

# Complexidade econômica e desigualdade salarial nos municípios mineiros: uma análise sobre o processo espacial

Ezequiel H. Rezende\*, Aleff N. Lopes†, João P. Romero‡

## Área 5: Crescimento econômico e desenvolvimento regional

**Resumo:** Esse estudo avaliou a relação entre complexidade econômica e desigualdade salarial no mercado formal nos municípios mineiros no ano de 2019. Por conta de características espaciais, foi utilizado o arcabouço empírico dos modelos de regressão espacial. Após os devidos controles e testes de robustez, verificou-se que variáveis como o percentual de trabalhadores com educação superior e o nível médio da remuneração do mercado formal são fatores que tendem a diminuir o gini do mercado formal em Minas Gerais. No que tange à complexidade, os resultados indicaram a existência de uma relação do tipo U-Invertido entre complexidade econômica e a desigualdade salarial, indicando que o aumento da complexidade tende a aumentar a desigualdade até um ponto de máximo, de onde a partir de então passaria a exercer influência negativa sobre o índice de gini do mercado formal. Além desse resultado, também foi verificado que a maior parte dos municípios mineiros se situou na fase ascendente da curva de Kuznets, o que evidencia a importância de que o desenho das políticas públicas de renda e diversificação produtiva sejam concebidas como complementares, e não substitutas.

**Palavras-Chave:** Complexidade; Economia Regional; Econometria Espacial.

**Abstract:** This study evaluated the relationship between economic complexity and wage inequality in the formal market in Minas Gerais municipalities in 2019. Due to spatial characteristics, the empirical framework of spatial regression models was used. After the proper controls and robustness tests, it was found that variables such as the percentage of workers with higher education and the average level of remuneration in the formal market are factors that tend to decrease the Gini of the formal market in Minas Gerais. With regard to complexity, the results indicated the existence of an Inverted-U relationship between economic complexity and wage inequality, indicating that increasing complexity tends to increase inequality to a maximum point, from where from then on would have a negative influence on the formal market's gini index. In addition to this result, it was also found that most municipalities in Minas Gerais were in the ascending phase of the Krunets curve, which highlights the importance of the design of public policies for income and productive diversification being conceived as complementary, not substitutes.

**Keywords:** Complexity Economy; Regional Economy; Spatial Econometrics.

JEL Codes: P25 D63 R12.

---

\*Doutorando em Economia do CEDEPLAR/UFMG (ehr2021@ufmg.br).

†Doutorando em Economia do CEDEPLAR/UFMG (anfl@ufmg.br).

‡Professor de Economia do CEDEPLAR/UFMG (jpromero@cedeplar.ufmg.br).

# 1 Introdução

Em período recente houve aumento considerável das evidências a respeito dos efeitos positivos da complexidade sobre diferentes aspectos do desenvolvimento econômico (HIDALGO, 2021; GALA et al., 2017; ROMERO et al., 2021). No que tange ao seu impacto sobre a distribuição da renda, não há consenso acerca da natureza causal que relaciona o grau de complexidade econômica com a estrutura distributiva da renda local, o que evidencia uma lacuna a ser preenchida nesse campo de pesquisa (LEE; VU, 2020; HARTMANN et al., 2017a; GALA et al., 2017; MORAIS et al., 2018). Mesmo com a existência de estudos empíricos que reforçam a ideia de que um maior nível de complexidade tende a diminuir os conflitos distributivos no longo prazo, há dúvidas e divergências significativas no que se refere aos desdobramentos do aumento do nível de complexidade e distribuição de renda em um horizonte de curto prazo.

Assim, este estudo busca investigar a relação entre complexidade econômica e desigualdade de renda em Minas Gerais no ano de 2019 com uso do arcabouço empírico da econometria espacial. Mais especificamente, em concordância a Hartmann et al. (2020) e Wohl (2020), o cálculo do indicador de complexidade foi realizado com base no volume de empregos, e não do *quantum* das exportações, que é o método mais utilizado pela literatura devido a disponibilidade mais acessível desse tipo de informação. Com isso, ao invés de utilizar-se de dados sobre produtos exportados, o indicador de complexidade foi performado com base nas atividades econômicas segundo a Classificação Nacional de Atividades Econômicas (CNAE). Outro diferencial deste trabalho foi ter-se utilizado de métrica de desigualdade salarial entre indivíduos em nível municipal. O uso de informações sobre a estrutura de emprego local em detrimento de dados de comércio exterior é vantajoso pois permite captar o quadro geral de complexidade econômica, uma vez que considera tanto a complexidade das atividades voltadas para abastecer o mercado interno quanto, os produtos e serviços *non-tradables*, quantos as atividades voltados ao mercado externo, produtos e serviços *tradables* (HARTMANN et al., 2020).

Além disso, como essa opção de calcular a complexidade com base em indicador de emprego doméstico se mostra mais adequada a análise em unidades espaciais de extensão territorial elevada, optou-se por analisar o estado de Minas Gerais, uma vez que o comércio intra-estadual dessa unidade federativa exerce influência significativa no conjunto geral de suas atividades. Ademais, a escolha do estado de Minas Gerais se deve às suas similaridades econômicas e espaciais, já que possui grande disparidade regional - no Estado coexistem regiões dinâmicas e prósperas com regiões com altos índices de pobreza, desigualdade e baixa dinamicidade econômica - e se espera que essa heterogeneidade se reverbere nos indicadores de desigualdade salarial e complexidade econômica.

Este trabalho está organizado em três seções, além desta breve introdução. A próxima seção trata de apresentar a revisão de literatura que trata da abordagem de complexidade, em especial, das evidências empíricas entre complexidade e desigualdade. Durante a seção 3 é realizada a análise empírica das relação entre as variáveis de interesse deste estudo, bem como apontados e discutidos os principais resultados obtidos. Por fim, a seção 4 são tecidas as considerações finais.

## 2 Complexidade Econômica

De modo geral, a abordagem teórica da complexidade compreende um esforço conceitual e empírico de se conceber um marco analítico distinto da teoria neoclássica do crescimento. Segundo [Alencar et al. \(2018\)](#), essa abordagem alternativa parte do reconhecimento da incapacidade da teoria neoclássica em oferecer proposições de políticas de desenvolvimento compatíveis com as características reais dos sistemas econômicos, em especial, para países periféricos. Os autores alertam para a necessidade de assimilar a natureza adequada do investimento, o componente mais importante da demanda agregada capaz de expandir a estrutura produtiva em uma economia dinâmica e elevar os níveis de renda per capita em horizonte de longo prazo.

A abordagem da complexidade se mostra mais útil na periferia do sistema capitalista, uma vez que, como afirmam [Hausmann e Rodrik \(2003\)](#) e [Hidalgo \(2021\)](#), tais economias estão mais suscetíveis a duas importantes falhas de mercados. A primeira é a presença de mercados incompletos, que restringem o nível de investimentos das firmas: nesse caso, a lógica é que deve-se assinalar que as decisões de investir são dificultadas em economias com alto grau de incerteza, ou seja, os agentes necessitam saber do que os outros segmentos de mercados estarão sinalizando no sentido de realizar tais investimentos - isto é, as decisões de investimentos são interdependentes. A segunda falha de mercado é explicada pelo livre fluxo de informações entre as empresas, uma vez que ela expõe constantemente as empresas ao risco de que outras empresas copiem seus produtos e processos. Assim, como isso acaba fazendo com que a sua inovação beneficie empresas às quais ela irá competir, essa falha de mercado impõe restrições sobre a capacidade de investimento do empresário em economias periféricas ([ALENCAR et al., 2018](#)).

É sobretudo ao olhar para essa problemática da tendência a sub-realização de investimentos e, conseqüentemente, de geração de inovações tecnológicas, que a ideia de complexidade econômica tem-se mostrado relevante. Além de analisar a capacidade produtiva das economias a partir do prisma da complexidade dos produtos em torno de suas capacidades requeridas, essa abordagem evita, do ponto de vista metodológico, esbarrar em classificações *ad hoc*.

Para [Romero et al. \(2021\)](#), a complexidade econômica não deve ser uma correspondente da variável de diversificação produtiva. O fato de uma economia ser diversificada não significa que ela necessariamente será complexa, para tal é necessário que ela consiga se diversificar ao ponto de produzir produtos produzidos em poucos lugares. Por definição, esses últimos seriam aqueles cujo processo produtivo envolve um nível de capacidade produtiva superior ao que se incorpora no processo produtivo de bens não-complexos. Assim, a complexidade econômica seria uma medida do grau de capacidade produtiva para produzir produtos sofisticados [Hidalgo \(2021\)](#). Segundo [Romero et al. \(2021\)](#), economias mais complexas seriam aquelas com níveis elevados de capacidades produtivas incorporadas em seus produtos. Isto é, seriam aquelas especializadas em produzir muitos produtos sofisticados. Já economias não-complexas seriam aquelas especializadas em produzir produtos com pouca sofisticação ([ROMERO et al., 2021](#)).

Dessa forma, a complexidade econômica tem se tornado um conceito chave no debate sobre desenvolvimento econômico. Para [Hidalgo \(2021\)](#), a complexidade econômica pode ser concebida tanto como uma variável explicada quanto explicativa. No primeiro caso, os esforços têm se dirigido para problemas que buscam investigar os principais de-

terminantes da complexidade econômica. Já no segundo caso, a variável de complexidade econômica tem sido embutida em modelos econométricos e tido capacidade de explicar variáveis-chaves da economia. Algumas das limitações da abordagem da complexidade consistem em: (a) não conceber medidas adequadas para captar os diferenciais de complexidade associados a tipos diferentes de um mesmo produto, como por exemplo a diferença de complexidade envolvida na produção de um avião mais e menos sofisticado; (b) ao basear-se no índice de vantagens comparativas reveladas, o indicador de complexidade econômica admite um grau de sensibilidade de movimentos relacionados aos preços da produção, como o efeito ambíguo derivado de um *boom* de preços de commodities sobre a vantagem comparativa revelada de um setor qualquer e; (c) a possibilidade de que não seja adequado calcular o nível de complexidade e compará-lo entre atividades de setores distintos, como por exemplo entre atividades industriais e os serviços, uma vez que esses dois grupos de atividades exibem dinâmicas espaciais específicas.

## 2.1 Índice de Complexidade Econômica (ICE)

A complexidade acoplada à produção de um bem (HIDALGO; HAUSMANN, 2009) reflete a estrutura do conjunto de capacidades produtivas necessárias para sua produção: aqueles bens que requerem um volume de capacidades produtivas de alta sofisticação são considerados mais complexos e, em função disso, sua produção é restrita aos poucos países que detêm tais capacidades produtivas, assim, espera-se que tais produtos sejam exportados com VCR por poucos países, de modo que tais produtos sejam menos ubíquos. Por sua vez, o índice de complexidade econômica (ICE) mede o nível de capacidade produtiva para produzir bens complexos (menos ubíquos), uma vez que combina em sua forma funcional os graus de complexidade e ubiquidade dos bens produzidos numa unidade geográfica. Nesse sentido, segundo Hidalgo e Hausmann (2009) o ICE está relacionado tanto à dinâmica de mutação do conjunto de capacidades produtivas em um lugar quanto ao arcabouço técnico-institucional existentes que permite utilizar, combinar e transferir/difundir o aporte de conhecimento implícito nas capacidades produtivas de bens complexos.

Para obter o Índice de Complexidade Econômica, seguindo Hidalgo e Hausmann (2009), definiu-se inicialmente a matriz de especialização produtiva do lugar ( $M_{c,p}$ ), na qual o valor 1 na célula matricial significa que esse lugar ( $c$ ) produz o produto ( $p$ ) com VCR e o valor 0, que esse produto não é produzido com VCR. Em seguida, de posse dessa matriz de especialização produtiva o grau de diversidade e ubiquidade podem ser obtidos somando linhas e colunas da matriz ( $M_{c,p}$ ), respectivamente. Após realizar as devidas substituições e iterações entre as equações, tem-se a seguinte expressão do ICE:

$$ICE = \frac{\overrightarrow{K} - \langle \overrightarrow{K} \rangle}{stdev(\overrightarrow{K})} \quad (2.1)$$

Onde  $\langle \rangle$  representa uma média,  $stdev(\overrightarrow{K})$  o desvio padrão de  $\overrightarrow{K}$ . Cabe mencionar, que a matriz  $M_{c,p}$  preconiza uma relação inversa entre ubiquidade e diversificação. Ou seja, economias mais diversificadas produzem bens menos ubíquos (complexos) e as menos diversificadas (mais especializadas) produzem bens ubíquos (comuns). Assim, a diversificação – e não a especialização – compreende o fator determinante da produção de bens complexos – segundo Hausmann et al. (2011), uma economia complexa não

é uma economia especializada, pois a complexidade envolve uma economia diversificada com empresas especializadas.

## 2.2 Complexidade e desigualdade

O desenvolvimento econômico se caracteriza por um processo de mudança estrutural em direção a atividades mais valiosas, cujas estruturas de geração de renda tendem a favorecer tanto a geração de níveis de renda salarial mais elevados quanto a redistribuição dessa renda. Esse processo induz, via diversos mecanismos, a amenização do processo de heterogeneidade estrutural da força de trabalho dos países periféricos e atrasados. Apesar disso, os estudos empíricos não são, em geral, suficientemente convergentes ao ponto de permitir que tal proposição se transforme em um consenso.

Isso não é diferente no campo da complexidade. Seguindo [Gala et al. \(2017\)](#), é necessário pontuar que o processo de desenvolvimento econômico não pode se concretizar se não houver elevação do emprego em setores de atividades complexas. De fato, sob determinadas circunstâncias, pode-se encontrar relações diretas e favoráveis entre massa salarial e nível de complexidade. Contudo, tais resultados requerem certo comedimento antes de se tornarem objeto de generalização. [Wohl \(2020\)](#), por exemplo, analisam a relação entre massa e concentração salarial e ubiquidade ocupacional nas metrópoles americanas. Segundo os autores, os resultados sugeriram que: metrópoles mais diversificadas exibem níveis de salário médio superiores e o processo de produção de produtos mais ubíquos tende a gerar volumes inferiores de massa salarial. Contudo, cabe mencionar dois principais fatores críticos desse estudo. Primeiro, o fato de que ele correlaciona o salário a apenas uma variável, sendo que essa não possibilita que se apreenda toda a dimensão do que se compreende por complexidade (já que deixa de fora a diversidade). Em segundo lugar, cabe enfatizar que apesar da escolha adequada quanto a utilização do método de reflexos deve-se enfatizar que o trabalho prescindiu de utilizar um método de controle de possíveis problemas sobre a estrutura de dados gerado pela questão espacial. Essa crítica é importante mesmo quando se considera o fato de que os autores controlaram pela questão do tamanho populacional.

Dito isso, convém reiterar que a discussão que trata dos determinantes da desigualdade e do próprio desenvolvimento não são novas e estão distantes de marcar posição próxima a uma visão unificada dos determinantes da desigualdade.

Os resultados que tratam da relação entre complexidade e desigualdade têm encontrado resultados ambíguos quanto à direção e magnitude da relação causal entre desigualdade e complexidade, podendo-se identificar ao menos três grandes principais frentes de resultados suportados pelos respectivos estudos: i) os resultados que sugerem a predominância de relação negativa entre desigualdade e complexidade; ii) os resultados que sugerem predominância de relação positiva; iii) e os resultados que preconizam uma relação não-linear entre complexidade e desigualdade - tal qual a relação concebida conceitualmente pela curva de U-Invertido (ou Curva de Kuznets).

Na primeira primeira frente de estudos (i), destaca-se o estudo efetuado em [Hartmann et al. \(2017b\)](#). Os autores, analisando 160 países entre 1963 e 2008 e utilizando a metodologia de dados em painel, obtêm evidências de causalidade negativa entre complexidade e desigualdade. Nesse caso, os autores afirmam que a queda na desigualdade - à medida que a complexidade se eleva - ocorre devido aos transbordamentos dos benefícios

da complexidade dos setores chaves para os setores de menor complexidade. Adicionalmente, os autores afirmam que a complexidade favorece a criação de instituições inclusivas - uma vez que ao possibilitar maiores níveis de produtividade e renda deixa mais recursos para políticas mais inclusivas. E como se notou, um diferencial desse trabalho foi ter calculado o coeficiente de Gini da massa salarial por nível de complexidade das ocupações, o que permitiu que verificar que o processo produtivo de produtos mais complexos favorece ativa os canais de redistribuição de renda, enquanto o processo produtivo de produtos menos complexos ativa os canais de concentração de renda.

[Hartmann et al. \(2020\)](#), analisando mais de uma centena de países entre a década de 1960 e 2008, obtém evidências de correlação negativa significativa entre complexidade econômica e desigualdade de renda. Segundo os autores, os resultados indicam que essa evidência manteve-se significativa independentemente da variável de desigualdade escolhida - interpessoal e/ou salarial e quando essa última era obtida por níveis de complexidade dos produtos. Segundo os autores, isso se explicaria pelo fato de que em economia mais complexas uma parcela cada vez mais elevada do emprego seria ofertado por atividades industriais e esses, por sua vez, estão associados a níveis superiores de sindicalização. Já esse último, cabe destacar, determina a magnitude do poder de barganha sindical, que, por sua vez, restringe (*ceteris paribus*) o tamanho da parcela da riqueza da sociedade que se destina aos assalariados - em particular, àqueles situados nos extratos inferiores da estrutura de rendimentos.

Cabe ressaltar que a explicação ofertada pelos autores só faz sentido se for tomado como dado o fato de que o nível de sindicalização seja tanto beneficiado pelo aumento de empregos em atividades industriais quanto passe a significar, necessariamente, níveis superiores de poder de barganha, e este, por sua vez, denote, necessariamente, maior efetividade de obtenção de níveis salariais desejados pelos trabalhadores nas negociações salariais. Por outro lado, também deve-se assumir o oposto, ou seja, que quanto menor o grau de sindicalização, maior tende a ser a propensão dos trabalhadores a ocupar vagas de emprego em condições precárias e que paguem níveis salariais inferiores ao que seria apropriado. Em termos gerais, a queda da desigualdade seria operada pelos seguintes mecanismos: a) economias complexas tendem a ser mais industrializadas e, portanto, contam com uma força de trabalho mais sindicalizada; b) economias complexas tendem a gerar e difundir níveis superiores de conhecimento tácito (não-codificado) independentemente do grau de escolaridade; c) por fim, economias complexas tendem a serem mais resistentes às ameaças de capturas política e econômica (externa e interna), o que amplia o *police space* e favorece a implementação de políticas redistributivas.

Na segunda frente de estudos<sup>1</sup> (ii) Merece destaque também o estudo feito em [Lee e Vu \(2020\)](#). Os autores, analisando 113 países entre 1965 e 2014 e utilizando a metodologia de dados em painel, encontram uma relação de causalidade positiva entre complexidade e desigualdade. Assim, suas evidências apontaram que os ganhos de complexidade geram mais (e não menos) desigualdade de renda. Além disso, seus resultados trouxeram evidências de que o capital humano magnifica essa relação, de modo que o papel desempenhado pela complexidade estaria condicionado ao quadro educacional e de suas políticas. Nessa mesma linha, [Chu e Hoang \(2020\)](#), analisando um painel de 88 países entre 2002 e 2007, obtém evidências de causalidade positiva similares às do estudo anteriormente

---

<sup>1</sup>Abordando outro conceito de complexidade, [Pryor et al. \(1996\)](#) encontra que o aumento da complexidade modifica a estrutura organizacional da sociedade, elevando sua heterogeneidade estrutural e, conseqüentemente, sua dispersão salarial. Por sua vez, [Hodgson \(2003\)](#) afirma que a complexidade, ao incentivar a mecanização e a robotização, impulsiona o desemprego estrutural e da desigualdade. Segundo os autores, o processo de mecanização, à medida que se desdobra, empurra os trabalhadores para ocupações que demandam exclusivamente habilidade de trabalhos braçais.



analisado. Segundo os autores, tal resultado refletiria, sobretudo, o caráter condicional do papel exercido pela complexidade econômica sobre a desigualdade de renda, pois segundo os mesmos a complexidade só se mostrou favorável à queda da desigualdade na presença de ótimos de educação, eficiência governamental e abertura econômica. Por fim, [Lee e Wang \(2021\)](#), analisando um painel de 43 países entre 1991 e 2016, também obtém evidências de correlação positiva entre as variáveis. Segundo os autores, um dos elementos desfavoráveis a relação promissora entre desigualdade e complexidade compreenderia os níveis elevados de riscos sistêmicos. Assim, a estabilidade macroeconômica e política seriam condições necessárias para preservar uma relação promissora entre complexidade e desigualdade.

Finalmente, a terceira frente de estudos (iii) é composta por estudos que estimam uma relação do tipo U-invertido entre desigualdade e complexidade. Entre tais estudos, deve-se destacar o trabalho seminal realizado por [Hausmann et al. \(2014\)](#). Nesse estudo, os autores afirmam que o aumento da desigualdade nos estágios iniciais do processo de diversificação produtiva está relacionado à concentração dos benefícios proporcionados pelos ganhos de complexidades em poucos setores. Contudo, segundo os autores, à medida que a economia adquire complexidade essa tende a gerar benefícios gradativamente difusos para o restante da estrutura produtiva e do mercado de trabalho. Como resultado, tem-se a expansão do emprego e do grau de organização sindical e a expansão da rede de instituições mais inclusivas. Além disso, os autores afirmam outro motivo pelo qual há não-linearidade se deve ao fato de que o retorno do conhecimento é inferior em economias menos e mais complexas, já que as primeiras não possuem os mecanismos necessários para absorver o conhecimento complexo e transformá-lo em valor, enquanto as últimas predominam os retornos decrescentes de escala de conhecimento (devido a sua abundância). Em outros termos, os autores afirmam que numa economia menos complexa o retorno da complexidade em termos pecuniários ainda é baixo; porém, à medida que a complexidade se eleva o seu retorno aumenta mais do que o retorno da economia. No entanto, o aumento da complexidade irá atingir um ponto no qual o retorno se estagna devido a sua apropriação por setores menos complexos. Assim, os autores postulam que há uma elevação do diferencial de salários inicialmente e, posteriormente, observa-se uma redução vis-à-vis a escalada de complexidade da economia.

Por sua vez, [Morais et al. \(2018\)](#), analisando os estados brasileiros nos anos 2000 e 2010, encontram uma relação de U-invertido entre desigualdade e complexidade econômica, sendo que o impacto da complexidade é positivamente correlacionado com o nível de diversificação produtiva e com o nível de especialização em atividades agrárias. Segundo os autores, isso se explicaria pelo fato de que nos estágios iniciais do *catching up* os benefícios da diversificação produtiva são restritos aos trabalhadores mais qualificados, de modo que haveria uma elevação temporária da desigualdade até que o nível de complexidade fosse tão elevado ao ponto haver transbordamento dos benefícios da complexidade para atividades de baixa complexidade. Ou seja, a complexidade mais elevada de alguns setores geraria externalidades positivas para o restante da economia. Nessa mesma linha, [Morais et al. \(2018\)](#), analisando a massa salarial e a complexidade dos estados brasileiros entre 2002 e 2014, obtém fortes evidências de não-linearidades dessa relação (a la curva de Kuznets). Segundo os autores, essa propriedade, assim como nos estudos anteriores, também estaria associada ao comportamento singular da distribuição salarial entre os níveis distintos de complexidade devido a sua relação assimétrica com atividades que exigem níveis distintos de qualificação.

Nesse trabalho, os autores usaram as seguintes variáveis de controle: porção de

indivíduos auto-declarados brancos, volume de trabalho informal e parcela de trabalho na agricultura, em conjunta, espera-se que produzam um efeito positivo sobre a desigualdade. Todas seguem [Castilho, Menéndez e Sztulman \(2012\)](#). No caso da agricultura, ela não tem um efeito claro sobre a desigualdade, mas sim sobre a pobreza (por isso ela foi incluída). No caso da abertura comercial: elevada razão de importações reduz a desigualdade enquanto uma elevada razão de importações não tem um efeito claro. Os autores, dados que estavam buscando investigar os efeitos fixos de corte seccional, optaram por utilizar o modelo pooled, o que pra eles não produzia perda de generalidade nos resultados. No modelo pooled, os autores obtêm evidências de relação de u-invertido apenas na variável de complexidade, porém, não na renda. Além disso, a variável anos de escolaridade teve coeficiente negativo e significativo, enquanto a variável n° de habitantes da população do Estado não teve coeficiente significativo. Quando os resultados são controlados pela razão de população urbana e rural, os resultados são mantidos apenas em Estados mais urbanizados, ao passo que nos Estados de maior população rural apenas a variável trabalhador semi-qualificado foi significativa, enquanto o ECI não desempenhou nenhum efeito e PIB influenciou a desigualdade nas áreas rurais, apenas.

Por fim, os autores, com base na observação de [Fally, Paillacar e Terra \(2010\)](#) de que a estrutura produtiva das atividades exportadoras é altamente concentrada na região sudeste do país, uma vez que [Castilho, Menéndez e Sztulman \(2012\)](#) afirma que SP, RS e MG contabilizaram 50 de todas as exportações brasileiras em 2004, utilizaram, ao invés do ECI obtido das exportações, o indicador de complexidade calculado a partir do dado de emprego. Segundo os autores, isso é importante porque no Brasil as exportações estão concentradas na região sudeste, a despeito do fato de que os demais estados da federação também admitam atividades complexas. Assim, ao usar os dados de exportação, faz-se com que uma grande quantidade de atividades complexas deixe de ser computadas. Essas, vale dizer, se especializam na produção de insumos intermediários dos produtos direcionados para a exportação. Além disso, esse ponto é ainda mais importante quando se leva em consideração os estados produtores de bens complexos dirigidos ao mercado doméstico e bens não-complexos para as exportações. O caso entre SP e SC é ilustrativo da divergência entre os dois indicadores e das implicações do uso de dados baseados estritamente em exportações. Apesar disso, os autores encontram os mesmos resultados após a inclusão da diversidade de ocupação e da indústria no modelo de regressão. Ou seja, a relação de U-invertido se mantém e a relação de U normal também se mantém para o ECI e a diversidade. A Tabela 2.1 traz uma síntese dos trabalhos apresentados nesta seção.

Tabela 2.1: Resumo dos estudos empíricos

Artigo	Principais variáveis	Método	Resultado
<a href="#">Hartmann et al. (2017a)</a>	ECI (exportações) e GINI (renda)	Painel: Efeitos Fixos	Negativa
<a href="#">Hartmann et al. (2017b)</a>	ECI (exportações) e GINI (renda)	Painel: Efeitos Fixos	Negativa
<a href="#">Hartmann et al. (2020)</a>	ECI (exportações) e GINI (renda)	Painel: Efeitos Fixos	Negativa
<a href="#">Chu e Hoang (2020)</a>	ECI (exportações) e Gini (renda)	Painel: GMM	Positiva
<a href="#">Lee e Vu (2020)</a>	ECI (exportações) e Gini (renda)	OLS e GMM	Positiva
<a href="#">Lee e Wang (2021)</a>	ECI (exportações) e Gini (renda)	Painel: GMM	Positiva
<a href="#">Hausmann et al. (2014)</a>	ECI (exportações) e Gini (renda)	Painel: GMM	Negativa
<a href="#">Morais et al. (2018)</a>	ECI (exportações) e Gini (renda e salários)	Painel: GMM	U-Invertido

Fonte: elaboração própria.

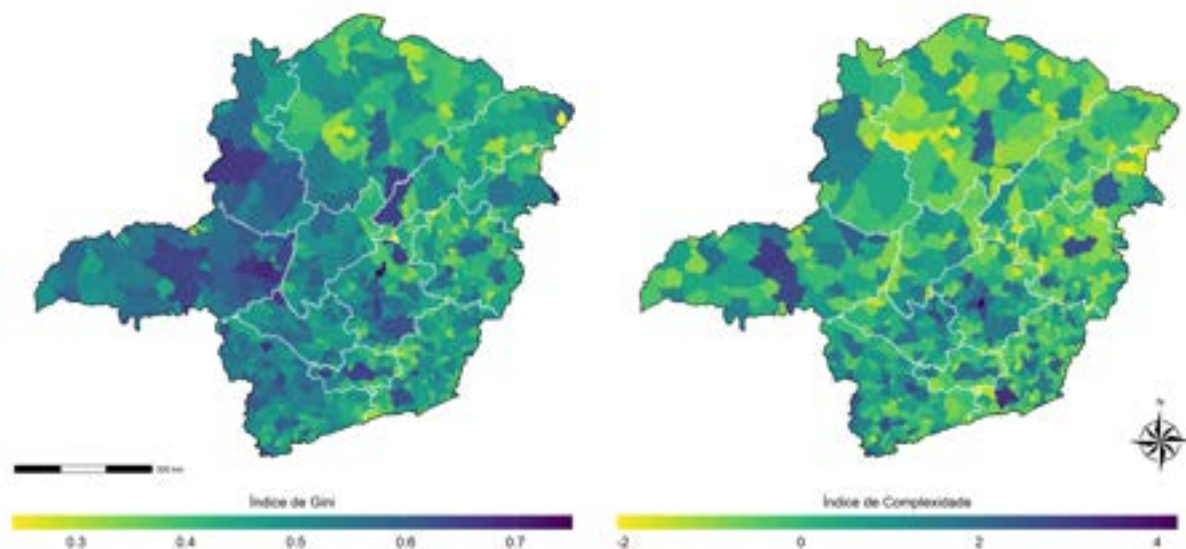


### 3 Análise Empírica

#### 3.1 Análise Exploratória de Dados Espaciais

O estado de Minas Gerais é conhecido pela sua grande diversidade regional, onde existem regiões dinâmicas e prosperas, mas também regiões com altos índices de pobreza e baixa dinamicidade econômica. Essa disparidade regional se reverbera nos indicadores de desigualdade salarial e complexidade econômica, conforme pode ser observado pela Figura 3.1. Pela análise da distribuição espacial do índice de complexidade, é possível observar a concentração espacial desse indicador nas mesorregiões do Triângulo Mineiro/Alto Paranaíba, região onde a agropecuária se destaca, além das mesorregiões Metropolitana de Belo Horizonte.

Figura 3.1: Dispersão Espacial do Índice de Gini e do Índice de Complexidade em Minas Gerais no ano de 2019



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da RAIS.

No que diz respeito ao índice de gini, as mesorregiões do Triângulo Mineiro/Alto Paranaíba, Noroeste de Minas, Sul/Sudoeste de Minas e Metropolitana de Belo Horizontes se destacam. Além disso, cabe ressaltar a existência de municípios com altos índices de desigualdade salarial cercados por municípios com menor gini. É o caso, por exemplo, de Montes Claros, Diamantina, Governador Valadares, Conceição do Mato Dentro e Teófilo Otoni. De fato, essa observação parece indicar que os municípios mineiros de maior porte populacional de renda têm maiores níveis de desigualdade salarial quando comparados aos municípios de menor porte. A Tabela 3.1 apresenta o ranking do índice de gini para 15 municípios de maior e menor desigualdade salarial no mercado formal, respectivamente.

De modo semelhante ao observado para o gini do mercado formal, ao se avaliar o indicador de complexidade econômica é possível observar, pela Figura 3.1, um mesmo padrão de municípios geograficamente isolados. Isso é mais pronunciado nos municípios de Montes Claros, ao Norte do estado, Governador Valadares, Teófilo Otoni, situados no Vale do Jequitinhonha e Vale do Mucuri, Juiz de Fora, situado na mesorregião da Zona da

Tabela 3.1: Ranking dos municípios conforme gini do mercado formal

rank	município	gini	—	rank	município	gini
1	Baldim	0,7511	—	853	Santa Maria do Salto	0,2426
2	Serra dos Aimorés	0,7171	—	852	Presidente Kubitschek	0,2507
3	Rio Paranaíba	0,6936	—	851	Fronteira dos Vales	0,2590
4	São José da Barra	0,6744	—	850	Frei Lagonegro	0,2624
5	Córrego Danta	0,6742	—	849	São João do Pacuí	0,2773
6	São Gotardo	0,6741	—	848	Campo Azul	0,2832
7	Serra do Salitre	0,6672	—	847	Santa Efigênia de Minas	0,2928
8	Belo Horizonte	0,6649	—	846	Grupiara	0,3030
9	Confins	0,6638	—	845	Fruta de Leite	0,3043
10	Paracatu	0,6635	—	844	Passabém	0,3072
11	Conceição do Mato Dentro	0,6567	—	843	Cantagalo	0,3080
12	Campos Altos	0,6557	—	842	Gemeleiras	0,3092
13	São João del Rei	0,6549	—	841	Pai Pedro	0,3094
14	Romaria	0,6539	—	840	Bertópolis	0,3105
15	Diamantina	0,6515	—	839	Ponto Chique	0,3129

Fonte: elaboração própria.

Mata, Pouso Alegre, no Sul de Minas, e Uberlândia, no Triângulo Mineiro. Ou seja, em algumas mesorregiões existem polos de complexidade que se concentram nos municípios de maior porte.

A Tabela 3.2 apresenta o índice de complexidade conforme o ranqueamento dos municípios mineiros. Com base na Equação 2.1, Belo Horizonte é o município mais complexo, ao passo que o município com menor complexidade econômica é Frei Lagonegro, situado na mesorregião do Vale do Rio Doce.

Tabela 3.2: Ranking dos municípios conforme índice de complexidade

rank	município	complexidade	—	rank	município	complexidade
1	Belo Horizonte	4,2157	—	853	Frei Lagonegro	-2,0561
2	Juiz de Fora	3,3730	—	852	Fronteira dos Vales	-2,0263
3	Contagem	3,1638	—	851	Nacip Raydan	-2,0148
4	Uberlândia	3,1033	—	850	São João do Pacuí	-1,9731
5	Betim	3,0452	—	849	Bertópolis	-1,9588
6	Divinópolis	2,8748	—	848	Crisólita	-1,8270
7	Nova Lima	2,8153	—	847	Santa Fé de Minas	-1,7690
8	Varginha	2,8064	—	846	São José do Mantimento	-1,7437
9	Uberaba	2,7599	—	845	Nova Belém	-1,7199
10	Governador Valadares	2,7256	—	844	Presidente Kubitschek	-1,6842
11	Sete Lagoas	2,7138	—	843	Alvorada de Minas	-1,6834
12	Ipatinga	2,7132	—	842	Lagoa dos Patos	-1,6775
13	Pouso Alegre	2,6563	—	841	Santa Helena de Minas	-1,6647
14	Poços de Caldas	2,4745	—	840	Joanésia	-1,6566
15	Itajubá	2,4465	—	839	São Sebastião do Rio Preto	-1,6362

Fonte: elaboração própria.

Nesse ponto, vale destacar que, em 2019, o município de Frei Lagonegro contava com 312 registros formais de emprego, e uma população estimada da ordem de 3.478 habitantes. Com isso, tem-se indícios para acreditar que a complexidade é altamente dependente do fator escala, e o fator aglomeração populacional é um dos fatores que influenciam a complexidade econômica de um determinado município.

### 3.2 Especificação Econométrica

O ponto de partida desta análise é o Modelo Clássico, estimado por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), que em notação matricial pode ser representado conforme

Equação 3.1:

$$\mathbf{y} = \mathbf{X}\beta + \mathbf{u} \quad (3.1)$$

Em que  $\mathbf{y}$  é o vetor que contém a variável dependente,  $\mathbf{X}$  é a matriz que contém as variáveis independentes,  $\beta$  é o vetor que relaciona os parâmetros estimados para cada variável explicativa e,  $\mathbf{u}$  é o termo de erro, que se assume ser independente e identicamente distribuído (i.i.d). Quando o espaço é relevante na determinação da variável dependente, o termo de erro do Modelo 3.1 tende a apresentar correlação espacial. Quando isso ocorre, o Modelo Clássico pode apresentar os problemas de ineficiência e/ou inconsistência, pois duas das principais hipóteses dos estimadores de MQO são violadas: i) variância constante dos resíduos e; ii) resíduos não correlacionados (ANSELIN; KELEJIAN, 1997).

Conforme Kim, Phipps e Anselin (2003), existem duas maneiras básicas de incorporar os efeitos espaciais em um modelo de regressão: o modelo de *lag* espacial e o modelo de erro espacial. Apesar dessas duas especificações serem matematicamente parecidas, a interpretação econômica varia significativamente entre elas. No modelo do tipo *lag*, assume-se implicitamente a existência de efeitos indiretos e diretos sobre a variável dependente na unidade observacional. Em contraste, o modelo do tipo erro não inclui efeitos indiretos, contudo, assume a existência de variáveis omitidas que variam espacialmente. O modelo do tipo *lag* pode ser representado pela Equação 3.2.

$$\mathbf{y} = \rho\mathbf{W}\mathbf{y} + \mathbf{X}\beta + \mathbf{u} \quad (3.2)$$

Em que  $\rho$  é o parâmetro do *lag* espacial,  $\mathbf{W}\mathbf{y}$  é a média da variável dependente dos vizinhos, sendo o critério de vizinhança definido pela matriz  $\mathbf{W}$ . Neste modelo, a *lag* espacial é endógena por definição (ANSELIN, 2002). Os valores dos vizinhos afetam e são afetados pelo valor da variável  $y$  na unidade observacional, sendo este impacto conhecido como efeitos indiretos. Já os efeitos diretos são fornecidos pelo vetor de parâmetros  $\beta$ , que acompanha a matriz de variáveis explicativas  $\mathbf{X}$ . Devido à endogeneidade presente no termo  $\mathbf{W}\mathbf{y}$ , os estimadores de MQO são viesados e inconsistentes para o modelo 3.2. Por esse motivo, para se obter estimadores consistentes, a estimação deve ser conduzida por Máxima Verossimilhança, ou através da utilização de variáveis instrumentais, com os estimadores de Mínimos Quadrados em Dois Estágios (KIM; PHIPPS; ANSELIN, 2003).

Nos casos em que a dependência espacial está presente no termo de erro, uma especificação espacial autorregressiva para essa dependência também é normalmente assumida. Contudo, essa relação passa a compor o termo de erro. O modelo do tipo erro pode ser representado pela Equação 3.3.

$$\begin{aligned} \mathbf{y} &= \mathbf{X}\beta + \mathbf{u} \\ \text{tal que: } \mathbf{u} &= \lambda\mathbf{W}\mathbf{y} + \epsilon \end{aligned} \quad (3.3)$$

Em que  $\lambda$  é o coeficiente espacial autorregressivo. O modelo 3.3 é um caso especial de especificação, em que a matriz de variância-covariância do termo de erro não é esférica. Neste caso, tem-se que  $\mathbf{E}[\mathbf{u}\mathbf{u}'] = \Sigma \neq \sigma^2\mathbf{I}$ . Ou seja, a matriz de variância é diferente entre os diferentes regimes espaciais. Em relação ao modelo do tipo erro, dois contrastes com o

modelo do tipo *lag* são dignos de nota. Primeiro, no modelo do tipo erro, o multiplicador espacial é incorporado aos choques nas variáveis que não foram inseridas explicitamente no modelo (termo de erro  $\mathbf{u}$ ). Assim, o que se assume é que  $\mathbf{y}$  é função não somente das variáveis explicativas observadas em  $i$ , mas também das variáveis omitidas nas localidades vizinhas. Segundo, os estimadores de MQO dos parâmetros permanecem sem viés no modelo do tipo erro, mas não são mais eficientes. Em consequência, a estimação deve ser conduzida por Máxima Verossimilhança ou por Mínimos Quadrados Generalizados. Evidentemente, a estimação por Máxima Verossimilhança requer a suposição de normalidade, o que não é necessário caso a estimação se dê por Mínimos Quadrados Generalizados.

Diante do que foi visto, há necessidade de utilizar os modelos espaciais quando o diagnóstico de autocorrelação espacial indica dependência desse tipo nos resíduos estimados por MQO. Dessa forma, caso  $\mathbf{y}$  ou  $\mathbf{X}$  apresentem correlação espacial, não existe garantia, a priori, de que os pressupostos dos estimadores de MQO estão sendo violados. Nesse sentido, o diagnóstico de dependência espacial pode ser conduzido ao se analisar os parâmetros de interesse nos modelos restritos e irrestritos, conforme abaixo:

- Modelo restrito:  $\mathbf{y} = \mathbf{X}\beta + \mathbf{u}$
- Modelo irrestrito:
  - Tipo lag:  $\mathbf{y} = \rho\mathbf{W}\mathbf{y} + \mathbf{X}\beta + \mathbf{u}$ ;
  - Tipo erro:  $\mathbf{y} = \mathbf{X}\beta + \mathbf{u}; \quad \mathbf{u} = \lambda\mathbf{W}\mathbf{y} + \epsilon$

O modelo irrestrito é o MQO básico, em que os parâmetros espaciais  $\rho$  e  $\lambda$  são iguais a 0. Já no modelo irrestrito, os valores desses parâmetros devem ser estatisticamente diferentes de 0, indicando a presença de autocorrelação dos resíduos e/ou heterocedasticidade. Logo, o diagnóstico de dependência espacial trabalha com duas hipóteses, sendo:  $H_0 : \rho = \lambda = 0$  e  $H_1 : \rho \neq 0$  ou  $\lambda \neq 0$  ou outras.

Neste trabalho, com base nos testes conduzidos por Máxima Verossimilhança, os testes de diagnóstico espacial foram conduzidos pelos multiplicadores de Lagrange, uma vez que é necessário somente a hipótese nula. Isto é, somente a estimação do MQO simples. Além disso, por essa abordagem é possível elaborar testes específicos para a identificação adequada dos modelos do tipo *lag* e do tipo erro.

Em linhas gerais, a Equação a ser estimada neste trabalho busca colocar o índice de complexidade como um dos determinantes da desigualdade de renda no mercado formal para o conjunto de municípios do estado de Minas Gerais. A especificação econométrica segue conforme a Equação 3.4:

$$gini_i = \beta_0 + \beta_1 complex_i + \beta_2 complex_i^2 + \beta_j \mathbf{X}_i + u_i \quad (3.4)$$

Em que o índice de gini no município  $i$  é explicado pelo índice de complexidade e seu termo quadrático, além de um conjunto de variáveis controle, representado pela matriz  $\mathbf{X}_i$ . Os conceitos e definições operacionais das variáveis utilizadas estão apresentados na Tabela 3.3.

O índice de gini, a variável dependente, foi construído com base em observações individuais dos trabalhadores formais no ano de 2019, e aglomerados por município. Ao

Tabela 3.3: Descrição e Definição Operacional das Variáveis Utilizadas

Variável	Sinal Esperado	Descrição	Definição Operacional	Fonte
<i>gini</i>	dep.var	Indicador de desigualdade salarial no mercado formal	$1 - \sum_{j=1}^i (w_j)^2$	RAIS
<i>complex</i>	(+)	Indicador de Complexidade	Equação 2.1	RAIS
<i>complex</i> <sup>2</sup>	(-)	Indicador de Complexidade	<i>complex</i> ao quadrado	RAIS
<i>media_w</i>	(+)	Rendimento médio do setor formal	$\frac{massa\ salarial_i}{n\ registros_i}$	RAIS
<i>p.educsup</i>	(-)	Percentual de trabalhadores com educação superior	$\frac{n\ trab\ ensi\ sup_i}{n\ registros_i}$	RAIS
<i>gini_rural</i>	(+)	Indicador de desigualdade fundiária	$1 - \sum_{j=1}^i (area_j)^2$	SNCR
<i>tx_nformal</i>	(-)	Taxa de emprego do setor formal	$\frac{n-registros_i}{PEA_i} \times 100$	IMRS
<i>trans_bf_bpc</i>	(-)	Transferências por família do BF <sup>1</sup> e BPC <sup>2</sup>	$\frac{transf\ totais}{n\ fam\ beneficiadas}$	IMRS

Fonte: elaboração própria.

todo, foram contabilizados registros de 6.154.651 trabalhadores em Minas Gerais no ano de 2019. Seguindo a mesma lógica, o índice de gini rural fez uso de observações individuais das propriedades rurais por município.

### 3.3 Análise descritiva

A Tabela 3.4 apresenta as principais estatísticas descritivas para as variáveis apresentadas em 3.3. Em média, os municípios mineiros apresentaram gini do mercado formal de 0,47, com amplitude entre 0,75 e 0,24. Com relação ao indicador de complexidade, por se tratar do método dos reflexos, a variável *complex\_ref* foi padronizada, com média zero e variância unitária.

Tabela 3.4: Principais Estatísticas Descritivas

	min	mean	median	sd	max	Q0.1	Q0.25	Q0.5	Q0.75	Q0.9
<i>gini</i>	0,2426	0,4734	0,4698	0,0806	0,7511	0,3704	0,4196	0,4698	0,5250	0,5820
<i>comp_ref</i>	-2,0561	0,0000	-0,1611	1,0000	4,2157	-1,0950	-0,7133	-0,1611	0,5942	1,4916
<i>media_w</i>	585,60	1,308,37	1,269,82	269,46	3,375,85	1,054,01	1,153,13	1,269,82	1,397,26	1,592,15
<i>p.educsup</i>	2,1912	16,0034	14,9453	5,9204	49,9339	9,4686	11,7267	14,9453	19,0751	23,5777
<i>gini_rural</i>	0,4804	0,6512	0,6479	0,0511	0,8273	0,5902	0,6162	0,6479	0,6819	0,7182
<i>tx_nformal</i>	4,2000	19,8361	17,3000	11,9914	141,2000	8,8200	12,1000	17,3000	25,0000	33,1400
<i>trans_bf_bpc</i>	8,4500	35,5047	32,3600	15,3073	123,7500	19,0500	24,4100	32,3600	43,4500	57,3800

Fonte: elaboração própria.

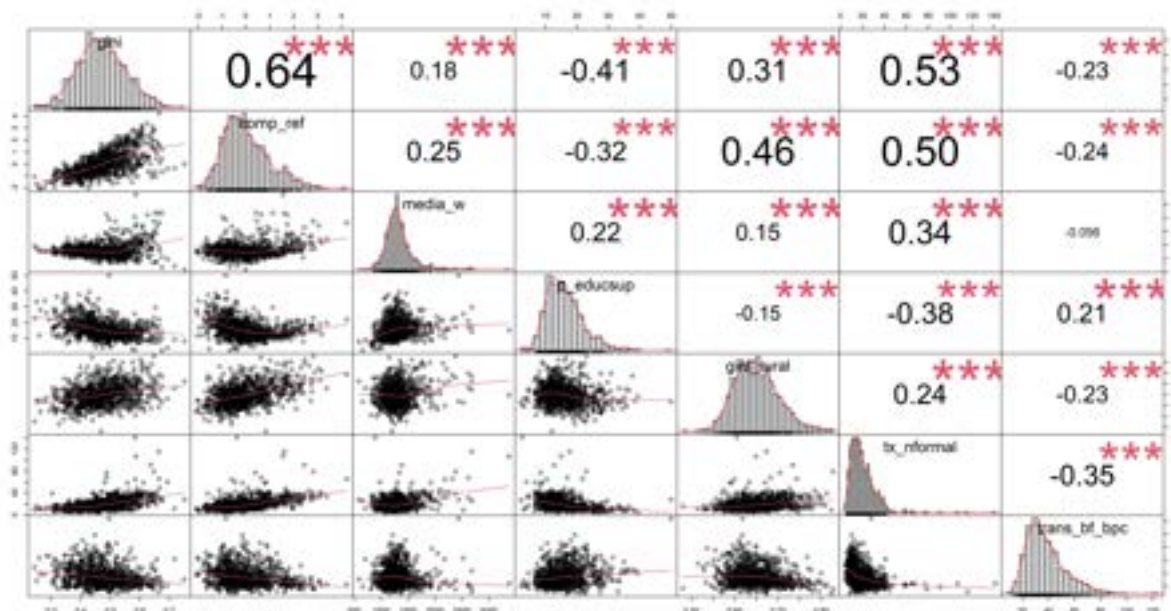
Além disso, as variáveis controle expostas na Tabela 3.4 estão relativamente bem comportadas. Em geral, a média não se distancia sobremaneira do valor da mediana, e os valores máximos e mínimos não apresentam grande dispersão em relação aos quantis Q0.9 e Q0.25, respectivamente, o que indica a inexistência de *outliers* que podem distorcer as principais estatísticas da amostra. Esse último fato poderia ser melhor observado ao se avaliar os histogramas, correlação de primeira ordem e gráfico de dispersão par-a-par apresentados na Figura 3.2.

Como a Figura 3.2 indica, a variável de interesse desigualdade salarial exibe correlação não-desprezível com todas as demais variáveis, sendo que os sinais do coeficiente de correlação foram conforme o esperado. Cabe destacar que o coeficiente de correlação entre a variável gini e a variável complexidade econômica apresentou o maior entre todos os



coeficientes. Além disso, cabe destacar a correlação positiva entre a variável gini e média salarial, que sugere que aqueles municípios de maior produtividade também sejam aqueles de maior desigualdade. Com relação aos histogramas, pode-se notar que, em geral, todas as variáveis apresentam uma estrutura de dispersão relativamente bem comportadas. Já o gráfico de dispersão par-a-par permite verificar que a variável Gini e Complexidade exibem alguns traços de heterocedasticidade.

Figura 3.2: Análise de correlação e dispersão par-a-par das variáveis do modelo



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da RAIS.

Desde já, dado o número de observações iguais a 853, é importante mencionar que a aplicação do teste de normalidade de Shapiro-Wilk sobre o índice de gini do mercado formal não rejeitou a hipótese de que a variável dependente do modelo segue uma distribuição normal. Com isso, os testes dos multiplicadores de Lagrange tendem a performar melhor na identificação dos modelos espaciais.

### 3.4 Resultados

Inicialmente, ainda sem considerar as características espaciais, foram estimados Modelos por MQO como forma de se extrair informações sobre a distribuição espacial dos resíduos bem como categorias de comparação para os modelos espaciais e testes de especificação. A Tabela 3.5 apresenta os modelos estimados por MQO.

Avaliando os resultados da Tabela 3.5, nota-se a não existência de relação negativa entre o gini e complexidade econômica, já que o parâmetro estimado para o indicador do termo linear foi negativo em todos os modelos. Além disso, os termos quadráticos positivos em todos os modelos evidenciam a existência de curva de U-Invertido relacionando a variável gini e complexidade econômica. No que tange as variáveis controle, percebe-se que elas desempenharam um papel relevante no exercício, pois ao incluí-las na especificação do modelo os valores dos parâmetros estimados do indicador de complexidade se alteraram. Também merece destaque o fato da variável controle % percentual de pessoas com ensino superior ter sido significativa - e exibido o sinal esperado - em todos os modelos. Por fim,



cabe mencionar que a variável complexidade potencializa o poder explicativo do modelo, já que os coeficientes de determinação  $R^2$  ajustado dos modelos sem essas variáveis (6 e 7) foram inferiores aos valores obtidos no modelos com elas (4 e 5).

Tabela 3.5: Estimções por MQO e diagnóstico espacial

	Variável dependente: Gini do mercado formal						
	MQO 1	MQO 2	MQO 3	MQO 4	MQO 5	MQO 6	MQO 7
comp_ref	0,0512*** (0,0021)	0,0542*** (0,0024)	0,0530*** (0,0027)	0,0386*** (0,0028)	0,0345*** (0,0036)		
comp_ref <sup>2</sup>		-0,0039** (0,0016)	-0,0040** (0,0016)	-0,0019 (0,0016)	-0,0042** (0,0020)		
gini_rural			0,0531 (0,0468)	0,0424 (0,0440)	0,0427 (0,0441)	0,2812*** (0,0455)	0,1421*** (0,0450)
ln_media_w				-0,0155 (0,0124)	-0,0154 (0,0124)	0,0153 (0,0136)	-0,0058 (0,0130)
p_educsup				-0,0020*** (0,0004)	-0,0019*** (0,0004)	-0,0034*** (0,0004)	-0,0031*** (0,0004)
tx_nformal				0,0017*** (0,0002)	0,0018*** (0,0002)	0,0025*** (0,0002)	0,0022*** (0,0002)
trans_bf_bpc				-0,00002 (0,0001)	-0,00005 (0,0001)	-0,00003 (0,0002)	-0,0002 (0,0002)
porte_medio					-0,0232 (0,0148)		-0,0434*** (0,0119)
porte_pequeno					-0,0336* (0,0174)		-0,0910*** (0,0115)
Constant	0,4734*** (0,0021)	0,4774*** (0,0026)	0,4428*** (0,0305)	0,5577*** (0,0894)	0,5886*** (0,0906)	0,1853* (0,0948)	0,5152*** (0,0952)
Observations	853	853	853	853	853	853	853
R <sup>2</sup>	0,4033	0,4077	0,4086	0,4894	0,4917	0,3614	0,4336
Adjusted R <sup>2</sup>	0,4026	0,4063	0,4065	0,4851	0,4863	0,3577	0,4289
Res. Std. Error	0,0623	0,0621	0,0621	0,0578	0,0578	0,0646	0,0609
F Statistic	575,2458***	292,5189***	195,5075***	115,6902***	90,6187***	95,8856***	92,4114***
<b>Diagnóstico Espacial</b>							
Moran I res.	12,5950***	12,3370***	12,5460***	9,0666***	8,8609***	8,6645***	8,2248***
LMerr	155,50***	148,92***	153,15***	78,08***	74,41***	71,46***	64,15***
LMlag	178,12***	174,97***	174,98***	103,36***	102,04***	102,11***	101,53***
RLMerr	9,21***	7,32***	8,63***	<b>1,60</b>	<b>1,06</b>	<b>0,16</b>	<b>0,04</b>
RLMlag	31,83***	33,37***	30,47***	26,88***	28,69***	30,80***	37,42***
SARMA	187,33***	182,29***	183,62***	104,96***	103,1***	102,26***	101,57***

Níveis de significância: \* p<0,1; \*\* p<0,05; \*\*\* p<0,01.

De posse dos resíduos dos modelos restritos, o próximo passo consiste em realizar os testes de diagnóstico espacial. Os testes foram realizados para cada uma das especificações apresentadas na Tabela 3.5, e fizeram uso da matriz de pesos rainha de primeira ordem. Para todos os modelos, conforme estatísticas apresentadas para o Índice de Moran aplicados sobre o resíduo, a hipótese nula de aleatoriedade espacial dos resíduos foi rejeitada. Nesse sentido, os parâmetros estimados por MQO podem apresentar viés, o que reforça a necessidade da utilização de modelos espaciais. E avaliando os testes do Multiplicador de Lagrange da Tabela 3.5, pode-se notar que a opção mais adequada para o processo espacial trabalhado neste estudo é o modelo espacial do tipo lag. Dessa forma, serão estimados modelos espaciais do tipo lag a partir do modelo MQO 5, já que este inclui todas as variáveis de controle e também apresenta o maior coeficiente de

determinação  $R^2$  ajustado. A Tabela 3.6 apresenta os modelos espaciais estimados.

Ao todo, foram estimados seis modelos espaciais reportados na Tabela 3.6, sendo dois modelos fazendo uso de matrizes de pesos baseados em critérios de contiguidade, dois modelos estimados em  $k$  vizinhos mais próximos, e dois modelos com base em critérios de proximidade do polo urbano de cada município. Como fica evidente pela Tabela 3.6, quando se considerando diferentes configurações de matrizes de vizinhança, pode-se perceber que a relação positiva entre gini e complexidade se mantém. Contudo, embora o parâmetro do termo quadrático tenha sido positivo em todos os modelos, ele foi significativo 10% de significância apenas apenas no modelo de matriz de vizinhança dos 5 vizinhos mais próximos - isto é, a relação de U-invertido é estatisticamente significativa a 10% de significância apenas nesse modelo.

Tabela 3.6: Modelos espaciais

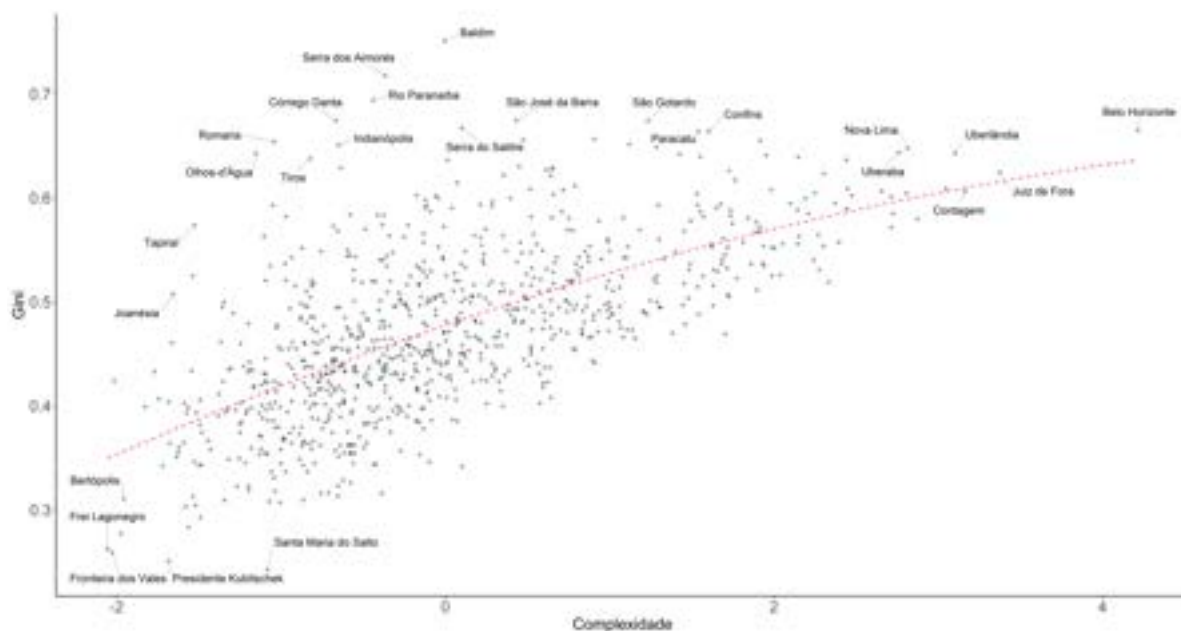
	Dependent variable: Gini do mercado formal					
	Contiguidade		k-vizinhos		Distância	
	Rainha 1	Rainha 2	k-near 5	k-near 10	Dist 80km	Dist 100km
Lambda	0,3529***	0,5185***	0,3565***	0,4169***	0,4750***	0,5126***
LR Test	(86,3377)	(108,0223)	(93,2635)	(88,3811)	(82,1888)	(80,1798)
comp_ref	0,0324***	0,0336***	0,0313***	0,0322***	0,0338***	0,0335***
	(0,0034)	(0,0034)	(0,0034)	(0,0034)	(0,0034)	(0,0034)
comp_ref_2	-0,0029	-0,0020	-0,0031*	-0,0025	-0,0019	-0,0019
	(0,0019)	(0,0019)	(0,0019)	(0,0019)	(0,0019)	(0,0019)
gini_rural	0,0355	0,0240	0,0170	0,0122	0,0212	0,0324
	(0,0413)	(0,0410)	(0,0412)	(0,0415)	(0,0417)	(0,0418)
ln_media_w	-0,0185	-0,0216*	-0,0205*	-0,0193*	-0,0227*	-0,0246**
	(0,0116)	(0,0115)	(0,0115)	(0,0116)	(0,0117)	(0,0118)
p_educsup	-0,0013***	-0,0010**	-0,0012***	-0,0012***	-0,0010**	-0,0010**
	(0,0004)	(0,0004)	(0,0004)	(0,0004)	(0,0004)	(0,0004)
tx_nformal	0,0014***	0,0013***	0,0014***	0,0014***	0,0014***	0,0013***
	(0,0002)	(0,0002)	(0,0002)	(0,0002)	(0,0002)	(0,0002)
trans_bf_bpc	0,0003**	0,0004***	0,0003**	0,0004***	0,0004***	0,0004***
	(0,0001)	(0,0001)	(0,0001)	(0,0001)	(0,0001)	(0,0002)
porte_medio	-0,0165	-0,0107	-0,0162	-0,0130	-0,0135	-0,0127
	(0,0138)	(0,0137)	(0,0138)	(0,0139)	(0,0140)	(0,0140)
porte_pequeno	-0,0264	-0,0181	-0,0287*	-0,0226	-0,0217	-0,0217
	(0,0163)	(0,0161)	(0,0162)	(0,0163)	(0,0164)	(0,0165)
Constant	0,4213***	0,3574***	0,4495***	0,4076***	0,3935***	0,3804***
	(0,0859)	(0,0856)	(0,0853)	(0,0861)	(0,0872)	(0,0880)
Observations	853	853	853	853	853	853
Log Likelihood	1.269,91	1.280,75	1.273,37	1.270,93	1.267,83	1.266,83
AIC	-2.515,82	-2.537,50	-2.522,74	-2.517,86	-2.511,68	-2.509,66
LM res.error	2,1333	0,6367	0,3817	0,0270	0,6979	2,3480
p-value	(0,1441)	(0,4286)	(0,5367)	(0,8694)	(0,4035)	(0,1255)

Níveis de significância: \*p<0,1; \*\*p<0,05; \*\*\*p<0,01.

À guisa de conclusão, a Figura 3.3 apresenta o gráfico de dispersão em duas dimensões entre a parte da variabilidade do índice de gini explicada pela complexidade a partir do modelo  $k - near5$  da 3.6 e o índice de complexidade. Como se vê, apesar do modelo  $k - near5$  ter apresentado uma curva de U-Invertido, o efeito do termo quadrático foi muito pequeno, de modo que a inflexão acontece num ponto de complexidade muito

elevada.

Figura 3.3: Relação entre complexidade e gini para os municípios de Minas Gerais



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da RAIS.

Contudo, como a inclinação da curva é decrescente, o efeito parcial da complexidade na desigualdade salarial decairá à medida que se consideram os municípios mais complexos da amostra. Por sua vez, esse comportamento do efeito parcial possivelmente se explica pelos efeitos positivos nos salários de setores menos complexos devido aos transbordamentos de renda ocasionados pelo crescimento dos setores mais complexos.

### 3.5 Discussão dos resultados

De uma maneira geral, os resultados permitem concluir que a relação entre a complexidade econômica e desigualdade salarial é estatisticamente significativa, pois, além de exibir parâmetros significativos, o indicador de complexidade elevou o poder explicativo dos modelos econométricos ajustados neste trabalho. Como visto, a análise comparativa entre as últimas quatro regressões estimadas por MQO exibidas na Tabela 3.5 indica que o  $R^2$  é superior nos dois modelos que inclui essa variável. Além disso, no modelo mais bem ajustado obteve-se a relação não-linear do tipo U-Invertido entre complexidade e desigualdade. E como a Tabela 3.6 indica, o valor do parâmetro associado ao termo quadrático da complexidade é negativo em todos os modelos. Já no modelo em que ele foi significativo ( $k - near5$ ), ele exibiu o maior valor absoluto. Porém, como o efeito do termo não-linear foi pequeno, o ponto de inflexão dessa curva se situou num nível elevado de complexidade econômica, de modo que grande parte dos municípios mineiros se situaram na parte ascendente do U-Invertido indicando a predominância de um efeito parcial decrescente da complexidade sobre o gini. Em suma, o impacto sobre a concentração salarial ocasionado por uma elevação do nível de complexidade em municípios nos estágios iniciais do desenvolvimento econômico é mais elevado do que o observado em municípios em estágios mais avançados de desenvolvimento. Ademais, esse resultado, considerando a Tabela 2.1 na seção 2.3, converge com o que geralmente se encontra na literatura especializada.

Por fim, deve-se destacar que a relação do tipo U-Invertido - e levando em consideração que a complexidade está positivamente correlacionada com o salário médio dos municípios (ver 3.2) - trás implicações importantes para a proposição de políticas públicas para a promoção do desenvolvimento econômico. Em particular, esse resultado evidencia a importância de que as políticas de sofisticação produtiva e de geração de emprego e regulação do mercado de trabalho sejam complementares. Mais especificamente, o foco da política deve ser o de otimizar a transferência dos benefícios da complexidade dos setores mais complexos para os menos complexos, o que tende a acelerar o crescimento da renda (e da demanda agregada) e, no longo prazo, sua desconcentração via efeito parcial decrescente. Entre tais políticas, cabe destacar aquelas direcionadas para a promoção do acesso a educação superior e de valorização salarial, uma vez que ambas variáveis exerceram efeito negativo significativo sobre a desigualdade, mas também elevaram o efeito negativo da complexidade sobre o gini (dado o aumento do do parâmetro do termo quadrático no modelo  $k - near5$  da 3.6).

## 4 Conclusão

O objetivo deste trabalho consistiu em avaliar a relação entre complexidade econômica e desigualdade salarial do mercado formal para o conjunto de municípios do estado de Minas Gerais no ano de 2019. Para o cálculo da complexidade foi utilizada a classificação produtiva da CNAE Classe, enquanto para o cálculo do índice de gini foram avaliados mais de 6 milhões de trabalhadores formais. Para tal utilizo-se um modelo de regressão espacial, cuja variável dependente foi o Gini e a principal variável explicativa foi a complexidade econômica dos municípios mineiros. E para extrair o efeito líquido da complexidade econômica sobre a desigualdade salarial do mercado formal, foram inseridas variáveis controle adicionais.

O principal resultado obtido foi que predomina uma relação do tipo U-Invertido entre gini de salários e complexidade econômica dos municípios mineiros em 2019. Esse resultado foi robusto a diversas especificações, variáveis controle e a dependência espacial. Além disso, mesmo que o efeito provocado pelo termo quadrático tenha sido pequeno, esse detém relevância estatística, uma vez que foi gerado num exercício aonde foi explorado apenas dados de uma unidade *cross section*. Assim, espera-se que em um trabalho futuro esse exercício seja refeito utilizando dados em painel, de modo que se possa controlar pelos possíveis efeitos-não observáveis nas variáveis.

## Referências

- ALENCAR, J. F. et al. Complexidade econômica e desenvolvimento: Uma análise do caso latino-americano. *Novos estudos CEBRAP*, SciELO Brasil, v. 37, p. 247–271, 2018.
- ANSELIN, L. Under the hood issues in the specification and interpretation of spatial regression models. *Agricultural economics*, Wiley Online Library, v. 27, n. 3, p. 247–267, 2002.
- ANSELIN, L.; KELEJIAN, H. H. Testing for spatial error autocorrelation in the presence of endogenous regressors. *International regional science review*, Sage Publications Sage CA: Thousand Oaks, CA, v. 20, n. 1-2, p. 153–182, 1997.

- CASTILHO, M.; MENÉNDEZ, M.; SZTULMAN, A. Trade liberalization, inequality, and poverty in brazilian states. *World Development*, Elsevier, v. 40, n. 4, p. 821–835, 2012.
- CHU, L. K.; HOANG, D. P. How does economic complexity influence income inequality? new evidence from international data. *Economic Analysis and Policy*, Elsevier, v. 68, p. 44–57, 2020.
- FALLY, T.; PAILLACAR, R.; TERRA, C. Economic geography and wages in brazil: Evidence from micro-data. *Journal of Development Economics*, Elsevier, v. 91, n. 1, p. 155–168, 2010.
- GALA, P. et al. Sophisticated jobs matter for economic development: an empirical analysis based on input-output matrices and economic complexity. 2017.
- HARTMANN, D. et al. International trade, development traps, and the core-periphery structure of income inequality. *Economía*, Elsevier, v. 21, n. 2, p. 255–278, 2020.
- HARTMANN, D. et al. Linking economic complexity, institutions, and income inequality. *World development*, Elsevier, v. 93, p. 75–93, 2017.
- HARTMANN, D. et al. The structural constraints of income inequality in latin america. *arXiv preprint arXiv:1701.03770*, 2017.
- HAUSMANN, R. et al. *The atlas of economic complexity: Mapping paths to prosperity*. [S.l.]: Mit Press, 2014.
- HAUSMANN, R.; RODRIK, D. Economic development as self-discovery. *Journal of development Economics*, Elsevier, v. 72, n. 2, p. 603–633, 2003.
- HIDALGO, C. A. Economic complexity theory and applications. *Nature Reviews Physics*, Nature Publishing Group, v. 3, n. 2, p. 92–113, 2021.
- HIDALGO, C. A.; HAUSMANN, R. The building blocks of economic complexity. *Proceedings of the national academy of sciences*, National Acad Sciences, v. 106, n. 26, p. 10570–10575, 2009.
- HODGSON, G. M. Capitalism, complexity, and inequality. *Journal of Economic Issues*, Taylor & Francis, v. 37, n. 2, p. 471–478, 2003.
- KIM, C. W.; PHIPPS, T. T.; ANSELIN, L. Measuring the benefits of air quality improvement: a spatial hedonic approach. *Journal of environmental economics and management*, Elsevier, v. 45, n. 1, p. 24–39, 2003.
- LEE, C.-C.; WANG, E.-Z. Economic complexity and income inequality: Does country risk matter? *Social Indicators Research*, Springer, v. 154, n. 1, p. 35–60, 2021.
- LEE, K.-K.; VU, T. V. Economic complexity, human capital and income inequality: a cross-country analysis. *The Japanese Economic Review*, Springer, v. 71, n. 4, p. 695–718, 2020.
- MORAIS, M. B. et al. Economic complexity and inequality: Does productive structure affect regional wage differentials in brazil? *USE Working Paper series*, USE Research Institute, v. 18, n. 11, 2018.
- PRYOR, F. L. et al. *Economic evolution and structure: the impact of complexity on the US economic system*. [S.l.]: Cambridge University Press, 1996.

ROMERO, J. P. et al. Brasil na contramão do mundo: Mudanças no padrão de exportações entre 2016-2020. *Brazilian Keynesian Review*, v. 7, n. 1, p. 155–176, 2021.

WOHL, I. *The Method of Reflections and US Occupational Employment*. [S.l.]: Office of Industries, US International Trade Commission, 2020.