

Efeitos locais dos preços de *commodities* minerais sobre os salários: Uma análise empírica para os estados do Pará e de Minas Gerais

Vicente Anchieta Junior¹  | Alexandre Alves Porsse² 

¹ Universidade Federal do Paraná (UFPR).

² Universidade Federal do Paraná (UFPR). E-mail: porsse@ufpr.br

RESUMO

Embora a relação entre abundância de recursos naturais e desenvolvimento econômico seja amplamente discutida na literatura, poucos estudos avaliam o fenômeno sob a ótica de mercado de trabalho local. O objetivo deste estudo é avaliar em que medida as variações de preços das *commodities* minerais se relacionam com os salários em nível local nos estados do Pará e Minas Gerais. A abordagem empírica baseia-se em painéis espaciais estimados para o período 2003-2019 e os subperíodos de *boom* (2003-2011) e *bust* (2011-2019) nos preços das *commodities* minerais. Os resultados mostram que existem *spillovers* dos preços sobre os salários municipais dos dois estados, sendo este efeito mais elevado para o Pará. A análise por subperíodos evidencia uma heterogeneidade espaço-temporal nos mecanismos de transmissão dos choques de preços sobre os salários municipais. No ciclo de *boom*, os efeitos de transmissão são positivos e possuem intensidade similar nos dois estados. No ciclo de *bust*, os efeitos transmissão são significativamente menores. Os *spillovers* espaciais operam de forma diferente em cada estado, sendo determinantes dessa heterogeneidade.

PALAVRAS-CHAVE

Preços de *commodities*, Salários, Mineração, *Spillover*

Local effects of mineral *commodity* prices on wages: An empirical analysis for the states of Pará and Minas Gerais

ABSTRACT

Although the relationship between the abundance of natural resources and economic development is widely discussed in the literature, few studies evaluate the phenomenon from the perspective of the local labor market. This study aims to evaluate the extent to which variations in mineral commodity prices are related to wages at the local level in the states of Pará and Minas Gerais. The empirical approach is based on spatial panels estimated for the period 2003-2019 and the sub-periods of *boom* (2003-2011) and *bust* (2011-2019) in mineral commodity prices. The results show that there are *spillovers* of prices on municipal wages in the two states, with this effect being higher for Pará. The analysis by sub-periods shows a spatiotemporal heterogeneity in the transmission mechanisms of price shocks on municipal wages. In the *boom* cycle, the transmission effects are positive and have similar intensity in both states. In the *bust* cycle, the transmission effects are significantly smaller. Spatial *spillovers* operate differently in each state, being determinants of this heterogeneity.

KEYWORDS

Commodity prices, Wages, Mining sector, *spillovers*

CLASSIFICAÇÃO JEL

Q33, R12

1. Introdução

Países abundantes em recursos naturais normalmente enfrentam um dilema entre especialização e diversificação produtiva (Hirschman, 1958; Davis, 1995). A descoberta de novos campos petrolíferos ou de jazidas minerais, sobretudo em países emergentes ou pobres, tende a ser vista pela população e pelas lideranças políticas como um presente divino, a salvação para todos os problemas. A literatura que investiga os efeitos de um *boom* de recursos naturais sobre o crescimento econômico e o bem-estar constitui parte de uma agenda mais ampla de pesquisa, que discute se a especialização em recursos naturais é uma estratégia viável de desenvolvimento econômico (Sachs e Warner, 1999). O contexto histórico e institucional de cada região é um aspecto fundamental que determina se a abundância de recursos naturais se constitui uma benção ou uma maldição (Frickel e Freudenburg, 1996).

Os canais de transmissão da chamada maldição dos recursos naturais são alvo de diversos estudos, notadamente sob o contexto de economias nacionais. Esses estudos apontam que países dependentes da exploração de recursos naturais tendem a apresentar baixa qualidade institucional e a conviver com práticas de rent-seeking (Leite e Weidmann, 1999; Rodríguez e Sachs, 1999; Ross, 2001; Bulte, Damania e Deacon, 2005; Mehlum, Moene e Torvik, 2006), promover políticas econômicas ruins (Sachs e Warner, 2001; Isham et al., 2005), acumular menos capital humano (Gylfason, 2001; Cockx e Francken, 2016) e a experimentar uma sobrevalorização da moeda doméstica capaz de desencadear um processo de desindustrialização (van der Ploeg, 2011).

Apesar de grande parte da literatura discutir a chamada maldição dos recursos naturais com análises a nível nacional ou do tipo cross-country, tem crescido o interesse de investigação desse fenômeno no contexto de economias subnacionais. Estudos a partir de uma perspectiva regional, concentrando-se nos efeitos econômicos da exploração de recursos naturais em diferentes entes subnacionais, podem ajudar a aprofundar a compreensão sobre os mecanismos de transmissão e os seus resultados (Cust e Poelhekke, 2015).

A primeira década do século XXI foi marcada por um inédito *boom* de preços de *commodities*, um processo em escala global que beneficiou fortemente países produtores de bens agrícolas e abundantes em recursos naturais, notadamente minerais metálicos, petróleo e gás natural. Entre 2003 e 2011, os preços das *commodities* minerais dispararam, motivados sobretudo pela rápida expansão da demanda chinesa (Farooki e Kaplinsky, 2013).

O Brasil não ficou de fora desse ciclo. De acordo com dados do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC), as exportações de produtos minerais¹ saltaram de US\$ 7,8 bilhões em 2003 para aproximadamente US\$ 71,7 bilhões em 2011 no auge do *boom*. As exportações de minério de ferro, principal commodity mineral na balança comercial, saltaram de US\$ 3,4 bilhões em 2003 para

¹Corresponde à Seção V da Nomenclatura Comum do Mercosul.

quase US\$ 42 bilhões em 2011. Esse crescimento vertiginoso da demanda por produtos minerais metálicos tem efeitos importantes no espaço subnacional em função do padrão de distribuição territorialmente concentrado dessa atividade econômica no Brasil.

Segundo o Anuário Mineral Brasileiro (ANM, 2023), em 2021, os estados do Pará e de Minas Gerais representavam 88% do valor da produção mineral bruta (que inclui alumínio/bauxita, cobre, cromo, estanho, ferro, manganês, nióbio, níquel, ouro, vanádio e zinco). Em relação ao minério de ferro, os dois estados respondiam pela totalidade da produção bruta.

Para se ter ideia de como os estados foram afetados pelo ciclo de preço das *commodities*, de acordo com dados do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC), em Minas Gerais, a exportação de minério de ferro passou de US\$ 1,4 bilhão em 2003 para US\$ 17,3 bilhões em 2011, multiplicando-se por 12 vezes. No Pará, o salto foi de US\$ 733 milhões em 2003 para US\$ 11,7 bilhões em 2011, quase 16 vezes maior.

As atividades de mineração nos dois estados apresentam características distintas. Em Minas Gerais, os principais municípios mineradores localizam-se no entorno da Região Metropolitana de Belo Horizonte, uma das maiores aglomerações urbanas brasileiras, dotada de ampla infraestrutura ferroviária, rodoviária e aeroportuária. A indústria extrativa mineral no estado de Minas Gerais enfrenta um processo de exaustão após décadas de exploração das jazidas. Além disso, as recentes tragédias, em Minas Gerais, de Mariana, em 2015, e Brumadinho, em 2019, levantaram dúvidas em relação ao custo-benefício econômico, social e ambiental da atividade no estado (Denes, 2018).

Por sua vez, no Pará, as atividades se concentram em duas regiões bem distantes da maior aglomeração urbana do estado, a área metropolitana de Belém. A principal delas no sudeste do estado, cujo foco é a extração de minério de ferro e cobre no complexo da serra de Carajás. A outra na região da foz do Rio Trombetas, no noroeste do estado, que concentra atividades de extração de bauxita, matéria prima para produção do alumínio. Comparada com Minas Gerais, a mineração no Pará tem um perfil recente de desenvolvimento, com crescimento a partir da segunda metade do século XX (Denes, 2018).

De acordo com Dubé e Polèse (2015), ao estudar a maldição dos recursos naturais em escala regional, um desafio importante é determinar se o aumento dos salários, que normalmente ocorre como resultado de choques na demanda por trabalho, acaba substituindo a valorização da taxa de câmbio como o principal canal pelo qual os efeitos da especialização em recursos naturais afetam as economias locais. No Brasil, apesar da vasta literatura sobre doença holandesa (Barros e Pereira, 2008; Bresser-Pereira, 2008; Oreiro e Feijó, 2010), uma das manifestações da maldição dos recursos naturais, são raros os estudos que abordam essa questão sob uma perspectiva regi-

onal. Os estudos regionais existentes tendem a enfatizar os efeitos da desindustrialização (Sampaio, 2015; Souza e Veríssimo, 2019; Silva 2022).

Neste sentido, uma contribuição do presente artigo consiste em investigar o canal de transmissão do *boom* de preços de *commodities* minerais sobre os salários regionais, tratando-se de um enfoque ainda não explorado na literatura de estudos regionais orientada para a compreensão do fenômeno da maldição dos recursos naturais no subespaço nacional. Embora aspectos relacionados aos efeitos regionais da maldição dos recursos naturais na perspectiva do mercado de trabalho tenham sido abordados para alguns países na literatura internacional (Aragón e Rud, 2013; Feyrer et al., 2017; Alcott e Keniston, 2018), o enfoque predominante na literatura nacional também é a questão da desindustrialização (Papyrakis e Gerlagh, 2007; Alcott e Keniston, 2018; Zhang et al., 2008; Shao et al., 2020). Assim, uma segunda contribuição do presente estudo é adicionar evidências do contexto regional brasileiro ao debate internacional sobre o tema, o que se mostra relevante uma vez que o Brasil é um dos players mais importantes na produção e exportação global de produtos minerais (Cardoso, 2021).

O objetivo deste estudo é investigar essa relação no âmbito dos municípios dos estados do Pará e de Minas Gerais. O horizonte temporal definido para essa investigação compreende o período entre 2003 e 2019, caracterizado por dois ciclos distintos – uma fase de *boom* (2003-2011) e outra fase de *bust* (2012-2019) – na evolução dos preços das *commodities* minerais (ver Figura A1, no Anexo). A escolha desses estados para fins de análise é bastante óbvia, pois são unidades regionais que concentram a maior parcela da atividade de produção mineral como já destacado anteriormente. A mesma lógica se aplica à escolha do período de análise, pois além de considerar uma fase duradoura de *boom* nos preços das *commodities* minerais, ainda considera a fase de arrefecimento, o que propicia avaliar os efeitos de transmissão no mercado de trabalho em contextos diferentes.

Em relação à abordagem metodológica, a investigação faz uso de técnicas de análise exploratória de dados espaciais para identificar padrões de dependência espacial nos salários municipais desses estados, como também modelos de painel espacial para estimar os mecanismos de transmissão espacial do *boom* de preços de *commodities* sobre os salários municipais. Ao incorporar técnicas de econometria espacial para avaliar como a interação espacial se manifesta nos salários municipais, buscou-se testar empiricamente a hipótese de que existem efeitos de *spillover* espacial nos salários municipais de cada estado ligado com as fases de *boom* e *bust* dos preços das *commodities* minerais em cada estado. Tal abordagem é apropriada e necessária para investigar o fenômeno de interesse em função de dois fatores. Primeiro, a própria natureza espacialmente concentrada da atividade mineradora implica que os encadeamentos produtivos em nível local desta atividade podem ser determinantes na configuração de efeitos *spillovers*. Segundo, as evidências da literatura internacional também sugerem que essa abordagem é apropriada no contexto de estudos

regionalizados (Feyrer et al., 2017; Huang e Chand, 2015).

O restante do artigo está organizado da seguinte forma: a Seção 2 faz uma breve revisão da literatura sobre o tema. A Seção 3 descreve os procedimentos metodológicos. A Seção 4 apresenta e discute os resultados. Finalmente, as conclusões são apresentadas na Seção 5.

2. Efeitos locais da especialização em recursos naturais

As diferenças salariais entre regiões podem refletir características associadas à heterogeneidade da distribuição da força de trabalho e das dotações de fatores (clima, instituições, tecnologia, recursos naturais), reforçadas pela interação entre trabalhadores ou entre empresas no nível territorial (Combes et al., 2008).

Um fenômeno comum em países desenvolvidos e em desenvolvimento intensivos em recursos naturais, conhecido como Dutch disease ou “doença holandesa”, foi teoricamente descrito por Corden e Neary (1982). Neste trabalho, foram analisadas mudanças de estrutura produtiva da economia decorrentes de um *boom* de demanda em um setor de bens comercializáveis não industrializados – notadamente um setor extrativo exportador. A conclusão é que um *boom* no setor de extração de recursos naturais aumentaria a demanda por trabalho nesse setor e reduziria a produção, o emprego e a rentabilidade em outros.

Evidências da associação inversa entre a abundância de recursos naturais e o crescimento econômico são bem documentadas na literatura. Com dados de 1971 a 1989, Sachs e Warner (1995) demonstraram que países intensivos em recursos naturais, caracterizados por maior peso das exportações de *commodities* sobre o PIB, apresentaram taxas de crescimento inferiores quando comparados a países não intensivos em recursos naturais.

Segundo Hirschman (1958), o baixo poder de encadeamento da atividade primária exportadora seria um obstáculo ao desenvolvimento, devido à limitação de seus elos produtivos para trás (*backward linkages*) e para frente (*forward linkages*) com o restante da economia. Nessa linha, Ribeiro et al. (2022) argumentaram que o setor extrativo mineral em Minas Gerais apresenta um dinamismo limitado, com encadeamentos pouco significativos dentro da estrutura produtiva local, que se traduziu na geração de multiplicadores de produção, emprego e renda.

Um aspecto fundamental para entender a natureza dos resultados diz respeito aos efeitos de transbordamento do setor extrativo diante de um choque de demanda, os chamados *spillovers*. Diversos trabalhos que estudam os efeitos de *booms* de preços para economias intensivas em recursos naturais geralmente descrevem efeitos desproporcionais sobre salários e emprego em relação ao tamanho do setor extrativo (Green et al., 2019).

O estudo de Marchand (2012) analisou o impacto de períodos de *boom* e *bust* de

preços do petróleo, gás natural e carvão mineral sobre o emprego e a renda em regiões intensivas e não intensivas no oeste do Canadá, entre 1971 e 2006. Os diferenciais estimados, atribuídos aos choques de demanda de trabalho durante as fases de alta de preços mostraram impactos diretos e indiretos significativos sobre salários e emprego tanto do setor extrativo quando dos demais setores.

O trabalho de Black, Mckinnish e Sanders (2005), que analisaram os efeitos do *boom* durante as décadas de 1970 e do *bust* durante a década de 1980 da indústria de carvão mineral em quatro estados da costa leste norte-americana, encontrou efeitos de *spillovers* setoriais moderados e assimétricos. Os efeitos de *spillovers* durante a fase de *bust* foram mais intensos que durante a fase de *boom*, no sentido de que o crescimento dos salários nos setores não extrativos durante a década de 1970 foi menor que no setor extrativo, enquanto durante a década de 1980 a queda dos salários nos setores não-extrativos foi maior.

Quando se trata de choques de demanda por trabalho, uma hipótese muito comum é assumir a existência de “mercados de trabalho locais”, isolados uns dos outros, sem enfatizar o papel de interações espaciais (Longhi et al., 2006). Entretanto, choques locais e setoriais na demanda por trabalho – resultantes, por exemplo, de um *boom* de recursos naturais – podem produzir *spillovers* para outros setores. Em um contexto de mobilidade imperfeita da mão de obra, um aumento na demanda local por trabalho elevaria os salários nominais, o que aumentaria a demanda local por bens e serviços. Por sua vez, isso também aumentaria os preços, especialmente nos setores de bens e serviços não comercializáveis, que se expandiriam como resultado (Moreti, 2010).

Existem algumas evidências sobre os efeitos da maldição dos recursos naturais em escala subnacional, especialmente no que tange à configuração da estrutura produtiva, em países como Estados Unidos (Papyrakis e Gerlagh, 2007; Allcott e Keniston, 2018), China (Zhang et al., 2008; Shao et al., 2020) e Brasil (Haddad e Giuberti, 2010; Caseli e Michaels, 2013; Nahas et al., 2019).

Sob esse enfoque, um estudo importante a ser destacado é o de Feyrer et al. (2017), que estimaram o impacto sobre a renda e o emprego e os efeitos de *spillover* entre condados norte-americanos durante o *boom* de petróleo e gás natural desencadeado pela utilização da técnica de *fracking*². Esse estudo demonstrou que os ganhos econômicos a nível local foram significativos, mas o impacto sobre emprego e renda foram sensivelmente maiores a nível regional e relativamente persistentes ao longo do tempo, sugerindo efeitos de transbordamento para o resto da economia.

Aragón e Rud (2013) examinaram o impacto de uma grande mina de ouro no norte do Peru e encontraram um efeito positivo sobre os rendimentos locais, atribuído às ligações à montante (*backward linkages*) do setor extrativo. Em particular, os autores demonstraram que a expansão da indústria extrativa, ao gerar um choque positivo

²*Fracking* é uma técnica utilizada para realizar perfurações de até mais de 3,2km de profundidade no solo para a extração de petróleo ou gás.

de demanda, aumentou o retorno dos fatores de produção locais, como a terra e o trabalho.

Nessa mesma linha, Alcott e Keniston (2018), utilizando dados de condados norte-americanos de 1960 a 2011, mostraram que os *booms* de petróleo e gás aumentaram significativamente os salários e que o emprego, a produção e a produtividade se comportam de modo pró-cíclicos em relação aos *booms* de recursos naturais. Na presença de *spillovers* setoriais e espaciais, uma parcela significativa de setores não extrativos se beneficia do crescimento da demanda altamente localizada.

Menos comum na literatura é o estudo de *spillovers* espaciais decorrentes de um *boom* de recursos naturais em que os mecanismos de transmissão ocorrem via mercado de trabalho. Um exemplo é o artigo de Chávez e Rodríguez-Puello (2022), que explorou a heterogeneidade espacial na exposição ao choque de preços da *commodities* minerais no Chile e encontrou um impacto positivo e significativo nos salários, reunindo evidências da existência de *spillovers* espaciais entre municípios.

Nesse contexto, este artigo contribui para a literatura ao estimar e analisar a ocorrência de *spillovers* espaciais salariais em regiões intensivas na exploração de recursos naturais durante fases de *boom* e *bust* de demanda por esses recursos. Como mencionado anteriormente, o foco do estudo é analisar os efeitos de *spillover* sobre o comportamento salarial a nível municipal nos estados do Pará e de Minas Gerais, principais estados produtores e exportadores de *commodities* minerais no Brasil.

3. Metodologia

Duas estratégias metodológicas são empregadas neste estudo. Primeiro, utilizam-se recursos da chamada Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE) para identificar se existe dependência espacial na distribuição dos salários nos municípios de Minas Gerais e do Pará. Segundo, utiliza-se a modelagem econométrica de painel espacial para testar empiricamente a hipótese de existência de efeitos de *spillovers* espaciais decorrentes do *boom* nos preços de *commodities* minerais nos salários municipais desses estados. Essas abordagens metodológicas são apresentadas em mais detalhes a seguir.

3.1 AEDE

A técnica AEDE encontra-se bem documentada na literatura e sua aplicação é consolidada em estudos regionais no Brasil ou no exterior. Dessa forma, esta seção faz uma exposição sintética do procedimento com ênfase para sua aplicação no problema de pesquisa endereçado neste estudo.

A finalidade da AEDE é descrever processos de dependência espacial ou heterogeneidade espacial em determinada variável socioeconômica, seja em nível global ou nível local (Anselin et al., 2007; Almeida, 2012). Para análise de dependência espacial

global, usualmente se emprega a conhecida estatística I de Moran, cuja expressão de cálculo é assim definida:

$$I = \frac{n}{\sum \sum w_{ij}} \frac{\sum \sum w_{ij} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{\sum (y_i - \bar{y})^2} \quad (1)$$

em que y_i é a variável de interesse, w_{ij} representa os pesos espaciais para o par locacional i e j e n é o número de unidades espaciais. O valor do I de Moran varia entre -1 e +1, indicando a direção e o grau da dependência espacial.

Por sua vez, a autocorrelação espacial local pode ser avaliada por meio da estatística LISA (Local Indicator of Spatial Association), que consiste em uma decomposição do I de Moran para cada unidade espacial da amostra. Uma vantagem da análise LISA é a identificação de quatro tipologias de clusterização referente a distribuição espacial da variável de interesse frequentemente visualizadas em mapas, sendo elas: Alto-Alto (AA), Baixo-Baixo (BB), Alto-Baixo (AB) e Baixo-Alto (BA).

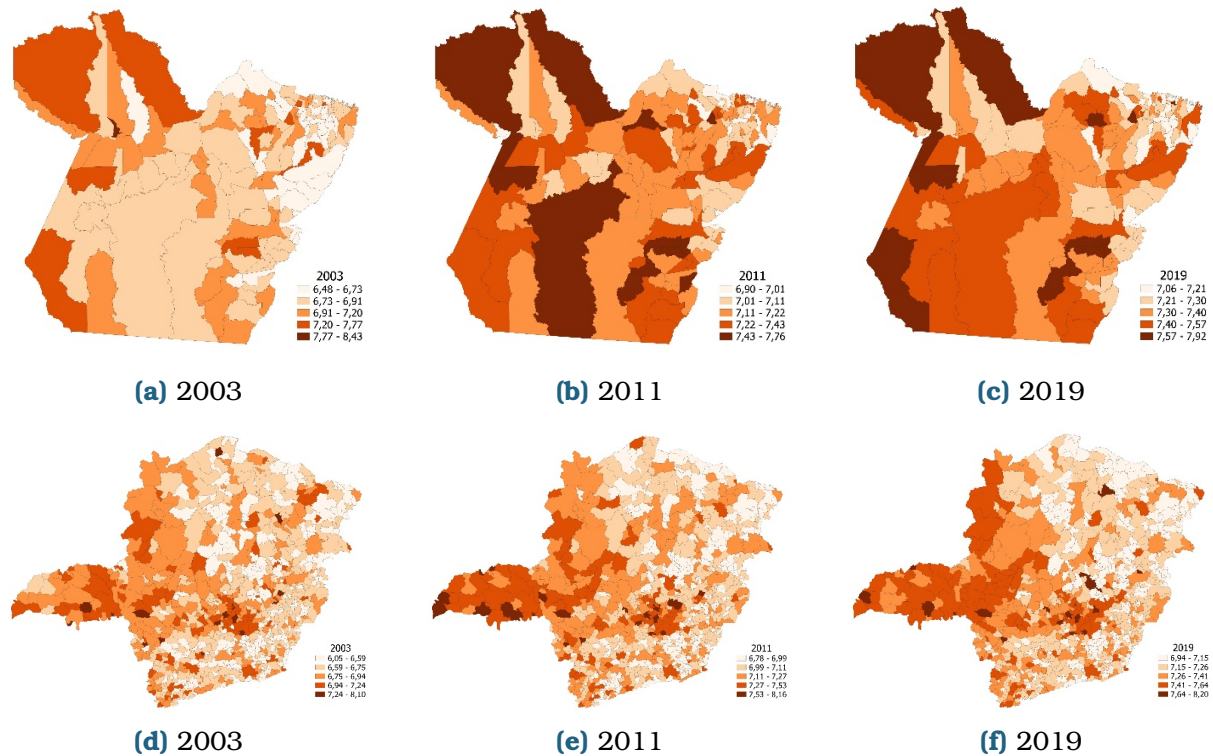
Neste estudo, a variável de interesse para aplicação da AEDE corresponde aos salários a nível municipal no Pará e em Minas Gerais. Os dados referem-se ao logaritmo natural da remuneração média anual dos trabalhadores formais, extraídos da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS), e transformados a preços constantes de 2019 pelo IPCA. Os procedimentos são aplicados nos dados de 2003, 2011 e 2019 tendo em vista que refletem os períodos de *boom* e *bust*. Para implementação, foi utilizada uma matriz de vizinhança do tipo Queen de primeira ordem, especificação que leva em conta apenas as interações diretas entre vizinhos geográficos que compartilham uma fronteira ou um vértice em comum (Lesage, 1999). Embora existam diversas formas de especificação da matriz de vizinhança na literatura (Almeida, 2012), a principal finalidade dessa matriz é representar as relações de proximidade espacial que permita identificar os padrões espaciais, de modo que a matriz aqui utilizada atende adequadamente esse critério.

As bases de dados envolvem 144 municípios do estado do Pará e 853 municípios do estado de Minas Gerais. Os dados da RAIS têm natureza de registro administrativo, com periodicidade anual e abrange todo o território brasileiro. Com grande quantidade de informações sobre o mercado de trabalho formal, sua principal vantagem é a de permitir o cruzamento de variáveis, englobando níveis ocupacionais, setoriais e geográficos de maneira desagregada. Entre as limitações, destaca-se a sujeição à omissão ou declaração fora do prazo legal e erros de preenchimento decorrentes de informações incompletas ou incorretas. Apesar disso, os dados da RAIS são amplamente utilizados na elaboração de diagnósticos sobre o mercado de trabalho formal.

A Figura 1, a seguir, apresenta a distribuição espacial dos dados. Em Minas Gerais, o mapa sugere uma concentração espacial de municípios com maiores salários na região do Triângulo Mineiro, onde destacam-se as atividades agropecuárias e, no entorno da região metropolitana de Belo Horizonte, onde se concentram as atividades

de mineração no estado. No Pará, o mapa sugere que os municípios com maiores remunerações são aqueles da região metropolitana de Belém e aqueles que concentram a atividade mineradora, no noroeste e no sudeste do estado.

Figura 1. Log dos salários municipais no Pará e em Minas Gerais: 2003, 2011 e 2019



Fonte: Elaborado pelos autores.

3.2 Painel espacial

A investigação da relação entre preços de *commodities* e salários será estimada por meio de regressões com dados longitudinais conforme a seguinte especificação geral (versão não espacial):

$$\ln y_{it} = (Exposicao)\theta_1 + X_{it}\beta_1 + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

A variável dependente na Equação 2 é o logaritmo natural do salário médio anual no município i no ano t , corrigido pelo índice de preços ao consumidor amplo (IPCA) para o ano-base de 2019; *Exposição* é a variável de interesse, X_{it} é um vetor de variáveis de controle, α_i representa o efeito individual e ε_{it} representa o termo de erro.

As variáveis de controle foram definidas observando os condicionantes empregados pela literatura (Longhi et al., 2006; Huang e Chand, 2015; Chávez e Rodríguez-Pueblo, 2022), sendo elas: i) proporção de trabalhadoras mulheres (Mulher); ii) proporção de trabalhadores com grau de instrução superior (Superior); e iii) proporção de trabalhadores empregados em micro e pequenas empresas (Pequena Empresa), consideradas

como tal aquelas empresas do setor de comércio e serviços com até 49 empregados e do setor da indústria com até 99 empregados. A variável dependente e as variáveis de controle foram construídas em relação ao total de empregados formais, com vínculo em 31/12 do ano de referência, excluindo-se os vínculos estatutários no setor público. A opção por essa exclusão é motivada pelo fato de que a dinâmica salarial no setor público é bastante diferenciada daquela do setor privado, o que poderia comprometer a análise.

A variável explicativa de maior interesse é o grau de exposição aos preços de *commodities* minerais, dada por:

$$Exposicao = \ln P_t * z_{it} \quad (3)$$

Esta variável foi construída utilizando a proporção de trabalhadores formais empregados na indústria extrativa mineral em relação ao total de empregados formais em cada município, ponderada por um índice de preços anual das exportações de *commodities* minerais (. Essa estratégia de construção permite tratar o *boom* de preços de exportações minerais como um fator comum de natureza mais exógena do que local e que tenderia a afetar mais os municípios que têm maior especialização na indústria extrativa. A variável corresponde ao índice de preços de exportação do setor de extração de minerais metálicos calculado pela Fundação Centro de Estudos de Comércio Exterior (Funcex), disponível na base de dados mantida pelo Instituto de Pesquisa e Economia Aplicada (Ipea). Esse índice tem ano-base 2018 (2018=100), de modo que no período entre 2003 e 2019, o valor mínimo é 31,9 e o máximo é 215,8.

Existem duas motivações importantes para o uso de modelos de regressão espacial para estimar a equação 2. A primeira diz respeito ao mecanismo de transmissão teoricamente implícito na relação entre preços de *commodities* e salários, o qual considera que esse efeito pode ocorrer no âmbito de cada unidade espacial (municípios) e ainda transbordar espacialmente. O segundo diz respeito à própria estrutura dos modelos de regressão espacial, a qual permite que *spillovers* espaciais sejam quantificados explicitamente. Os *spillovers* espaciais são potenciais fontes de externalidades, e de modo simplificado, descrevem a situação em que um fenômeno que ocorre em uma região gera repercussões em outras. Supondo que existam conexões entre essas regiões, *spillovers* espaciais podem ser globais ou locais, dependendo de sua extensão. Cabe mencionar ainda que uma regressão linear convencional, ao desconsiderar os efeitos de interação espacial, pode gerar resultados viesados ou ineficientes caso esses efeitos estejam presentes na estrutura geradora dos dados, implicando ainda que o método OLS não é apropriado para lidar com os mecanismos de interação espacial (Elhorst, 2003; Elhorst et al., 2021).

Diferentes tipos de modelos de regressão espacial podem ser usados para identificar efeitos de *spillovers* locais ou globais (Lesage e Pace, 2014). No modelo autorregressivo espacial (SAR), a interação espacial se dá através da introdução da variável

dependente espacialmente defasada, o que acarreta *spillovers* globais. No modelo de erro espacial (SEM), apenas o efeito de difusão espacial é capturado no resíduo, permanecendo global. No modelo Durbin espacial (SDM), a introdução de variáveis explicativas espacialmente defasadas admite *spillovers* locais e efeitos de difusão globais. O modelo Durbin de erro espacial (SDEM) também captura *spillovers* locais, mas os efeitos de difusão globais ocorrem nos resíduos (Salima et al., 2018).

Assim como nos modelos de corte transversal (cross-section), os tipos de interação espacial descritos anteriormente também podem ser incorporados nos modelos com dados em painel. Contudo, as especificações dos modelos SAR ou SDM são mais apropriadas para o objetivo de investigação deste estudo, uma vez a defasagem espacial da variável dependente (salários) permite avaliar os possíveis efeitos de transbordamento espacial de natureza global. Portanto, essas duas especificações foram estimadas, de modo que a equação 2 passa a ter a seguinte representação:

$$\ln y_{it} = pW \ln y_{it} + \theta_1(Exposicao) + \theta_2 W(Exposicao) + \beta_1 X_{it} + \beta_2 W X_{it} + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

em que W é uma matriz de pesos espaciais e a interação espacial é modelada através da introdução das variáveis $W \ln y_{it}(Exposicao)$ e $W X_{it}$. Logo, os modelos SAR ($p \neq 0, \theta_2 = 0$) e SDM ($p \neq 0, \theta_2 \neq 0$) estão incorporados na equação 4. O critério de escolha para selecionar entre esses dois modelos baseia-se nas estatísticas BIC e AIC.

Esses modelos foram estimados por máxima verossimilhança assumindo efeitos fixos para o painel espacial e usando uma matriz W de contiguidade do tipo Queen de primeira ordem³. De acordo com Elhorst (2003), um modelo de efeitos fixos é mais apropriado que o modelo de efeitos aleatórios para o estudo com unidades espaciais onde n é restrito (limitado). No modelo de efeitos aleatórios, as unidades de observação deveriam representar uma grande população e seu número deveria ser capaz de tender ao infinito. No contexto de unidades espaciais do presente estudo, essa premissa não é garantida, pois Minas Gerais possui 853 municípios e o Pará possui 144 municípios. Ainda, o modelo de efeitos fixos apresenta a vantagem de permitir controlar componentes não-observados, eliminando o viés de variáveis relevantes omitidas que não variam com o tempo (Almeida, 2012).

Por fim, cabe mencionar que previamente foram estimados modelos de painel não espacial com efeito fixo e testado a presença de autocorrelação espacial nos resíduos

³O uso de uma matriz baseada em critérios de contiguidade geográfica é mais adequado para o propósito deste estudo, pois espera-se que municípios vizinhos influenciem as características uns dos outros. Por outro lado, uma matriz de pesos espaciais baseada na distância geográfica pode produzir resultados tendenciosos devido à variabilidade no tamanho dos polígonos municipais, especialmente no estado do Pará, onde alguns municípios possuem vastas extensões territoriais. Portanto, na seção de resultados e discussão, foram utilizados os resultados com as estimativas baseadas na matriz de contiguidade. No entanto, também foram estimadas regressões em painel espacial utilizando uma matriz de distância geográfica (distância inversa). Os resultados obtidos para o período amostral completo estão apresentados na Tabela A4 do Anexo, enquanto os efeitos direto, indireto e total estão na Tabela A5.

de regressão por meio da estatística I de Moran. Os testes confirmaram que existe autocorrelação espacial, indicando a necessidade de utilizar modelo de painel espacial. Para abreviar espaço, os resultados dessas estimações e testes são apresentados no Anexo.

Os resultados da AEDE global e local são apresentados, respectivamente, na Tabela 1 e na Figura 2 a seguir. O valor do I de Moran nos dois estados é positivo, o que sugere um processo de autocorrelação espacial dos salários a nível municipal, e esse valor é mais alto em Minas Gerais do que no Pará nos três anos selecionados. Essa diferenciação no padrão de dependência espacial reflete especificidades de integração produtiva para trás entre setores no subespaço de cada estado. Estudos baseados em modelos de insumo-produto como o de Haddad et al. (2017) mostram que a estrutura econômica mineira é relativamente mais diversificada e integrada no âmbito de sua base produtiva local quando comparada com a economia paraense. Em alguma medida, tais características também permeiam as relações de interdependência espacial em cada estado, configurando efeitos de interação espacial mais fortes em Minas Gerais relativamente àqueles observados no Pará. Nota-se ainda que o grau de dependência espacial dos salários municipais elevou-se de forma mais significativa no período entre 2003 e 2011, notadamente no Pará.

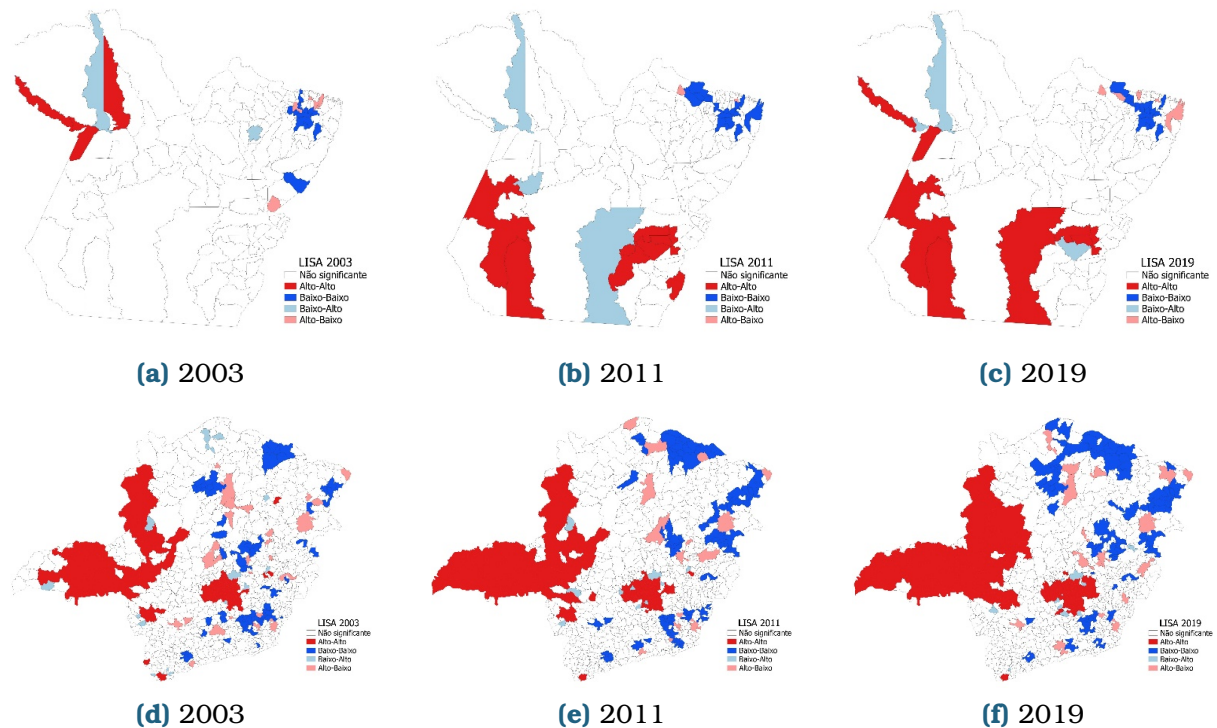
Tabela 1. I de Moran para os salários municipais no Pará e Minas Gerais

Anos	Pará	Minas Gerais
2003	0,094**	0,316**
2011	0,198**	0,453**
2019	0,227**	0,450**

Fonte: Elaborado pelos autores. *** $p < 0,01$ ** $p < 0,05$ * $p < 0,1$

Os mapas LISA (Figura 2) evidenciam uma mudança relevante na configuração de clusters espaciais no Pará, caracterizada pela formação de um regime Alto-Alto na região sudeste do estado após 2003 e que persiste em 2019. Essa formação coincide com o ciclo de alta nos preços da *commodities* minerais. No caso de Minas Gerais, observam-se dois clusters do tipo Alto-Alto bem definidos nas regiões do Triângulo Mineiro e no entorno da região metropolitana de Belo Horizonte, essa última com presença relevante da atividade mineradora. A mancha desses regimes espaciais amplia-se no período, porém de forma mais acentuada na região do Triângulo Mineiro.

Figura 2. Mapas LISA para os salários municipais no Pará e Minas Gerais: 2003, 2011 e 2019



Fonte: Elaborado pelos autores.

Essas evidências da AEDE são um primeiro indicativo da presença de efeitos de transbordamento espacial nos salários municipais desses estados, cujo entendimento dos fatores condicionantes pode ser alcançado a partir dos resultados dos modelos econométricos espaciais reportados. A seguir, na Tabela 2, são reportadas estimativas das regressões de painel espacial com efeito fixo⁴. Conforme os valores das estatísticas BIC e AIC e na Tabela 3, o modelo SDM possui melhor ajuste nos dois estados.

O coeficiente estimado para a variável de exposição é positivo e estatisticamente significativo na especificação do modelo SDM para ambos os estados, indicando que um aumento da participação do setor extrativo mineral ou um aumento dos preços das *commodities* minerais têm um efeito positivo sobre os salários nos municípios desses estados. Esse efeito é ligeiramente maior para os municípios de Minas Gerais (0,128) comparados aos do Pará (0,0893).

Esse modelo também fornece coeficientes associados à variável dependente espacialmente defasada (W_y) e à variável espacialmente defasada de Exposição (W Exposição). O primeiro parâmetro é positivo e significativo na especificação SDM em ambos os estados, sendo também ligeiramente maior em Minas Gerais (0,777), demonstrando

⁴Para verificar se a estimação por efeitos fixos é melhor do que por efeitos aleatórios, o teste de Hausman é uma opção (Baltagi, 2001 apud Elhorst, 2003). Nesse teste, a hipótese nula é que não há diferença sistemática entre os coeficientes. Os resultados sugerem que a estimativa por efeitos aleatórios deve ser rejeitada e que os modelos estimados com efeitos fixos são mais apropriados.

que nesse estado existe um efeito de *spillover* espacial salarial de natureza global mais destacado comparado ao estado do Pará (0,636). O segundo parâmetro, por sua vez, não se mostrou estatisticamente significativo em relação aos dados do estado do Pará, enquanto se mostrou negativo e significativo para Minas Gerais (-0,0834).

Portanto, tais estimativas caminham na direção de um efeito positivo do setor minerador sobre os salários médios dos municípios intensivos em mineração, mas de um efeito negativo sobre os salários médios dos municípios vizinhos no estado de Minas Gerais. No estado do Pará, os resultados sugerem a ausência de *spillover* espacial salarial do setor minerador.

Tabela 2. Resultados da regressão de painel espacial

	Pará		Minas Gerais	
	SDM-EF	SAR-EF	SDM-EF	SAR-EF
Exposição	0,0957*** (0,0131)	0,0893*** (0,0129)	0,128*** (0,0062)	0,128*** (0,0060)
Mulher	-0,504*** (0,0353)	-0,523*** (0,0347)	-0,217*** (0,0114)	-0,294*** (0,0113)
Superior	1,062*** (0,0703)	0,990*** (0,0696)	0,749*** (0,0212)	0,805*** (0,0222)
Pequena Empresa	-0,141*** (0,0144)	-0,135*** (0,0142)	-0,205*** (0,0053)	-0,193*** (0,0052)
	0,743*** (0,0126)	0,636*** (0,0174)	0,840*** (0,0036)	0,777*** (0,0053)
W Exposição	-	0,0125*** (0,0273)	-	-0,0834*** (0,0119)
W Mulher	-	0,798*** (0,0732)	-	0,810*** (0,0241)
W Superior	-	0,0416 (0,148)	-	-0,512*** (0,0384)
W Pequena Empresa	-	-0,0228 (0,0294)	-	-0,00488 (0,0112)
R ²	0,3005	0,4721	0,5301	0,5555
BIC	-3.131,41	-3.305,93	-29.420,34	-30.629,3
AIC	-3.166,15	-3.363,82	-29.465,84	-30.705,12

Fonte: Elaborado pelos autores. *** p<0,01 ** p<0,05 * p<0,1. Desvio-padrão entre parênteses.

Segundo Lesage e Pace (2009), porém, interpretar o coeficiente associado à variável explicativa espacialmente defasada como evidência de *spillovers* espaciais não é apropriado. Isso porque, devido às interações espaciais, uma mudança em uma variável explicativa em um município pode afetar a variável dependente não apenas naquele município (efeito direto), mas também em outros municípios (efeito indireto), e esses efeitos podem afetar distintamente cada um deles. Portanto, quaisquer inferências sobre os impactos diretos e indiretos (*spillover*) do modelo SDM devem ser baseadas em seus efeitos médios (Golgher e Voss, 2016).

A Tabela 3 apresenta os efeitos médios diretos, indiretos e totais para cada uma das variáveis no Pará e em Minas Gerais, considerando a especificação dada pelo modelo SDM. Em relação à variável Exposição, as estimativas dos efeitos diretos indicadas na Tabela 3 são semelhantes às estimativas dos coeficientes correspondentes

indicadas na Tabela 2, embora ligeiramente maiores. Tais diferenças se dão porque as estimativas de efeitos diretos incluem alguns efeitos de feedback espacial, que surgem quando há presença de *spillovers* globais (Lesage, 2014). O efeito direto relativamente maior em Minas Gerais face aquele observado no Pará indica que os *spillover* da variação de preços das *commodities* minerais sobre os salários médios é mais forte na mineira, aspecto que pode estar ligado às complementariedades intersetoriais internas da economia mineira.

Quando analisados os coeficientes associados à variável espacialmente defasada (W Exposição) do modelo SDM (Tabela 2) e as estimativas de impacto indireto (Tabela 3), são observadas grandes discrepâncias. Por exemplo, entre os municípios do Pará, o impacto indireto é positivo e significativo, enquanto a estimativa do coeficiente associado não foi significativa. Entre os municípios de Minas Gerais, o impacto indireto é estaticamente nulo enquanto a estimativa do coeficiente associado foi negativa. Seguindo Lesage e Pace (2009), se o coeficiente associado à variável explicativa espacialmente defasada (W Exposição) fosse interpretado como evidência de *spillovers* espaciais, estar-se-ia diante de *spillovers* negativos em Minas Gerais e ausência de *spillovers* no Pará. No entanto, a interpretação correta sugere um impacto indireto positivo e significativo (*spillover*) do setor minerador no estado do Pará e um impacto não significativo (ausência de *spillover*) do setor minerador no estado de Minas Gerais no período de 2003 a 2019.

Nesse sentido, o efeito indireto nulo observado sobre os salários municipais em Minas Gerais sugere que o mecanismo de transmissão espacial da mudança de preços das *commodities* minerais é atenuado na economia mineira. De fato, o coeficiente negativo para W Exposição desempenha papel relevante nesse resultado, pois indica que os aumentos diretos nos salários municipais decorrentes de variações nos preços das *commodities* minerais são em alguma medida compensados pela redução dos salários na vizinhança desses municípios.

Em outras palavras, no estado de Minas Gerais, o ciclo de preços das *commodities* minerais no período entre 2003 e 2019 “beneficiou” os salários dos municípios mais especializados (expostos) na produção mineral e “prejudicou” os salários daqueles municípios vizinhos menos especializados (expostos) neste setor.

Entretanto, esse mecanismo funcionou de forma diferente no Pará, onde o efeito indireto mostra que o aumento nos salários que ocorreu nos municípios mais expostos transbordou positivamente para os demais municípios. Tais características são determinantes para o efeito total estimado para a variável Exposição, menor em Minas Gerais (0,201) e maior no Pará (0,279).

Uma razão para existência de *spillovers* salariais espaciais da mineração, identificada por Green et al. (2019), diz respeito ao deslocamento de trabalhadores de regiões menos expostas a um choque de preços em direção a regiões mais expostas e ao conseqüente aumento do poder de barganha dos trabalhadores “remanescentes”.

Isto é, quanto menor o custo associado à mobilidade de mão de obra, maiores seriam os efeitos de *spillover* salariais. Nesse sentido, uma hipótese para explicar os resultados aqui encontrados é a intensa migração de trabalhadores para os municípios do sudeste do estado do Pará, motivada pela abertura de novas frentes de exploração mineral durante o período analisado⁵.

Tabela 3. Efeitos médios direto, indireto e total do modelo SDM: Pará e Minas Gerais

Pará	Minas Gerais					
	Direto	Indireto	Total	Direto	Indireto	Total
Variável						
Exposição	0,102*** (0,015)	0,177** (0,071)	0,279*** (0,08)	0,132*** (0,0075)	0,069 (0,0511)	0,201*** (0,0560)
Superior	1,118*** (0,078)	1,716*** (0,355)	2,834*** (0,399)	0,835*** (0,0248)	0,481*** (0,1493)	1,316*** (0,1621)
Mulher	-0,435*** (0,04)	1,187*** (0,191)	0,752*** (0,216)	-0,142*** (0,0133)	2,456*** (0,0888)	2,314*** (0,0962)
Pequena Empresa	-0,155*** (0,016)	-0,277*** (0,074)	-0,433*** (0,083)	-0,234*** (0,0064)	-0,655*** (0,0447)	-0,889*** (0,0488)

Fonte: Elaborado pelos autores. *** p<0,01 ** p<0,05 * p<0,1. Desvio-padrão entre parênteses.

3.3 Análise por subperíodos

A análise até aqui restringiu-se ao painel durante todo o período da amostra, isto é, entre 2003 e 2019. Contudo, como mencionado anteriormente, esse período compreende dois ciclos distintos de evolução dos preços das *commodities* minerais (ver Figura A1 do Anexo). O trabalho de Black, Mckinnish e Sanders (2005) identificou efeitos de *spillovers* assimétricos no tempo, isto é, efeitos de transbordamento setoriais positivos durante o ciclo de alta dos preços, mas negativos – e mais expressivos – durante o ciclo de queda. Por sua vez, o trabalho de Chávez e Rodríguez-Puello (2022) destacou que o efeito do ciclo de preços das *commodities* minerais sobre os salários depende do impacto de cada fase específica do ciclo.

De maneira a aprofundar a compreensão do fenômeno, seguimos essa abordagem e estimamos os modelos considerando o recorte temporal entre 2003 e 2011, que se refere ao período de *boom*, e outro recorte temporal entre 2011 e 2019, marcado por uma fase de *bust* e acomodação dos preços internacionais. A realização dessas regressões em subperíodos é relevante para avaliar a sensibilidade dos resultados face cada ciclo e identificar possíveis heterogeneidades no padrão de transmissão dos efeitos da variação de preços das *commodities* minerais.

A Tabela 4 apresenta os resultados estimados do modelo SDM para os municípios do Pará e de Minas Gerais, agora com destaque para os subperíodos. Analisando os coeficientes associados à variável dependente espacialmente defasada (Wy), percebe-se que, para ambos os estados, os valores são significativos e menores no período

⁵A título ilustrativo, o Projeto Ferro Carajás S11D teve licença de instalação emitida em 2013. O município de Canaã dos Carajás, que abrigou o projeto, triplicou a sua população em uma década, de 26 mil habitantes em 2010 para 77 mil em 2022. Por sua vez, a população de Parauapebas (PA), município vizinho, que era de 153 mil habitantes em 2010, saltou a 267 mil em 2022 (IBGE, 2023).

2011-2019 (*bust*) comparado ao período 2003-2011 (*boom*). Os coeficientes associados à variável espacialmente defasada Exposição (W Exposição) não se mostraram significativos – mais uma vez – para o estado do Pará, enquanto em Minas Gerais o coeficiente se mostrou positivo no período de 2003-2011 e negativo no período 2011-2019.

Tabela 4. Resultados da regressão de painel espacial por subperíodo

Variável	Pará		Minas Gerais	
	2003-2011	2011-2019	2003-2011	2011-2019
Exposição	0,093*** (0,0220)	0,107*** (0,0124)	0,026** (0,0125)	0,129*** (0,0054)
Mulher	-0,467*** (0,0541)	-0,420*** (0,0390)	-0,281*** (0,0167)	-0,344*** (0,0136)
Superior	1,262*** (0,1213)	0,643*** (0,0620)	0,862*** (0,0333)	0,705*** (0,0236)
Pequena Empresa	-0,047** (0,0225)	-0,120*** (0,0158)	-0,186** (0,0080)	-0,152*** (0,0058)
Wy	0,558*** (0,0287)	0,485*** (0,0308)	0,794*** (0,0071)	0,643*** (0,0105)
W Exposição	0,074 (0,0511)	-0,023 (0,0282)	0,054** (0,0268)	-0,104*** (0,0116)
W Mulher	1,018*** (0,1208)	0,126 (0,0826)	0,879*** (0,0380)	0,425*** (0,0299)
W Superior	-0,856 (0,2825)	0,679*** (0,1340)	-0,810 (0,0527)	0,184 (0,0496)
W Pequena Empresa	-0,034 (0,0451)	0,236*** (0,0334)	-0,034 (0,0163)	0,108 (0,0133)
R ²	0,2755	0,3153	0,3138	0,4905
BIC	-1508,96	-2797,04	-14943,47	-22724,77
AIC	-1560,49	-2848,57	-15012,93	-22794,23

Fonte: Elaborados pelos autores. *** p<0,01 ** p<0,05 * p<0,1. Desvio-padrão entre parênteses.

A Tabela 5 apresenta os efeitos médios diretos, indiretos e totais exclusivamente para a variável Exposição no Pará e em Minas Gerais associados com a especificação dada pelo modelo SDM. Considerando o efeito direto, nota-se que os coeficientes são similares para o Pará nos dois subperíodos, enquanto para Minas Gerais aumentaram expressivamente no período 2011-2019. Ainda, no primeiro subperíodo (ciclo de *boom*), o coeficiente direto de Minas Gerais foi bastante inferior ao do Pará.

Em relação aos efeitos indiretos da variável Exposição (W Exposição), os resultados da Tabela 5 indicam significativos *spillovers* no período do *boom* de *commodities* minerais: estimativa de 0,267 no estado no Pará e 0,343 em Minas Gerais. O efeito indireto mais expressivo em Minas Gerais contribuiu para que o efeito total do *boom* de preços fosse relativamente similar nos dois estados para o período 2003-2011. Contudo, o efeito indireto se dissipa no período de *bust* dos preços das *commodities*, sendo estatisticamente não significativos no estado do Pará e negativos no estado de Minas Gerais. Essa configuração é determinante para que o efeito total de transmissão da variação de preços sobre os salários tenha sido maior nos municípios paraenses e menor nos municípios mineiros durante a fase de *bust*.

Tabela 5. Efeitos médios direto, indireto e total do modelo SDM: Pará e Minas Gerais

Variável Exposição	Pará			Minas Gerais		
	Direto	Indireto	Total	Direto	Indireto	Total
2003-2011	0,112*** (0,0248)	0,267** (0,1076)	0,379*** (0,1221)	0,046*** (0,0164)	0,343*** (0,1277)	0,389*** (0,1396)
2011-2019	0,110*** (0,0133)	0,051 (0,0514)	0,162*** (0,0580)	0,125*** (0,0061)	-0,056* (0,0306)	0,069** (0,0341)

Fonte: Elaborado pelos autores. *** $p < 0,01$ ** $p < 0,05$ * $p < 0,1$. Desvio-padrão entre parênteses.

Esses resultados revelam mecanismos de transmissão espacial das variações de preços das *commodities* minerais sobre os salários bastante diferenciados conforme o ciclo de preços, em linha com os achados de Chávez e Rodríguez-Puello (2022). No ciclo de *boom*, tais mecanismos atuam na mesma direção e favorecem *spillovers* espaciais positivos nas duas regiões. No ciclo de *bust*, esses mecanismos perdem força na economia paraense (efeito indireto nulo) e atuam em sentido contrário na economia mineira (efeito indireto negativo).

Dessa forma, identifica-se uma não linearidade espaço-temporal relevante no processo de transmissão de choques de preços de *commodities* minerais sobre os salários municipais. Nossa compreensão é que tal achado está relacionado com os diferentes estágios de maturação no desenvolvimento do setor produtivo mineral das duas regiões (Denes, 2018) como também do perfil de integração deste setor com as demais cadeias produtivas locais (Haddad et al., 2017). O caráter diferenciado do desenvolvimento da atividade no Pará e o seu perfil mais recente tendem a contribuir para a emergência de efeitos diretos maiores (Denes, 2021). Por outro lado, a maior integração entre o setor minerador e a indústria de transformação é um fator que contribui para um efeito indireto maior entre os municípios de Minas Gerais. Contudo, trata-se de uma evidência cujos condicionantes devem ser avaliados de forma mais profunda na agenda de pesquisa futura.

4. Considerações finais

Neste estudo, com base em informações do mercado de trabalho formal desagregadas a nível municipal, analisaram-se os efeitos de *spillovers* salariais espaciais decorrente de flutuações nos preços das *commodities* minerais nos principais estados mineradores brasileiros, Pará e Minas Gerais. A compreensão de tais efeitos fornece informações importantes acerca da dinâmica do mercado de trabalho frente aos ciclos de *boom* e *bust* de preços de recursos naturais, de modo que as vulnerabilidades regionais e locais possam ser enfrentadas e que os ganhos durante as fases de bonança sejam compartilhados enquanto as perdas durante as fases de declínio sejam atenuadas.

Na análise para o período completo (2003-2019), que compreende dois ciclos distintos de variação de preços, os resultados mostram um efeito positivo e significativo

dos preços das *commodities* minerais sobre os salários médios dos municípios de ambos os estados, sendo esse efeito relativamente maior nos municípios paraenses. No caso de Minas Gerais, embora o efeito direto de um aumento de preços seja positivo sobre os salários médios, os efeitos de vizinhança que incorporam os mecanismos de transbordamento espacial são negativos, funcionando como uma força amortecedora dos choques de preços das *commodities* minerais. Essa característica não é presente no Pará, aspecto que associamos com os diferentes estágios de amadurecimento e integração da atividade mineradora com as demais cadeias produtivas dentro desses estados. Assim, a economia paraense se mostra relativamente mais vulnerável aos choques de preços nas *commodities* minerais.

Embora, de um lado, o *boom* de preços dos produtos minerais favoreça o aumento da renda interna devido à elevação dos salários médios, por outro lado, implica também em elevação generalizada do custo da força de trabalho para o conjunto das atividades econômicas. Essa dinâmica pode alimentar os mecanismos nocivos da chamada maldição dos recursos naturais, dificultando a diversificação produtiva das economias muito especializadas na exploração de recursos naturais.

Os resultados encontrados reforçam a necessidade de políticas econômicas destinadas a fomentar a diversificação e o adensamento das estruturas produtivas locais, aproveitando vantagens competitivas e conexões entre o setor extrativo e os demais setores. Ao contrário de Minas Gerais, que conseguiu desenvolver relações intersetoriais articuladas à exploração mineral razoavelmente fortes ao longo do tempo, o Pará ainda mantém a condição de mero enclave exportador, caracterizado por reduzida integração do setor mineral com as demais cadeias produtivas e refletida na enorme concentração da pauta de exportação do estado.

A investigação por subperíodos revelou dinâmicas diferenciadas para os ciclos de *boom* (2003-2011) e *bust* (2011-2019) dos preços das *commodities* minerais. O ciclo de *boom* se caracteriza por *spillovers* positivos nos salários municipais dos dois estados. Contudo, o ciclo de *bust* apresenta efeitos diferentes entre os dois estados, principalmente com respeito aos mecanismos de transbordamento espacial (efeito indireto), que se mostram nulos no Pará e negativos em Minas Gerais. Portanto, as evidências obtidas nos dois períodos configuram uma heterogeneidade espaço-temporal no processo de transmissão dos choques de preços de *commodities* sobre os salários municipais. Em outras palavras, o efeito do ciclo de preços de *commodities* minerais sobre os salários municipais é condicionado, em grande parte, ao estágio de maturação da exploração mineral de cada estado. A identificação dessa heterogeneidade espaço-temporal consiste na principal contribuição do presente estudo para a literatura.

Finalmente, é importante endereçar algumas limitações do presente estudo que eventualmente podem ser tratadas na agenda futura de pesquisa. Primeiro, os efeitos de *spillovers* avaliados referem-se apenas ao mercado formal de trabalho. O esforço de pesquisa para incorporar o mercado informal é desafiador dado o recorte territorial

utilizado no estudo. Segundo, pode-se estender o estudo para incorporar municípios de outros estados. Considerando que alguns regimes espaciais salariais se localizam nas fronteiras dos dois estados aqui investigados, é possível que os efeitos de *spillover* transbordem para municípios de outros estados. Terceiro, a presente pesquisa é de natureza correlacional, fornecendo evidências sobre um canal de transmissão dos preços da *commodities* pouco explorado na literatura nacional. Estudos utilizando abordagens de causalidade também são promissores na agenda de pesquisa.

Referências

- Allcott, H. e Keniston, D. (2018). Dutch disease or agglomeration? the local economic effects of natural resource booms in modern america. *The Review of Economic Studies*, 85(2):695–731.
- Almeida, E. (2012). *Econometria espacial*. Alínea, Campinas.
- Anselin, L., Sridharan, S., e Gholston, S. (2007). Using exploratory spatial data analysis to leverage social indicator databases: the discovery of interesting patterns. *Social Indicators Research*, 82:287–309.
- BRASIL (2023). *Anuário Mineral Brasileiro: principais substâncias metálicas*. ANM, Brasília.
- Bulte, E. H., Damania, R., e Deacon, R. T. (2005). Resource intensity, institutions, and development. *World Development*, 33(7):1029–1044.
- Cardoso, D. M. (2021). Evolução recente do market share das exportações minerais brasileiras. *Radar*, 65:23–27.
- Caselli, F. e Michaels, G. (2013). Do oil windfalls improve living standards? evidence from brazil. *American Economic Journal: Applied Economics*, 5(1):208–238.
- Chávez, A. e Rodríguez-Puello, G. (2022). Commodity price shocks and the gender wage gap: Evidence from the metal mining prices super-cycle in chile. *Resources Policy*, 76:102497.
- Cockx, L. e Francken, N. (2016). Natural resources: A curse on education spending? *Energy Policy*, 92:394–408.
- Combes, P., Duranton, G., e Gobillon, L. (2008). Spatial wage disparities: Sorting matters! *Journal of Urban Economics*, 63(2):723–742.
- Corden, W. M. e Neary, J. P. (1982). Booming sector and de-industrialisation in a small open economy. *The Economic Journal*, 92(368):825–848.
- Cust, J. e Poelhekke, S. (2015). The local economic impacts of natural resource extraction. *Annual Review of Resource Economics*, 7(1):251–268.

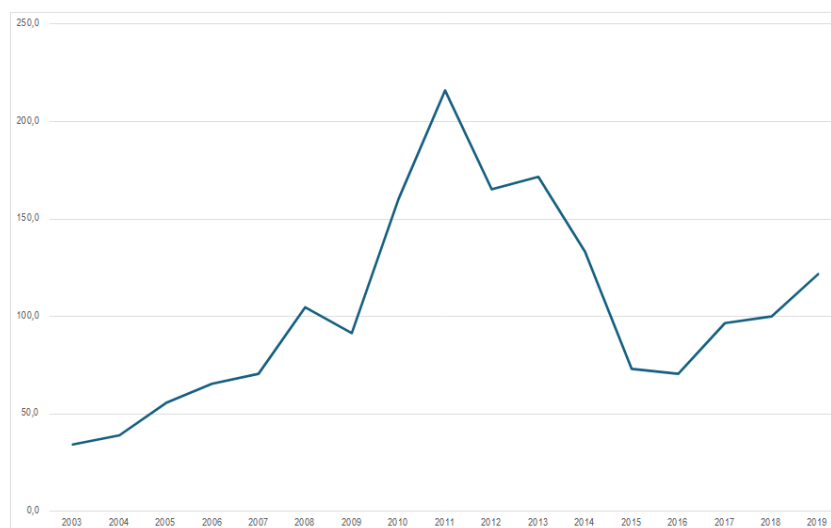
- Denes, G. (2018). *Análise do Impacto da Mineração no Desenvolvimento dos Municípios Mineiros e Paraenses entre 2000 e 2010*. Tese (doutorado), Universidade Federal de Minas Gerais.
- Denes, G., Do Amaral, P. V. M., e De Oliveira, A. M. H. C. (2021). Análise do impacto da mineração no desenvolvimento dos municípios mineiros e paraenses, 2000-2010. *Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos*, 15(3):416–439.
- Dubé, J. e Polèse, M. (2015). Resource curse and regional development: Does dutch disease apply to local economies? evidence from canada. *Growth and Change*, 46(1):38–57.
- Elhorst, J. P. (2003). Specification and estimation of spatial panel data models. *International Regional Science Review*, 26(3):244–268.
- Elhorst, J. P., Gross, M., e Tereanu, E. (2021). Cross-sectional dependence and spillovers in space and time: where spatial econometrics and global var models meet. *Journal of Economic Surveys*, 35(1):192–226.
- Farooki, M. e Kaplinsky, R. (2013). *The impact of China on global commodity prices: The global reshaping of the resource sector*. Routledge.
- Feyrer, J., Mansur, E. T., e Sacerdote, B. (2017). Geographic dispersion of economic shocks: Evidence from the fracking revolution. *American Economic Review*, 107(4):1313–34.
- Frickel, S. e Freudenburg, W. R. (1996). Mining the past: Historical context and the changing implications of natural resource extraction. *Social Problems*, 43(4):444–466.
- Green, D. A., Morissette, T., e Sand, B. M. (2019). Economy-wide spillovers from booms: Long-distance commuting and the spread of wage effects. *Journal of Labor Economics*, 37(S2):643–687.
- Gylfason, T. (2001). Natural resources, education, and economic development. *European Economic Review*, 45(4):847–859.
- Haddad, E. e Giuberti, A. C. (2010). Economic impacts of pre-salt on a regional economy: The case of espírito santo, brazil. In: *50th Congress of the European Regional Science Association*, Jönköping, Sweden.
- Haddad, E. A., Júnior, C. A. G., e Nascimento, T. O. (2017). Matriz interestadual de insumo-produto para o brasil: uma aplicação do método ioas. *Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos*, 11(4):424–446.
- Hirschman, A. O. (1958). *The Strategy of Economic Development*. Yale University Press.
- Huang, Q. e Chand, S. (2015). Spatial spillovers of regional wages: Evidence from chinese provinces. *China Economic Review*, 32:97–109.

- Isham, J., Woolcock, M., Pritchett, L., e Busby, G. (2005). The varieties of resource experience. *World Bank Economic Review*, 19(2):141–174.
- Kilumelume, M., Morando, B., Newman, C., e Rand, J. (2022). Spillovers from extractive industries. Texto para discussão, WIDER Working Paper 10.
- Leite, C. e Weidmann, J. (1999). Does mother nature corrupt? natural resources, corruption, and economic growth. International Monetary Fund, Working Paper No. 1999/085.
- Lesage, J. P. (1999). *The theory and practice of spatial econometrics*. University of Toledo, Toledo, Ohio.
- Lesage, J. P. (2014). What regional scientists need to know about spatial econometrics. Available at https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2420725.
- Lesage, J. P. e Pace, R. K. (2009). *Introduction to Spatial Econometrics*. CRC Press.
- Longhi, S., Nijkamp, P., e Poot, J. (2006). Spatial heterogeneity and the wage curve revisited. *Journal of Regional Science*, 46(4):707–731.
- Marchand, J. (2012). Local labor market impacts of energy boom-bust-boom in western canada. *Journal of Urban Economics*, 71(1):165–174.
- Mehlum, H., Moene, K., e Torvik, R. (2006). Institutions and the resource curse. *The Economic Journal*, 116(508):1–20.
- Moretti, E. (2010). Local labor markets.
- Nahas, M. M. et al. (2019). Especialização e diversificação produtiva: um modelo de painel espacial para a indústria extrativa mineral em minas gerais, 2000-2010. *Nova Economia*, 29(1):7–40.
- Papyrakis, E. e Gerlagh, R. (2007). Resource abundance and economic growth in the united states. *European Economic Review*, 51(4):1011–1039.
- Rodríguez, F. e Sachs, J. D. (1999). Why do resource-abundant economies grow more slowly? *Journal of Economic Growth*, 4:277–303.
- Ross, M. L. (2001). Does oil hinder democracy? *World Politics*, 53(3):325–361.
- Sachs, J. D. e Warner, A. (1995). Natural resource abundance and economic growth. *NBER Working Paper*, (5398).
- Sachs, J. D. e Warner, A. M. (1999). The big push, natural resource booms and growth. *Journal of Development Economics*, 59(1):43–76.
- Sachs, J. D. e Warner, A. M. (2001). The curse of natural resources. *European Economic Review*, 45(4):827–838.

- Salima, B. A., Julie, L. G., e Lionel, V. (2018). *Spatial econometrics on panel data*, volume 7.
- Sampaio, D. P. (2015). *Desindustrialização e estruturas produtivas regionais no Brasil*. Tese (doutorado), Universidade Estadual de Campinas, Campinas.
- Shao, S., Zhang, Y., Tian, Z., Li, D., e Yang, L. (2020). The regional dutch disease effect within china: A spatial econometric investigation. *Energy Economics*, 88:1–20.
- Silva, J. A. (2022). Desindustrialização e doença holandesa: Uma análise de dados em painel para os estados brasileiros no período de 1996 a 2015. *Revista Economia Mackenzie*, 19(1):145–169.
- Souza, I. E. L. e Veríssimo, M. P. (2019). Produção e emprego industrial nos estados brasileiros: evidências de desindustrialização. *Nova Economia*, 29(1):75–101.
- Van Wijnbergen, S. (1984). The ‘dutch disease’: A disease after all? *The Economic Journal*, 94(373):41–55.
- Zhang, X., Xing, L., Fan, S., e Luo, X. (2008). Resource abundance and regional development in china. *Economics of Transition*, 16(1).

Apêndice:

A.3. Índice de preços das exportações de minerais metálicos (média 2018 = 100)



Fonte: IPEADATA/FUNCEX.

A.1. Resultados da regressão de painel não espacial: Pará

	<i>Pooled</i>	Efeito-Fixo sem controles	Efeito-Fixo com controles
<i>Exposição</i>	0,168*** (0,0148)	0,213*** (0,0232)	0,156*** (0,0208)
<i>Superior</i>	1,970*** (0,1140)	-	1,814*** (0,1100)
<i>Mulher</i>	-0,348*** (0,0417)	-	-0,178*** (0,0555)
<i>Pequena Empresa</i>	-0,238*** (0,0173)	-	-0,238*** (0,0228)
Observações	2414	2414	2414
R ²	0,293	0,036	0,244

Fonte: Elaborado pelos autores. *** p<0,01 ** p<0,05 * p<0,1.

A.2. Resultados da regressão de painel não espacial: Minas Gerais

	<i>Pooled</i>	Efeito-Fixo sem controles	Efeito-Fixo com controles
<i>Exposição</i>	0,141*** (0,0083)	0,296*** (0,0169)	0,197*** (0,0133)
<i>Superior</i>	1,858*** (0,0411)	-	1,714*** (0,0447)
<i>Mulher</i>	-0,0355** (0,0160)	-	0,725*** (0,0229)
<i>Pequena Empresa</i>	-0,509*** (0,0077)	-	-0,469*** (0,0112)
Observações	14501	14501	14501
R ²	0,439	0,022	0,405

Fonte: Elaborado pelos autores. *** p<0,01 ** p<0,05 * p<0,1.

A.3. I de Moran para os resíduos do painel de efeito-fixo com controles: Pará e Minas Gerais

Ano	Pará		Minas Gerais	
	Estatística I de Moran	p-valor	Estatística I de Moran	p-valor
2003	0,0909	0,05	0,1717	0
2004	0,1593	0,001	0,1317	0
2005	0,0651	0,157	0,2349	0
2006	0,1076	0,025	0,1934	0
2007	0,1022	0,035	0,1934	0
2008	0,108	0,027	0,2376	0
2009	0,1281	0,009	0,1947	0
2010	0,1979	0	0,2008	0
2011	0,2216	0	0,2275	0
2012	0,1958	0	0,1991	0
2013	0,2033	0	0,2104	0
2014	0,1564	0,001	0,1963	0
2015	0,1842	0	0,1969	0
2016	0,0858	0,074	0,183	0
2017	0,1777	0	0,2155	0
2018	0,1475	0,003	0,2046	0
2019	0,0744	0,12	0,1931	0

Fonte: Elaborado pelos autores.

A.4. Resultados da regressão de painel espacial

	SAR-EF	SDM-EF	SAR-EF	SDM-EF
Exposição	0,093*** (0,011)	0,088*** (0,011)	0,126*** (0,005)	0,126*** (0,005)
Mulher	-0,555*** (0,032)	-0,585*** (0,032)	-0,344*** (0,010)	-0,361*** (0,010)
Superior	0,832*** (0,064)	0,818*** (0,065)	0,622*** (0,019)	0,774*** (0,021)
Pequena Empresa	-0,129*** (0,013)	-0,125*** (0,013)	-0,183*** (0,004)	-0,185*** (0,004)
W Exposição		0,218* (0,112)		-0,226*** (0,084)
W Mulher		0,991*** (0,177)		0,667*** (0,072)
W Superior		0,206 (0,316)		-0,818*** (0,052)
W Pequena Empresa		0,094 (0,068)		0,176*** (0,028)
R ²	0,31	0,54	0,32	0,67
BIC	-3813,96	-3843,57	-34071,67	-34390,34
AIC	-3848,69	-3901,46	-34117,16	-34466,16

Fonte: Elaborado pelos autores. *** p<0,01 ** p<0,05 * p<0,1. Desvio-padrão entre parênteses.
Nota: Regressões utilizando uma matriz de distância inversa.

A.5. Efeitos médios direto, indireto e total do modelo SDM: Pará e Minas Gerais

Variável	Pará			Minas Gerais		
	Direto	Indireto	Total	Direto	Indireto	Total
<i>Exposição</i>	0,097*** (0,012)	1,228** (0,482)	1,325*** (0,486)	0,124*** (0,005)	-1,932 (1,607)	-1,807 (1,609)
<i>Superior</i>	0,844*** (0,065)	3,586*** (1,110)	4,431*** (1,119)	0,773*** (0,021)	-1,572* (0,868)	-0,799 (0,869)
<i>Mulher</i>	-0,568*** (0,032)	2,324*** (0,735)	1,756** (0,742)	-0,354*** (0,010)	5,921*** (0,831)	5,566*** (0,832)
<i>Pequena Empresa</i>	-0,126*** (0,013)	-0,011 (0,290)	-0,137 (0,293)	-0,185*** (0,005)	0,022 (0,508)	-0,163 (0,509)

Elaborado pelos autores. *** $p < 0,01$ ** $p < 0,05$ * $p < 0,1$. Desvio-padrão entre parênteses.
Nota: Regressões utilizando uma matriz de distância inversa.