatores que afetam a arrecadação deste imposto. A seção metodológica apresenta as fontes de dados utilizadas e o instrumental matemático necessário para a construção da análise quantitativa. A seção seguinte apresenta e discute os resultados encontrados. Por fim, as considerações finais realizam um resumo das descobertas do trabalho, além de levantar limitações na análise e possíveis contribuições futuras.

2. Referencial Teórico

O ICMS, previsto no artigo 155 da Constituição Federal, foi posteriormente regulamentado pela Lei Complementar 87/1996, também conhecida como Lei Kandir, que definiu normas gerais a respeito das hipóteses de incidência do imposto e sua base de cálculo, assim como estabeleceu a isenção tributária sobre as exportações e definiu regras de compensação aos Estados e ao Distrito Federal.

Segundo Varsano (2014), o ICMS foi inicialmente concebido como um imposto sobre valor adicionado (IVA), mas foi deturpado ao longo do tempo pelas isenções concedidas pelos governos estaduais, bem como pelas tentativas de se aumentar a arrecadação de curto prazo, com efeitos perversos sobre a economia no longo prazo. Contudo, mesmo com essas distorções em relação a um IVA moderno, o ICMS possui caráter não-cumulativo, permitindo compensar o valor devido com o montante pago nas operações anteriores. Além disso, o ICMS é também caracterizado pela seletividade, podendo assumir alíquotas diferenciadas em função da essencialidade das mercadorias e dos serviços.

Por ser um imposto que incide sobre a circulação de bens e serviços, a arrecadação de ICMS depende, sobretudo, do dinamismo das atividades produtivas locais, especialmente daquelas direcionadas para a comercialização interna, uma vez que as destinadas às exportações são isentas. Como já mencionado, embora a arrecadação seja de competência estadual, 25% do total arrecadado pertence aos municípios por determinação constitucional, sendo que 65% das transferências feitas aos municípios deve possuir caráter devolutivo. Assim, espera-se que o montante recebido pelos municípios possua relação direta com a atividade econômica de cada localidade, que por sua vez, está correlacionada com o nível de emprego.

No geral, economias com maior nível de empregos formais apresentam maiores salários e maior valor agregado na produção, indicando maior nível econômico (BARROS *ET AL*, 2015). Além disso, empregos formais são uma sinalização do nível de formalidade não apenas do mercado de trabalho, mas de toda a economia e, quanto mais institucionalizado é o mercado de trabalho, em tese, maior é a capacidade de se taxar e regular as relações econômicas – portanto, maior é a capacidade de se arrecadar tributos sobre a circulação de bens e serviços.

Em consonância com esta hipótese, foi indicado, via estudo realizado pela 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 significa 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.

Outra característica local que afeta o nível de arrecadação sobre a circulação de bens e serviços é o capital humano. O capital humano pode ser entendido, em última instância, como as capacidades e habilidades produtivas das pessoas (WINTERTON; CAFFERKEY, 2019). A teoria do capital humano argumenta que os investimentos em capital humano aumentam a produtividade dos trabalhadores, que, por sua vez, determinam maiores níveis de renda. (WOODHALL, 1987;

PELINESCU, 2015). Assim, é de se esperar que, ao influenciar o nível econômico dos municípios, haja um efeito direto também na arrecadação.

Segundo essa abordagem, há dois tipos básicos de capital humano: o geral, adquirido pela educação formal, e o específico, adquirido no próprio mercado de trabalho. Conforme sugere Psacharopoulos (1988), investir em educação pode gerar retornos mais significativos para o crescimento econômico do que investimentos em capital físico. Sobre isso, Moretti (2004) indica que cidades com maior proporção de graduados em nível superior possuem maiores ganhos de produtividade em suas plantas produtivas em comparação com cidades cuja proporção de trabalhadores com curso superior é menor. Portanto, há indícios de que os componentes formadores de capital humano, sobretudo a educação, são peças capazes de explicar o nível produtivo e, conseqüentemente, o nível de arrecadação de impostos indiretos de uma localidade.

Outro aspecto do perfil municipal relacionado à arrecadação de ICMS é a composição setorial da economia. Conforme defendido por Junior e Sbardellati (2020), há setores econômicos com capacidades de encadeamento, com multiplicadores de valor adicionado e com níveis emprego mais elevados. Portanto, espera-se que municípios com maior participação desses setores recebam um volume maior de transferências devolutivas do ICMS. Nesse sentido, o setor industrial tem alta capacidade de geração de valor adicionado, dada a complexidade dos bens oriundos deste tipo de produção. Portanto, espera-se que os municípios 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.

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 são relevantes no estado. Ainda, é importante ressaltar que, embora o setor de mineração possua robusta desoneração de ICMS devido à Lei Kandir, há um complexo econômico ligado à mineração cuja cadeia produtiva é geradora de renda e de arrecadação tributária.

Por outro lado, há municípios cuja composição setorial é pouco diversa e que sobrevivem com pouca dinamicidade econômica. Em Minas Gerais, onde metade dos municípios possuem menos de 8.200 habitantes, 51,5% tem como atividade predominante a administração pública (FUNDAÇÃO JOÃO PINHEIRO, 2022). Isso resulta em uma grande massa de municípios que possuem baixa capacidade de geração de renda e de arrecadação própria, sobrevivendo essencialmente das transferências constitucionais. A esse respeito, é importante ressaltar que, somente entre 1991 e 1997, Minas Gerais aumentou o número de municípios de 723 para 853 (WANDERLEY, 2007). Segundo Mendes et al (2008), o surgimento de municípios durante a década de 1990 se deve essencialmente à procura, pelos outrora distritos, de transferências constitucionais obrigatórias, especialmente do Fundo de Participação Municipal (FPM). Os incentivos para a diversificação econômica e para o crescimento do valor agregado nestes municípios, no geral, são baixos, já que seu próprio surgimento advém de um processo de *rent seeking* sobre o orçamento público (MENDES, 2014). Soma-se a isso o baixo investimento em infraestrutura e a pouca oferta de mão de obra nestes municípios, o que dificulta a instalação de plantas industriais e prejudica a capacidade de geração de renda e, conseqüentemente, de recebimento das transferências de ICMS.

Além dos fatores já mencionados, entende-se que o cenário institucional também tem relevância na arrecadação do ICMS. Nesse sentido, instituições públicas com boa governança, transparência e participação teriam impactos positivos nos mercados, uma vez que ofertam políticas públicas de qualidade, além de indicar maior estabilidade e previsibilidade da ação pública. Em última instância, a arrecadação tributária depende também das atividades de fiscalização e controle por parte da burocracia e das instituições públicas.

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) apresenta resultado convergente, ao indicar que o produto per capita é sensível à qualidade institucional dos países que

compõem o estudo. Nesse sentido, ao promover crescimento e ganho de valor agregado via instituições públicas de qualidade, infere-se que a arrecadação de impostos via valor agregado também alcance níveis maiores. Assim, ações públicas locais promotoras de incremento da qualidade institucional poderiam gerar impactos positivos na circulação de bens e serviços e na arrecadação de ICMS.

Outra variável a ser investigada é o consumo de gasolina, que se justifica por ser um dos principais produtos sobre o qual o imposto incide. Em Minas Gerais, cerca de 32% de todo o ICMS arrecadado no ano de 2018 é proveniente de derivados do petróleo, sendo a gasolina o componente mais representativo da categoria. Além disso, a gasolina estava no rol de produtos com alíquotas especiais de ICMS em Minas Gerais até julho de 2022. Além da gasolina, outros produtos apresentam comportamento similar, com alta representatividade na arrecadação do ICMS e alíquotas diferenciadas, com destaque para o consumo de energia elétrica. Conforme pode ser observado no quadro abaixo, o consumo elétrico representa cerca de 19% de todo o ICMS arrecadado em 2018.

Quadro 1 – Composição do ICMS por categoria (Minas Gerais – 2018)

Item	Valor Arrecadado	Participação
Serviços de Transporte	642.343.134	1,9%
Serviços de Comunicação	3.156.909.866	9,2%
Petróleo-Combustível-Lubrificantes	10.852.306.997	31,7%
Energia Elétrica	6.597.531.131	19,3%
Comércio Varejista	4.459.328.951	13,0%
Comércio Atacadista	7.755.143.794	22,7%
Outros ICMS	727.949.835	2,1%
TOTAL	34.191.513.708	100,0%

Fonte: CONFAZ, Ministério da Economia, conforme dados publicados no Boletim de Arrecadação de Tributos Estaduais.

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 perda de arrecadação via queda de consumo – ao contrário, a arrecadação aumentaria pois o consumo tende a se manter constante enquanto o nível de impostos arrecadados aumenta.

Para o contexto brasileiro, a elasticidade-preço da demanda por gasolina é afetada pelas mudanças na oferta e no consumo de 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 da gasolina provocado por elevação de alíquotas tributárias, usualmente, essa mudança é acompanhada por um aumento da alíquota do bem substituto – no caso, o etanol. Assim, as variações de alíquota do ICMS sobre a gasolina C, no geral, incidem também sobre o álcool, evitando 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 de 14% para 16% (MINAS GERAIS, 2017).

Por fim, cabe ressaltar, de forma breve, o elo entre esta discussão do ICMS e a literatura de economia regional. Conforme Myrdal (1968), o desenvolvimento pelo espaço pode ocorrer de forma heterogênea, uma vez que a causalidade circular quanto ao crescimento pode ser em sentido positivo (próspero) ou negativo. Adicionalmente, conforme ressalta Haddad (2009), fatores endógenos como capital humano, instituições, capacidades tecnológicas, entre outros aspectos locais, são aspectos importantes para o desenvolvimento regional. Assim, o desenvolvimento socioeconômico guiado por critérios espaciais (em oposição a globais, ou macros) podem ajudar a explicar a diferença produtiva e, conseqüentemente, arrecadatória entre as diferentes localidades.

Assim, com base neste breve referencial, definiu-se as variáveis candidatas a explicarem o nível de arrecadação de ICMS a partir de características locais. A próxima seção irá apresentar os aspectos metodológicos relacionados à coleta de dados e à especificação do modelo utilizado.

3. Metodologia

3.1 Coleta de dados

Devido à disponibilidade completa de dados públicos, tanto das variáveis explicativas quanto da variável dependente, o ano escolhido na análise é o de 2018. Quanto à variável dependente, utilizou-se o ICMS arrecadado em Minas Gerais, segmentado por município, segundo dados da Secretaria de Fazenda de Minas Gerais (SEF-MG). 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, segmentados por município. Ainda, cabe ressaltar que bens comercializados entre estados têm taxa de origem e o estado de destino, o que faz com que, na base da SEF-MG, haja dados de arrecadação de cidades externas ao estado mineiro. Contudo, estes municípios não foram incluídos na análise. Por fim, destaca-se que a análise compreende o ICMS arrecadado per capita, com a intenção de controlar a variável pelo tamanho da população de cada município.

Para verificar o papel do emprego formal 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 Relação Anual de Informações Sociais (RAIS), do Ministério da Economia. Também via RAIS, foi coletado 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 utilizada a Dimensão “Governança para o Desenvolvimento”, do Índice Sebrae de Desenvolvimento Econômico Local. A Dimensão “Governança para o Desenvolvimento” é 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. (SEBRAE, 2021)

Os dados relativos às vendas de gasolina por município foram obtidos pelo portal da Agência Nacional de Petróleo. A aplicação dessa variável também foi ponderada pelo tamanho da população do município. Quanto à disponibilidade de dados, 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 de combustível 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. No que diz respeito ao consumo de energia elétrica, resalta-se que as informações não foram incluídas no estudo devido à ausência de dados públicos segmentados por município em Minas Gerais. Por fim, 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 efeito das variáveis explicativas, como também para verificar o impacto que a vizinhança exerce sobre a arrecadação de 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 $n \times 1$. O 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 citados.

Uma das formas de acomodar a relação de vizinhança dentro da especificação econométrica é a utilização modelo espacial autorregressivo, também conhecido como Modelo de Lag Espacial, ou *Spatial Lag Model*, 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. Nesta análise, considera como vizinhos todos os municípios que possuem conexões físicas comuns, ou seja, aqueles municípios limítrofes entre si. Em referência ao tabuleiro de xadrez, esse 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 que a soma dos elementos de cada linha seja igual um.

Assim, Wy captura o efeito da variável dependente nos municípios vizinhos sobre a unidade espacial analisada, em relação à própria variável. Para estimar o impacto da defasagem espacial representada por Wy , 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, ponderados 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 per capita de litros de gasolina por município; $educ_formais$ a proporção de trabalhadores da RAIS com ensino médio completo ou formação superior; $va_industria$ a participação setorial da indústria na composição do valor adicionado bruto; $formais_pop$ a proporção de trabalhadores formais na 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 o objetivo de se verificar 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. Conforme demonstrado por Anselin (1988b) em um modelo puramente autorregressivo, o método dos Mínimos Quadrados Ordinário (MQO) é viesado e inconsistente para o parâmetro ρ , em que ρ é diferente de zero, tornando o uso deste método 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 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 diferenciável 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 pelo Método dos Momentos Generalizados (GMM), cuja premissa de normalidade da distribuição dos estimadores, central para método 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 paralela ao modelo de autocorrelação espacial. Diferentemente da forma exposta na equação (2), uma especificação alternativa é apresentada abaixo:

$$\begin{aligned} y &= X\beta + \epsilon, \\ \epsilon &= \lambda W\epsilon + u \end{aligned} \quad (6)$$

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 inclusa 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:

$$\begin{aligned} y &= \rho W_1 y + X\beta + \epsilon, \\ \epsilon &= \lambda W_2 \epsilon + u \end{aligned} \quad (7)$$

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 pelos 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 ou 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 analisam, simultaneamente, as 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).

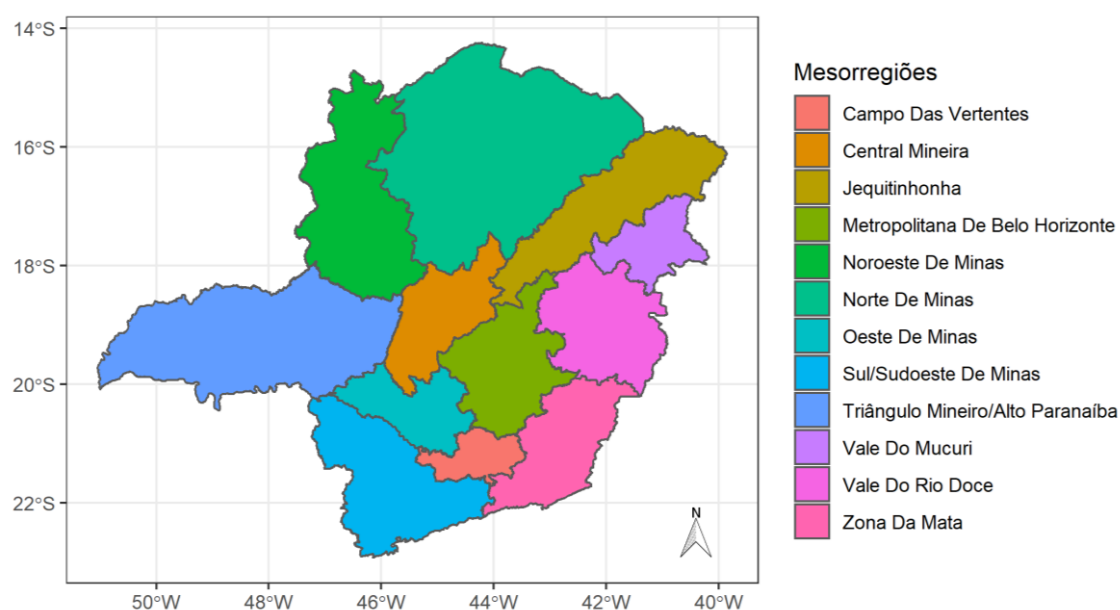
Assim, com base nesta breve apresentação, é possível identificar a modelagem e o método mais adequado para a estimação. A confecção dos testes mencionados para o modelo econométrico especificado será apresentada na próxima seção, mais especificamente, na subseção dedicada aos resultados econométricos.

3. Resultados

3.1 Resultados Exploratórios

Para subsidiar a análise econométrica, alguns dados foram coletados e observados de forma exploratória. Entretanto, antes de apresentá-los, é preciso fazer considerações iniciais a respeito do território mineiro. A seguir, apresenta-se o mapa de Minas de Gerais, segundo mesorregiões do IBGE:

Figura 1: Mesorregiões de Minas Gerais



Fonte: elaborado pelos autores, a partir de dados do IBGE.

Uma característica histórica das mesorregiões mineiras é a acentuada desigualdade socioeconômica regional. Conforme Pereira e Hespanhol (2015), as regiões de Minas Gerais são resultantes de processos de diferenciação espacial, cuja origem remete ao processo de formação social do Brasil, marcado por uma desigualdade estrutural, que foi, ao longo do século XX, reforçada pela ascensão da economia urbano-industrial e pelas próprias políticas públicas estatais.

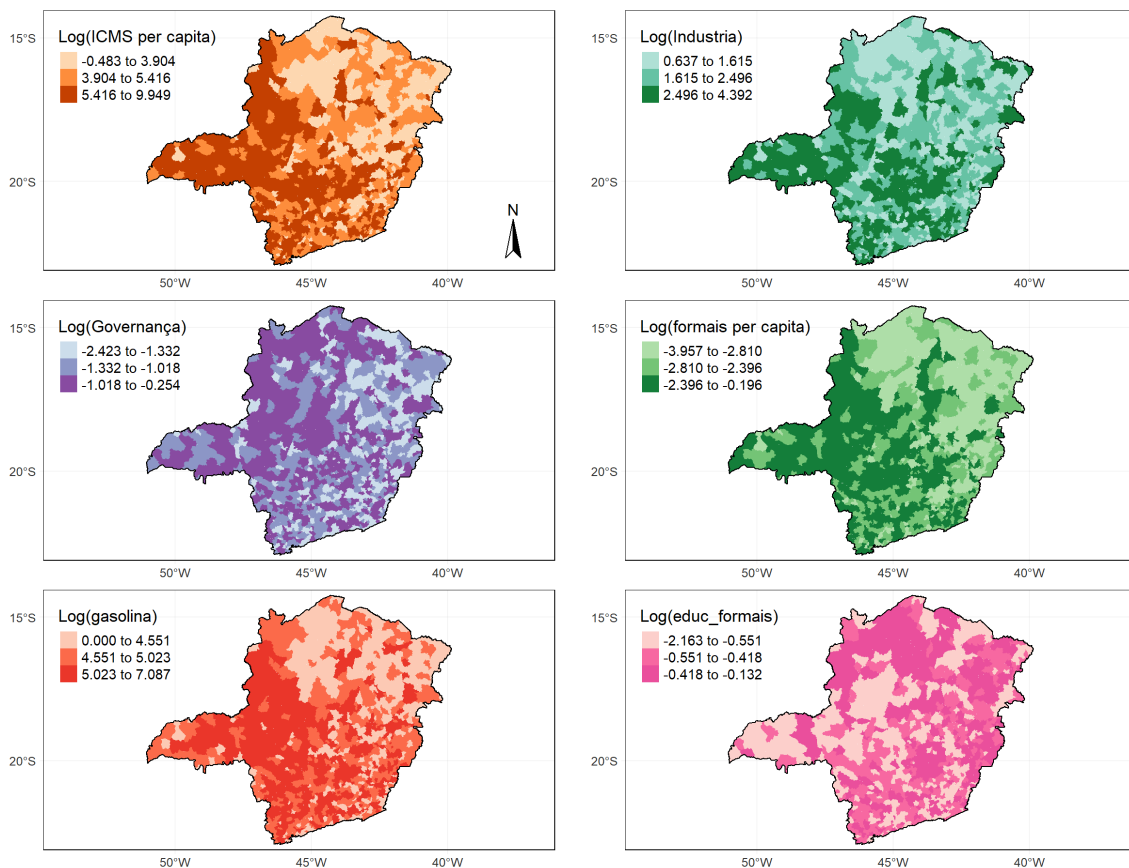
Nesse sentido, se por um lado as regiões do Sul/Sudoeste de Minas e Triângulo Mineiro/Alto Paranaíba estão fortemente inseridas no cenário da agroindústria internacional, as regiões no Norte, Jequitinhonha e Vale do Mucuri possuem agropecuária com técnicas e lógicas produtivas voltadas ao

mercado local e com menor geração de valor agregado. Outra região de destaque é a região Metropolitana, tendo em vista o seu papel como centro político e econômico do estado. Além disso, esta região é marcada pela presença em seu território do quadrilátero ferrífero, uma das regiões de maior produção de minério de ferro do planeta.

O diagnóstico a respeito da desigualdade regional do Estado de Minas Gerais já foi amplamente discutido pela literatura, com algumas iniciativas de enfrentamento tomadas por parte do poder público. Tratando especificamente do Vale do Jequitinhonha, a estagnação 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.

Assim, considerando os aspectos discutidos na revisão teórica, espera-se que as regiões Norte, Jequitinhonha e Vale do Mucuri tenham perfil oposto às regiões Sul/Sudoeste de Minas, Metropolitana e Triângulo Mineiro/Alto Paranaíba nas variáveis selecionadas. Para visualizar esse comportamento, os mapas quantílicos da distribuição espacial das variáveis foram elaborados:

Figura 2: Mapa quantílico das variáveis analisadas



Fonte: elaborado pelos autores.

Com objetivo de suavizar as diferenças lineares entre os valores observados, as variáveis foram apresentadas na figura 2 em suas formas logarítmicas. A variável central do modelo, o ICMS per capita, 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 índice de governança, o nível de empregos formais per capita e o consumo de gasolina per capita também apresentaram comportamento similar: as regiões do nordeste mineiro apresentam os municípios com menor valor

para as variáveis. Este padrão regionalizado se mantém quando se observa a 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 retraram maior proporção de trabalhadores com ensino médio ou superior. Contudo, é importante destacar que o denominador desta variável é o número de empregos formais, o que faz com que, dado um número fixo de trabalhadores com ensino médio ou superior, quanto menor o número de empregos formais, maior será a proporção de trabalhadores qualificados. Sendo assim, os valores mais altos observados em municípios da região Norte e Nordeste podem se explicar mais por questões relacionadas ao desemprego e à informalidade do mercado de trabalho do que pelo alto grau de escolaridade da população.

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

Em uma análise exploratória, uma forma de se buscar responder este questionamento é por meio da observação da autocorrelação espacial, que consiste em uma técnica estatística para mensurar o quanto uma unidade territorial se assemelha com sua vizinhança em relação aos valores observados de uma ou mais variáveis (FISCHER; WANG, 2011). Nesse sentido, a presença de uma forte autocorrelação espacial é um indício de que aleatoriedade espacial é incompatível com a estrutura de dados.

Os testes para a verificação da autocorrelação espacial são baseados em alguns métodos estatísticos e, segundo Fischer e Wang (2011), as duas técnicas 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 presentes nos dados são incluídas para o cálculo. Neste trabalho, a autocorrelação global será apresentada via estatística I de Moran.

A estatística I de Moran univariada 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 (GETIS, 2010). O cálculo do I de Moran univariado é dado por:

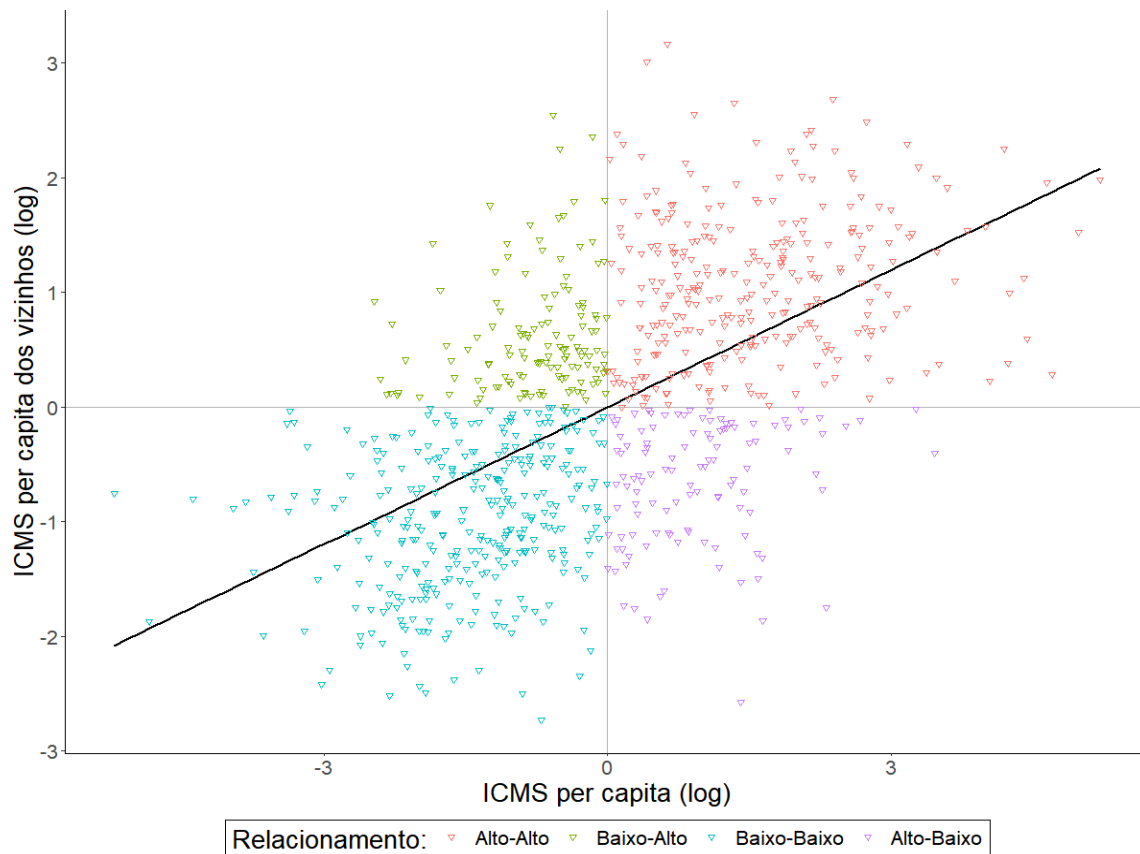
$$I = \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{W_0 \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2} \quad (8a)$$

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

$$W_0 = \sum_{i=1}^n \sum_{j \neq i}^n W_{ij} \quad (8b)$$

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, 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 – Análise univariada: ICMS per capita



Fonte: elaborada pelos autores.

Na figura acima, cada ponto representa um município de Minas Gerais e a posição deles no gráfico mostra o o valor de seu ICMS per capita em relação ao 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 aquém da média – o segundo grupo, por sua vez, consiste em municípios que possuem arrecadação per capita acima da média, assim como a da sua vizinhança. Em verde e em roxo estão os grupos que contrariam a lógica, ou seja, possuem vizinhos dissimilares. Conforme a figura 3 indica, a maioria dos municípios do estado de Minas Gerais possui similaridade com sua vizinhança, estando representados no gráfico em azul ou 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. Uma possível maneira de se realizar esse teste é por meio da 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), para cada simulação aleatória obtida no método de permutação, observa-se um pseudo p-valor com base na estatística I de Moran. Se o valor da estatística I de Moran original estiver muito próximo aos valores médios das amostras aleatórias, há um indicativo de que 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 às amostras randomizadas, então o valor é significativo, optando-se pela rejeição da hipótese nula de aleatoriedade espacial.

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 ICMS per capita similares não é fruto de um processo aleatório; ao contrário, é o

indício de que o relacionamento entre as unidades espaciais possuem padrões e questões geográficas relevantes.

Ainda dentro das abordagens exploratórias, pode-se realizar testes locais de autocorrelação, onde se analisa as parcelas do território cuja autocorrelação pode se diferenciar entre as demais. Esta abordagem se baseia na hipótese de que fenômenos geográficos se dão de forma heterogênea pelo espaço. Para essa análise, será apresentado o I de Moran Local desenvolvido em Anselin (1995), que é a decomposição do I de Moran Global. Sua fórmula é dada para cada unidade, e se apresenta da seguinte forma:

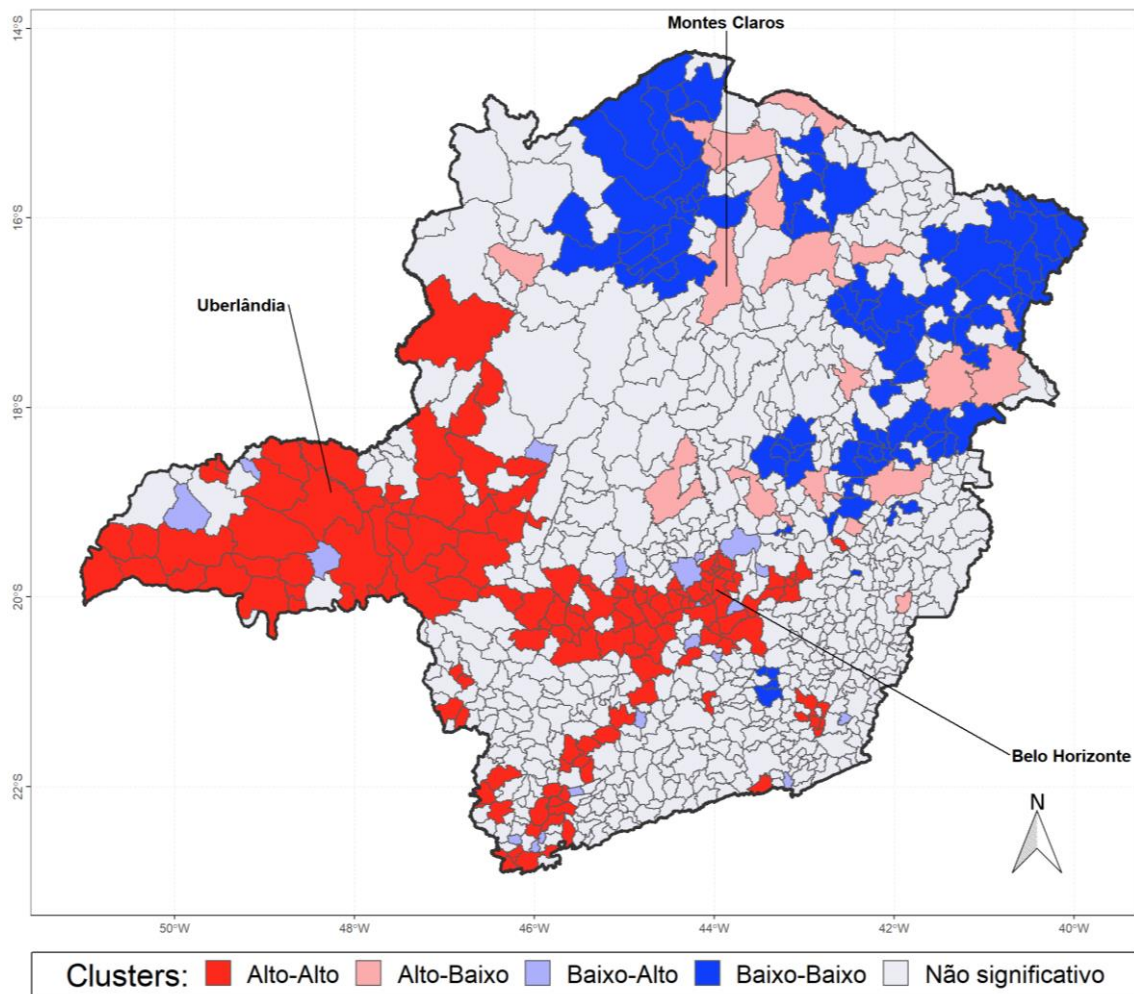
$$I_i = \frac{1}{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2} \sum_{j=1}^n W_{ij} (y_i - y_j), \text{ com } w_{ii} = 0 \quad (9)$$

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 o teste de significância, a permutação novamente é utilizada como método para a verificação de autocorrelação 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, para verificar se o valor da amostra não randômica é estatisticamente diferente em relação às demais, de modo a indicar que a correlação encontrada é não aleatória.

Para análise do I de Moran Local, este trabalho se concentrou 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 – Análise univariada: ICMS per capita



Fonte: elaborada pelos autores.

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 os vizinhos têm valores elevados de arrecadação. Em ambos os casos, o relacionamento entre as unidades indica autocorrelação negativa, ou seja, dissimilaridade com sua vizinhança.

O evento do tipo Baixo-Alto (azul-claro) se apresentou em algumas localidades marginais da região metropolitana, indicando municípios com baixo nível de ICMS per capita, mas situado em uma região com predominância de municípios com alta arrecadação. Uma possível explicação para esse comportamento é a distância do centro econômico da mesorregião, em que possíveis impactos de um efeito transbordamento relacionado a Belo Horizonte não conseguiram alcançar municípios periféricos 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, locais descritos como 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. Destaca-se na figura 4 a cidade de Montes Claros, que está inserida próxima a um cluster do tipo Baixo-Baixo, mas possui arrecadação proporcionalmente acima da média. Este pode ser um indicativo de que, nessas regiões, o município pólo não é capaz de criar conglomerados de alto nível, devido a gargalos produtivos, baixa infra-estrutura e baixa articulação produtiva entre os municípios da região.

Já 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 formação de aglomerados regionais, aonde os municípios são afetados pelos níveis de ICMS per capita arrecadados por seus vizinhos, 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. Na perspectiva oposta, 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 e marcadas pela carência de mão-de-obra qualificada, infraestrutura e serviços essenciais.

A análise exploratória nos um panorama da distribuição espacial acerca das variáveis analisadas, embora não seja suficiente para inferir relações de causalidade ou para dimensionar o efeito isolado de cada variável explicativa sobre a variável explicada. Nesse sentido, o modelo econométrico pode ajudar a ampliar o diagnostico, indicando quais fatores são fundamentais para arrecadação, revelando gargalos econômicos de cada localidade, 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 a ser realizado são os testes 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 é o de multicolinearidade. A multicolinearidade ocorre quando variáveis explicativas, para além de sua correlação com a variável explicada, são correlacionadas entre si, gerando problemas de significância. Um dos métodos para avaliar este fenômeno é o Fator de Inflação de Variância (VIF). O resultado do teste é apresentado a seguir:

Tabela 1. Fator de Inflação de Variância

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

Fonte: elaborado pelos autores.

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 graves de multicolinearidade.

Em seguida, testa-se a presença de heterocedasticidade. A heterocedasticidade, neste caso, é possível uma sinalização de que o viés atrelado ao erro pode ser ocasionado pela omissão da espacialidade na especificação. Para esta verificação, foi realizado o teste de Breusch-Pagan.

Tabela 2: Teste de Breusch-Pagan para Heterocedasticidade

Estatística BP	Graus de Liberdade	P-Valor
11.237	5	0.04688

Fonte: elaborado pelos autores.

Como o p-valor observado foi menor que 0,05, rejeita-se a hipótese nula de homoscedasticidade, confirmando a presença de heterocedasticidade do modelo restrito. Cabe frisar que este é apenas um indicativo de autocorrelação espacial, pois, embora a heterocedasticidade seja uma condição para a dependência espacial, há outras causas para este problema de estimação que não possuem relação direta com a análise do espaço. Logo, necessita-se de outros testes complementares.

Nesse sentido, o teste de I de Moran para autocorrelação nos resíduos do modelo de MQO pode indicar a presença de autocorrelação espacial dos erros. Cabe ressaltar que o teste de I Moran realizado para os resíduos da regressão difere do teste para a análise univariada realizado na seção anterior.

O resultado encontrado para o p-valor foi inferior a 0,001, com I de Moran apresentando valor positivo, o que indica efeitos significativos de 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 se incorporar os aspectos espaciais na especificação do modelo, o que leva aos modelos irrestritos.

A determinação de qual tipo de modelo irrestrito é o mais adequado provém dos testes de Multiplicador de Lagrange para autocorrelação espacial. Conforme discutido na metodologia, primeiro são operados os testes para o modelo de lag e para o modelo de erro (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 de especificação via Multiplicador de Lagrange

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

Fonte: elaborado pelos autores.

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 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, o que não rejeita a hipótese nula, no entanto, está adjacente à área de rejeição do teste. Dessa forma, foi estimado o modelo tanto pelo Método de Máxima Verossimilhança (ML) quanto pelo Método do Momentos Generalizados (GMM), como forma de apresentar um resultado alternativo ao modelo, uma vez que o GMM não depende da hipótese de distribuição normal da variável dependente. Os resultados estão expostos na tabela 4:

Tabela 4: Resultados Econométricos

	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 (lag espacial)</i>	-	0.178*** (0.03)	0.153*** (0.04)
Observations	849	849	849
R2	0.681		
Pseudo R2		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. * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$.

Fonte: elaborado pelos autores.

Em todos os métodos de estimação, os resultados encontrados indicam efeitos positivos e significantes para todas as variáveis explicativas inseridas no modelo, o que confirma as relações de causalidade esperadas. A variável com maior coeficiente foi o nível de empregos formais, o que reforça os argumentos levantados na seção teórica, de que a presença de empregos formais sinaliza maior dinamismo econômico e maiores níveis de formalidade, de institucionalização e de regulação da economia como um todo, afetando positivamente a arrecadação de impostos indiretos. Outra variável de destaque foi a composição setorial, o que indica que a arrecadação do ICMS possui forte sensibilidade à presença de indústria no município. O resultado, ainda que esperado, reafirma a importância dos setores produtivos na capacidade de geração de valor e de arrecadação pública.

O consumo per capita de gasolina, apesar de ter o menor coeficiente, também se mostrou significativo e positivo. Nesse sentido, este resultado é um indicativo quanto à relevância desse bem específico, que possui alíquotas especiais e alta representatividade na arrecadação do ICMS. Num cenário em que discussões de reformas tributárias propõem alterações nas alíquotas máximas dos combustíveis e de outros bens, é relevante à administração pública pensar em estratégias de lidar com possíveis quedas de arrecadação.

A educação dos trabalhadores também apresentou efeito positivo e significativo sobre a arrecadação de ICMS, o que vai ao encontro dos argumentos levantados pela teoria do capital humano, de que investimentos em educação formal e em treinamento no mercado de trabalho aumentam a produtividade dos trabalhadores e, conseqüentemente, a capacidade de geração de renda e de arrecadação tributária.

Por fim, a qualidade institucional segue o mesmo destino das demais variáveis analisadas. A esse respeito, vale lembrar que o índice utilizado para mensurar a qualidade institucional inclui dimensões ligadas ao planejamento e à gestão fiscal, além da participação e controle social. Portanto, conclui-se que a boa governança pública e a responsabilidade fiscal sinalizam maior estabilidade e previsibilidade da ação pública, com impactos positivos sobre os mercados e a arrecadação de ICMS.

Além das variáveis que compõem o perfil municipal, buscou-se analisar os efeitos espaciais do comportamento da vizinhança sobre cada unidade territorial. Em relação a essa questão, destaca-se que os valores encontrados para o coeficiente P do modelo de lag espacial se mostraram positivos e estatisticamente significativos. Cabe ressaltar que, em um modelo de lag espacial, os coeficientes de todas as variáveis explicativas 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 que o efeito espacial torna os coeficientes 22% maiores no modelo (2) e 18% maiores no modelo (3). Ainda, os testes Anselin-Kelejian e LM para dependência espacial no erro não rejeitaram a hipótese nula de resíduos não auto correlacionados, o que revela mais um indicativo de correta especificação dos modelos. **Portanto, evidencia-se uma dependência espacial positiva no modelo.**

Por fim, ressalta-se que o efeito espacial estimado no modelo econométrico busca isolar o efeito das demais variáveis explicativas. Contudo, conforme visto na análise exploratória, as variáveis explicativas também apresentam forte desigualdade na sua distribuição pelo Estado, o que torna ainda mais complexa a questão espacial, evidenciando os aspectos estruturais da desigualdade e os desafios para os formuladores de políticas públicas destinadas ao desenvolvimento econômico e à redução das desigualdades regionais.

4. Conclusão

O presente trabalho analisou dados de municípios presentes no território de Minas Gerais com o objetivo de verificar como o espaço e as características locais são capazes de explicar as diferentes realidades quanto ao recebimento de ICMS dentro do estado. Com base neste esforço, alguns pontos merecem consideração.

A análise exploratória indicou uma autorrelação espacial positiva na arrecadação de ICMS. Os efeitos ligados à dependência espacial foram confirmados no modelo econométrico e sinalizam a formação de conglomerados espaciais que se posicionam em extremos opostos. Conglomerados de alto nível de arrecadação estão concentrados nas regiões do Triângulo Mineiro e Metropolitana, indicando um efeito de transbordamento das vantagens que alguns municípios dessas regiões possuem. Por outro lado, as regiões do Norte, Jequitinhonha e do Vale do Mucuri operam sob baixa arrecadação do tributo estadual pesquisado. Neste caso, um possível rumo para futuras investigações, para além de compreender o perfil individual de cada município, seria entender quais são os principais gargalos de desenvolvimento econômico regional e o porquê dos municípios com maior arrecadação na porção norte e nordeste do estado não conseguirem gerar efeitos de transbordamento e de articulação econômica com a vizinhança, capazes de gerar resultados positivos e de formar conglomerados de alta arrecadação.

Em relação às variáveis explicativas que compõem o perfil municipal, os resultados encontrados pelo modelo apontam 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 e qualificação dos trabalhadores. Nesse sentido, políticas voltadas ao aumento do emprego, formalização dos postos de trabalho e qualificação dos trabalhadores, além de contribuírem para o desenvolvimento sócio-econômico, também parecem impactar positivamente a arrecadação de impostos indiretos.

Quanto à qualidade institucional, os resultados caminharam como indicado pela literatura. Nesse sentido, há mecanismos tanto de *enforcement* quanto de indução para aumentar a qualidade institucional, e alguns deles já são utilizados. Um exemplo é a própria regulamentação da parcela

redistributiva do ICMS, já que parte da redistribuição é condicionada à criação de conselhos, por exemplo. Outro exemplo é a lei de responsabilidade fiscal, que limita o endividamento com o intuito de garantir sustentabilidade 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, propiciar aumento da renda e da comercialização de bens, por consequência, aumentar a arrecadação de ICMS. Além disso, vale observar que alguns critérios comumente usados para dimensionar a qualidade institucional não estavam incluídos nesta pesquisa. Combate à corrupção, presença de justiça pública e de órgãos de controle no município podem ser bons parâmetros alternativos para a métrica de qualidade institucional.

Quanto aos bens de alíquota especial, o consumo de gasolina também se mostrou significativo. Outros produtos de regime de alíquota especial, como a energia elétrica, podem ser adicionados à análise no futuro, a depender da disponibilidade de dados. Por fim, a proporção do valor adicionado da indústria se apresentou com alto efeito sobre o ICMS per capita em termos de elasticidade. O estado mineiro apresenta desigualdades regionais severas e, em parte, esta desigualdade se reproduz na composição setorial da economia dos municípios. Nesse sentido, reforça-se a importância do planejamento econômico regional e das políticas destinadas a enfrentar os gargalos produtivos que prejudicam o dinamismo e a diversificação econômica das regiões mais pobres. Além disso, vale lembrar que o estado de Minas Gerais possui uma grande quantidade de municípios pouco populosos e altamente dependentes das transferências federais e estaduais, o que torna ainda mais complexo o desafio de aumentar a participação do setor industrial em municípios muito pequenos e com pouca infraestrutura.

Considerando as limitações aqui levantadas, compreende-se que a pesquisa identificou a presença de relações espaciais na arrecadação de ICMS, assim como levantou aspectos relevantes do perfil de cada município, que influenciam nesta análise. A definição dos conglomerados, bem como a sensibilidade do ICMS perante as variáveis explicativas selecionadas podem servir como um mais elemento para auxiliar os diagnósticos e os desenhos de políticas 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. **Exploring Spatial Data with GeoDa™: A Workbook**. Chicago: Center for Spatially Integrated Social Science, 2005.
- ANSELIN, Luc. Local Indicators of Spatial Association—LISA. **Geographical Analysis**, v. 27, n. 2, p. 93–115, 1995.
- ANSELIN, Luc. **Spatial Econometrics: Methods and Models**: 4. Dordrecht; Boston: Springer, 1988b.
- 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. **Plano de Desenvolvimento para o Vale do Jequitinhonha: Volume 1: Estratégias e Ações**. Relatório Técnico, v. 1. Belo Horizonte: Fundação João Pinheiro, 2017.
- FUNDAÇÃO JOÃO PINHEIRO. **Produto Interno Bruto de Minas Gerais: ano de referência 2019**. Relatório Técnico. Belo Horizonte: Fundação João Pinheiro, 2022.
- 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.
- GÓES, Carlos. Institutions and growth: “A GMM/IV Panel VAR approach”. **Economics Letters**, [S. l.], v. 138, p. 85–91, 2015.
- HADDAD, P. R. Capitais Intangíveis e desenvolvimento regional. **Revista de Economia**, v. 35, n. 3, p. 119-146, 2009.
- 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.
- 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.
- MENDES, Marcos. **Por que o Brasil Cresce Pouco?** 1ª edição. Rio de Janeiro: GEN Atlas, 2014.
- 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.
- 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.
- 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.
- 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.
- MYRDAL, G. **Teoría económica y regiones subdesarrolladas**. 4. ed. México: Fondo de Cultura Económica, 1968. 188 p.
- 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; HESPANHOL, 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.

SEBRAE/MG - Serviço de Apoio às Micro e Pequenas Empresas de Minas Gerais. Índice Sebrae de desenvolvimento econômico local - ISDEL: notas metodológicas 2021. Belo Horizonte: SEBRAE/MG, 2021.

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.

WOODHALL, Maureen. Human Capital Concepts. In: Psacharopoulos, G. (Ed.). **Economics of Education**: Research and studies. Oxford, UK: Pergamon. 1987.