


Impactos regionais das exportações de *commodities* minerais (2007-2018): uma abordagem aplicada SUR espacial

André Luiz Ferreira e SILVA¹

andreluiz@ufpa.br |  <https://orcid.org/0000-0002-8140-2444>

Resumo

Por meio da abordagem SUR (*Seemingly unrelated regressions*) espacial, o artigo analisa como choques de exportações do setor de *commodities* minerais impactaram a produtividade média em 75 áreas industriais especializadas, durante o período conhecido como superciclo de *commodities* (2007-2018). Após controlar aspectos de primeira natureza relacionados à abundância dos recursos naturais, os testes econométricos revelaram: (1) uma convexidade na elasticidade do fator trabalho, reforçada pela presença das economias de escala característica da produção especializada; (2) uma elasticidade da demanda por bens intermediários relativamente superior, mas visivelmente rígida no longo prazo; (3) efeitos líquido permanente das exportações, porém irrelevante para alavancar a produtividade média nas 75 áreas industriais examinadas, ao longo do período considerado; e (4) uma forte heterogeneidade espacial, mas que pode ser controlada pela estrutura SUR-SEM.

Palavras-chave

Produtividade regional, Exportação de *commodities* minerais, SUR espacial.

Regional impacts of mineral commodity exports (2007-2018): an applied spatial SUR approach

Abstract

Using the spatial SUR (*Seemingly unrelated regressions*) approach, the article analyzes how export shocks in the mineral commodities sector impacted average productivity in 75 specialized industrial areas, during the period known as the commodities supercycle (2007-2018). After controlling primary aspects related to the abundance of natural resources, econometric tests revealed: (1) a convexity in the elasticity of the labor factor, reinforced by the presence of economies of scale characteristic of specialized production; (2) a relatively higher elasticity of demand for intermediate goods, but visibly rigid in the long run; (3) a permanent net effect of exports, however irrelevant to boosting average productivity in the 75 industrial areas examined, over the period considered; and (4) a strong spatial heterogeneity, but which can be controlled by the SUR-SEM structure.

¹ Universidade Federal do Pará, Instituto de Ciências Sociais Aplicadas (ICSA/UFPA), Belém, PA, Brasil.

Recebido: 24/08/2023.

Revisado: 14/08/2024.

Aceito: 21/08/2024.

DOI: <https://doi.org/10.1590/1980-53575444a1fs>



This Article is Distributed Under the Terms of the Creative Commons Attribution 4.0 International License.

Keywords

Regional productivity, Export of mineral commodities, Spatial SUR.

JEL Classification

C14. C23. R11.

1. Introdução

Existe um padrão de crescimento regional concêntrico, o qual tem ganhado força em razão da forte competitividade de indústrias intensivas em recursos naturais. Não é novo o fato de que atividades especializadas na produção de *commodities* agrícolas, minerais e florestais têm buscado se estabelecer em regiões periféricas, abundantes em recursos naturais. Em alguma medida, tais vantagens foram determinantes para a desconcentração geográfica de atividades industriais no Brasil, processo que remonta a década de 1970. Desde então, a expansão da fronteira agrícola e mineral, os investimentos de infraestrutura (transporte, energia e telecomunicações, principalmente), incentivos fiscais às exportações reforçados pós-abertura comercial, são fatores que condicionaram o desenvolvimento de regiões especializadas no país (Diniz 1993; Diniz e Crocco 1996; Simões e Amaral 2011).

Um fato novo explicativo do protagonismo das indústrias especializadas, diz respeito ao superciclo de *commodities* agrícolas e minerais. O rápido crescimento da China, observado no início do século XXI, trouxe como consequência, a aceleração dos preços internacionais e uma mudança no perfil das exportações em escala global. Sendo o Brasil, uma economia inserida no comércio por meio de vantagens comparativas, o grande volume comercializado de bens básicos e semielaborados, reacendeu o debate sobre reprimarização das exportações e seus impactos sobre a composição produtiva. Sob enfoque macroeconômico, alguns estudos têm conduzido essa questão, investigando os mecanismos causais das transformações estruturais (De Negri e Cavalcante 2014; Squeff e De Negri 2014; Souza 2015). Este estudo, entretanto, recorre a uma abordagem diferente, centrada nos impactos regionais das iminentes mudanças.

Isto posto, o presente artigo analisa como os choques de exportações do setor de *commodities* minerais, impactaram a produtividade média em 75 áreas industriais especializadas, entre 2007 e 2018. Trata-se de um período

crítico, de intensa movimentação na demanda externa, que caracterizou o chamado superciclo de *commodities*. Além da forte inserção comercial, há outros aspectos da economia regional que justificam a escolha do tema.¹ Controlando o efeito preço das exportações, questiona-se a capacidade de manter um processo de crescimento sustentável a longo prazo. Esta questão, inclusive, está no centro do debate sobre desenvolvimento econômico e abundância dos recursos naturais (Sachs e Warner 1995; Gylfason 2001; Barbier 2003; Álvarez e Fuentes 2006).

Mesmo diante de um padrão localmente concêntrico, também cabe investigar a natureza dos efeitos autorregressivos espaciais. Para tanto, condicionantes da especialização produtiva são especificados em um sistema SUR (*seemingly unrelated regressions*) espacial (Anselin, 1988b; Anselin, Le Gallo e Jayet 2008; Baltagi e Pirotte 2011; Baltagi e Bresson 2011). Nesta abordagem de dados em painel, enquanto regressões empilhadas ao longo dos *cross-sections* são estimadas simultaneamente, a autocorrelação serial característica é controlada por meio de um mecanismo não-paramétrico embutido na matriz de variância-covariância. A autocorrelação espacial, por sua vez, é controlada por meio de especificações usuais da econometria espacial. Poucos estudos usaram esta abordagem, mas cabe mencionar a análise das disparidades regionais desenvolvida por Gallo e Kamarianakis (2011) para União Europeia e os impactos regionais da reestruturação produtiva no pós-crise 2008 de Silva (2022) no Brasil.

Além desta breve introdução, o artigo foi organizado da seguinte forma. A seção 2 enfatiza aspectos teóricos do comércio e a abordagem empírica sobre o crescimento econômico e a abundância dos recursos naturais, apresenta também breve debate sobre a desindustrialização da economia brasileira e seus aspectos regionais. A seção 3 descreve os aspectos metodológicos, na forma dos dados utilizados na estimação do modelo SUR espacial de dados em painel. Usando instrumentos da Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE), a seção 4 analisa a configuração espacial do setor de *commodities* minerais no Brasil. A seção 5 apresenta os resultados do modelo SUR espacial, e a seção 6 traz as considerações finais.

¹ O setor de *commodities* minerais é composto pela Extração de minerais metálicos (07), Extração de minerais não-metálicos (08), Fabricação de produtos de minerais não-metálicos (23), Metalurgia (24) e Fabricação de produtos de metal, exceto máquinas e equipamentos (25). Conforme a [Matriz Insumo-Produto/IBGE](#), são setores complementares, que juntos responderam com 22% das exportações nacionais (US\$ FOB), entre 2007 e 2018, em média, segundo dados da [Secretaria de Comércio Exterior \(SECEX\)](#).

2. Revisão da literatura

2.1. Teorias do comércio e desenvolvimento econômico

O papel das atividades sustentadas por recursos naturais, é tema de intenso debate desde da teoria das vantagens comparativas no século XIX. Esta percepção ricardiana, limitada para a compreensão da complexidade atual, tem sido objeto de críticas por reconhecer apenas a produtividade do trabalho como fonte de comércio.

Especificando tecnologias de produção, as teorias neoclássicas demonstram que os ganhos de produtividade não são restritos à força de trabalho e devem remunerar a abundância relativa de outros recursos. Originalmente desenvolvidas por Heckscher-Ohlin, tal pressuposto ganhou notoriedade com a formalização de Samuelson (1948). Segundo o autor, mesmo havendo equalização dos preços relativos, a assimetria na distribuição da renda é realizada com ganhos beneficiando os proprietários dos fatores abundantes (Krugman e Obstfeld 2001).

A teoria dos fatores específicos também está no escopo da abordagem neoclássica. Ela demonstra que o comércio pode gerar resultados ambíguos, influenciando a distribuição de renda dentro de um país. O modelo mostra que as trocas beneficiam o fator específico do setor exportador, mas prejudicam a produtividade da indústria manufatureira. Isso decorre de mudanças nos preços relativos, que restringem as importações de bens intermediários. A perda de competitividade do setor manufatureiro, mudanças estruturais e deterioração dos salários, estariam entre as predições do modelo (Samuelson 1971; Krugman e Obstfeld 2001).

A discussão teórica a respeito da estrutura produtiva, também é destaque no pensamento estruturalistas da Cepal (Comissão Econômica para a América Latina). Entre os estudos desenvolvidos, cabe mencionar a deterioração dos termos de troca desenvolvido por Prebisch-Singer. De acordo com a hipótese, a menor elasticidade-renda do produto primário exportado, em comparação à produção manufatureira, configura uma desvantagem agravada no longo prazo. O problema estrutural e a reduzida capacidade de incorporação tecnológica, associam-se a problemas sociais e a concentração de renda. Segundo esta vertente, o padrão de comércio Norte-Sul é uma dimensão do subdesenvolvimento refletida na dinâmica dos países da América Latina (Bielschowsky 2000).

Nesse contexto, algumas evidências qualificam melhor o debate. Leamer (1987) e Leamer *et al.* (1999) argumentam que embora possa existir um dinamismo inicial orientado pela produtividade da agricultura, produtos florestais e extração mineral, a abundância relativa tende a comprometer a alocação de recursos ao longo prazo, alterando a composição produtiva de países subdesenvolvidos da América Latina.

Sachs e Warner (1995), argumentam que as economias abundantes em recursos naturais tendem a crescer mais lentamente em relação àquelas onde o recurso é escasso. Tal cenário estaria vinculado ao setor primário-exportador de baixo encadeamento intersetorial (*backward and forward linkages*), o qual bloqueia a produção manufatureira, reconhecida pela capacidade de gerar efeitos externos às firmas (*technological spillovers and learning-by-doing*).

Gylfason (2001) argumenta que além da doença holandesa, outros fatores como a ação do *rent seeking* e a negligência governamental com a educação, podem contribuir com a relação inversa entre a abundância dos recursos naturais e desenvolvimento econômico. Segundo o autor, tal abundância atua como um efeito *crowding-out* sobre a acumulação de capital humano, diminuindo o ritmo de crescimento a longo prazo.

Para Barbier (2003), tal resposta inversa estaria mais relacionada à forma como os recursos são explorados, considerando, inclusive, a possibilidade de trasbordamentos intersetoriais. Neste resultado, pesariam restrições como direito de propriedade, corrupção mediada pelo comportamento do *rent seeking*, e outras falhas de mercado e institucionais que são frequentes em países subdesenvolvidos.

Baseados na experiência de economias minerais, Auty (2002) desenvolveu a tese de que o superdimensionamento e a dependência deste setor teriam efeitos negativos sobre os outros setores da economia. Isso se deve ao fato de que a renda acumulada dentro do setor, seria pouco direcionada à diversificação industrial.

Alvarez (2006) investigam a importância das fontes de recursos naturais para o desenvolvimento de 73 países. Concluíram que vantagens comparativas da produção manufatureira dependem não apenas da abundância de recursos naturais, mas também do tipo de recurso. Em geral, países abundantes em recursos minerais estão localizados em um cone de di-

versificação caracterizado pela reduzida relação capital-trabalho, também são importadores líquidos de manufatura. Não há, nesses países, incentivo suficiente para o desenvolvimento produtivo, em comparação às economias sustentadas por recursos florestais e agrícolas.

De outra parte, Lederman e Maloney (2007) sustentam que as evidências da relação entre crescimento e abundância de recursos naturais apontam para “nem benção, nem maldição”. Países ricos, como os escandinavos, Austrália e Canadá, tiveram uma experiência positiva. Além disso, economias como a Indonésia, Malásia e Tailândia, são exemplos de transição virtuosa da especialização baseada em recursos naturais.

2.2. O debate sobre desindustrialização no Brasil

No Brasil, o debate sobre o crescimento econômico e a abundância dos recursos naturais, ganhou relevância a partir do século XXI, motivado pela crescente expansão dos preços das *commodities* e pela consequente reprimarização da balança comercial (Oreiro e Feijó 2010; Squeff e De Negri 2014). Naquele momento, a mudança no padrão de comércio e a perda de importância da indústria de transformação no emprego e valor adicionado agregado, reforçaram a tese de “desindustrialização precoce”. Ao contrário do processo natural observado nos países desenvolvidos, as mudanças estruturais regressivas no Brasil seriam causadas por um mecanismo semelhante ao da doença holandesa (*Dutch disease*).

Uma vertente teórica heterodoxa postula que a doença holandesa que contagiou o Brasil, semelhante a que se espalhou por países da América Latina como a Argentina, Chile e Uruguai, não foi unicamente motivada pela descoberta de recursos naturais, como no caso clássico que afetou a Holanda em 1960. A forte vocação primário-exportador aliada a um conjunto de políticas de estímulo, entre elas, a abertura comercial desregulada, a adoção de política monetária restritiva e a sobrevalorização cambial que perdurou até o final da década de 1990, estariam entre as causas do problema (Bresser-Pereira e Marconi 2008; Oreiro e Freijó 2010). Para esses autores, a sobrevalorização cambial teria gerado um desincentivo econômico maior aos setores da indústria de transformação baseados em vantagens competitivas, em comparação aos especializados em *commodities* básicas, inclusive minerais. O primeiro sintoma seria uma realocação de

fatores produtivos, na forma de transferência de recursos de setores onde o produto incorporava maior valor adicionado *per capita*, para os baseados em recursos naturais. O sintoma mais grave, nesse sentido, foi a mudança no ritmo do progresso técnico, refletida no baixo crescimento da produtividade agregada nos primeiros anos do século XXI (Squeff e De Negri 2014).

Outra vertente teórica considera que a desindustrialização, vista como sinônimo de destruição da indústria de transformação, é um termo muitas das vezes utilizado de forma inadequada na análise das mudanças estruturais, sendo mais apropriado cunhá-lo como “desindustrialização relativa”. Entre outros argumentos, embora seja evidente a forte retração do peso da indústria de transformação no Produto Interno Bruto (PIB) durante a década de 1990 (cai de 32,1% em 1986 para 20,4% em 1999), as mudanças preservaram o dinamismo de setores de ponta tecnológica, importantes para a expansão dos ganhos de produtividade e da capacidade exportadora. O termo também é pertinente para caracterizar a condição estrutural da economia brasileira, uma vez que o baixo desempenho médio, em relação a outras economias como a China e Coreia, estava associado ao baixo dinamismo dos setores que substituíram a indústria de transformação como líderes do crescimento do PIB total (Feijó, Carvalho e Almeida 2005).

Somam-se a isso outros argumentos como: ganhos de produtividade também foram favorecidos pelas novas técnicas de gerenciamento da produção, assimiladas na forma de *just in time* e novos *layouts* para as plantas industriais; métodos de gerenciamento baseados na terceirização promoveram a integração produtiva e o fluxo de emprego entre setores; a privatização de diversos segmentos industriais proporcionou a implantação de novas técnicas de administração, resultando em maior eficiência econômica; o progresso técnico incorporado às máquinas e equipamentos importados, além de reduzir o custo unitário do trabalho, ajudou no acesso aos mercados internacionais (Feijó, Carvalho e Almeida 2005; Bonelli 2005).

Esse breve relato mostra que o diagnóstico de doença holandesa não era consensual entre os economistas até o início do século XXI. A retração do peso da indústria de transformação no PIB foi um movimento natural de ajuste dos preços relativos que perdurou por mais de uma década, dado o cenário de hiperinflação instalado no Brasil antes da abertura comercial. Evidências reforçam que o lento crescimento da produtividade no início do século XXI, é explicado pelo fraco desempenho conjunto dos setores da in-

dústria de transformação e não pela transferência generalizada de recursos produtivos na direção de segmentos especializados em *commodities* básicas (Nassif 2008; Bonelli e Pessoa 2010; Squeff e De Negri 2014).

Sobre fraco desempenho recente, deve-se considerar a existência de condicionantes externos à estrutura produtiva industrial, como a forte competição interna com os produtos importados, a falta de política de incentivo a acesso aos mercados internacionais, o elevado custo unitário (em dólares) do trabalho e os entraves burocráticos e transacionais associados ao famigerado custo Brasil (Souza 2015).

2.3. A dimensão regional da desindustrialização no Brasil

Registros sobre impactos regionais da desindustrialização no Brasil são recentes. Entre as diferentes abordagens teóricas, o pressuposto mais aceitável é que a reprimarização da estrutura produtiva tem sido reforçada pela crescente importância dos recursos naturais, implicando em um padrão de crescimento geograficamente concêntrico e especializado. A desconcentração geográfica que remonta a década de 1970, ganhou força com a expansão da fronteira agrícola e mineral, para o Norte e Centro-Oeste do país (Diniz e Crocco 1996; Simões e Amaral 2011).

Nessa linha, há um entendimento de que a dispersão geográfica e o surgimento de novas áreas industriais, resultariam da influência de fatores específicos, vantagens naturais e políticas de integração dos mercados regionais. A expansão da infraestrutura de transporte, energia e telecomunicações, e os incentivos fiscais instituídos pós-abertura comercial, também foram decisivos para alavancar a escala produtiva em áreas especializadas no Brasil (Diniz 1993; Diniz e Crocco 1996; Lemos *et al.* 2005; Cano 2007).

De fato, a abertura comercial fez surgir um horizonte de possibilidades. Planos estratégicos foram elaborados com vistas a superar as persistentes desigualdades regionais por meio da integração produtiva e incentivo à competitividade empresarial (BNDES 1988). O acesso às novas cadeias (Diniz 1993) ocorreria a partir dos chamados vetores vertical e horizontal de crescimento. A abundância de recursos naturais combinada a uma noção de aprendizado tecnológico, herdada do modelo de substituição de importações, formariam as bases para a integração vertical; e os ganhos

decorrentes do comércio seriam distribuídos (vetor horizontal) através da modernização das estruturas produtivas regionais.

Os esforços realizados não foram suficientes para promover uma integração baseada no progresso técnico, pelo menos, em um contexto espacial amplo, para além do “polígono de desenvolvimento regional” (Diniz 1993). Como resultado, a heterogeneidade estrutural que já era intensa, foi reforçada com o superciclo de *commodities*, no início do século XXI. Pelos mecanismos já demonstrados, tais mudanças comprometeram a performance de setores intensivos em tecnologia, seja na forma de restrição externa ou asfixiando a produtividade no mercado interno (De Negri e Cavalcante 2014; Souza 2015).

No campo regional, os resultados não demoraram a aparecer. Para Galeano e Feijó (2013), a estagnação da produtividade regional do trabalho já era um problema evidente, entre 1996 e 2007. Para as autoras, o dinamismo das transformações estruturais foi incapaz de impulsionar o progresso técnico de setores e regiões, abrindo espaço para a inserção competitiva de atividades especializadas. No contexto agregado, os ganhos formados pela competitividade regional seriam insuficientes para compensar o declínio observado entre regiões industrializadas.

Estudos focados nas aglomerações industriais, também sugerem que a dispersão espacial é orientada pela abundância de recursos naturais. Na década de 2000, Sobrinho e Azzoni (2016) identificaram 17 Aglomerações Industriais Relevantes (AIR), sendo que 65% se concentraram nas regiões Sul e Sudeste. Apesar disso, as mudanças mais importantes ocorreram no Norte e Centro-Oeste, explicadas pelo alto desempenho da mineração e alimentos. Aplicando índices de Ellison-Glaeser, Silva e Diniz (2020) constataram, por sua vez que, embora a desconcentração seja visivelmente variada entre setores da indústria de transformação, a dispersão geográfica foi mais intensa entre indústrias tradicionais e de *commodities* minerais.

Outros estudos reforçam a importância de examinar características específicas do setor de *commodities* minerais. Sob o pressuposto de dualidade entre a especialização e diversificação produtiva, Nahas *et al.* (2019) analisaram o papel da indústria extrativa mineral como indutora da complexificação produtiva em Minas Gerais. Entre os resultados, houve perda relativa dos diferenciais regionais de especialização e concentração produtiva nos setores de Alta e Média Intensidade Tecnológica, mudança mais intensas entre os municípios mineradores próximos a Belo Horizonte.

Ao analisar padrões de localização industrial na região Norte, Silva e Diniz (2001) constataram que atividades geograficamente mais concentradas, com destaque para *commodities* minerais, obtiveram os melhores resultados em termos de produtividade do trabalho entre 2007 e 2017. Segundo os autores, a forte heterogeneidade estrutural no Norte do país comprometeria o desempenho produtivo mesmo entre setores com padrões tecnológicos semelhantes.

3. Aspectos metodológicos

3.1. Dados

O primeiro procedimento metodológico foi a elaboração de uma base de dados capaz de expressar a heterogeneidade em *commodities* minerais. O desafio, destarte, foi integrar dados de comércio exterior, às características da estrutura produtiva regional. Para isso, microdados das exportações, disseminados pela [Secretaria de Comércio Exterior \(SECEX\)](#), do Ministério do Desenvolvimento Indústria, Comércio e Serviços (MDIC), classificados segundo Sistema Harmonizado (SH4), foram agregados em nível mesorregional, entre 2007 e 2018. A revisão CNAE 2.0 em 2007, que a tornou mais aderente à classificação internacional ISIC (*International Standard Industrial Classification*), além de delimitar a janela de observação temporal, permitiu uma aproximação precisa das exportações setoriais a 2 dígitos.

Cinco atividades integram o setor de *commodities* minerais: (S07) Extração de minerais metálicos, (S08) Extração de minerais não-metálicos, (S23) Fabricação de produtos de minerais não-metálicos, (S24) Metalurgia e (S25) Fabricação de produtos de metal, exceto máquinas e equipamentos. Parte da produção das três primeiras, mais intensivas em recursos naturais, é comercializada com as atividades (S24) e (S25), conforme demonstra a [Matriz Insumo-Produto/IBGE](#). Dados da [PIA-Empresa](#) mostram que o setor em questão contribuiu com 18,9% e 16,4% do Valor da Transformação Industrial (VTI) e Pessoal Ocupado (PO), em 2007, respectivamente. Em termos de inserção competitiva, o setor contribuiu com 22% das exportações nacionais (US\$ FOB), entre 2007 e 2018, em média.²

² O Apêndice A1 traz mais informações sobre a competitividade setorial, no contexto as exportações brasileiras.

Com objetivo de monitorar a localização dos produtores de *commodities* minerais, os dados da SECEX/MDIC foram comparados a outras duas fontes usuais em análise regional: a RAIS (Relação Anual de Informações Sociais), do Ministério do Trabalho (MTE); e o Cadastro Central de Empresas (CEMPRE), vinculado à PIA-Empresa do IBGE. Como resultado, constatou-se que: 21.884 estabelecimentos ativos em 2007, responsáveis por mais de 97,5% da produção industrial, estiveram concentradas em 75 mesorregiões brasileiras (ver Tabela 6, Apêndice A2).

Sendo a competitividade regional influenciada pela relação entre os preços domésticos e externos, o valor das exportações setoriais foi convertido pela Taxa Efetiva Real de Câmbio, calculada pelo Ipea. Segundo Nonnenberg, Araújo e Oliveira (2018), dado que a pauta das exportações é influenciada pelas preferências de mercado, nos diferentes países de destino, a TERC permite entender como os índices de preços impactam a competitividade de diferentes setores. Na prática, é uma média aritmética ponderada pelas taxas de câmbio reais bilaterais do Brasil em relação a 29 parceiros comerciais selecionados. A taxa de câmbio real bilateral, por sua vez, é definida pelo produto entre a taxa de câmbio nominal (em R\$/unidade de moeda estrangeira) e o Índice de Preços ao Produtor (IPP) do país em questão, dividido IPA-DI (Índice de Preço por Atacado - Disponibilidade Interna).

Tabela 1 - Identificação das variáveis da base regionalizada no período 2007-2018.

| Variável | Descrição | Unidade | Fonte |
|--------------|--|---------------|-------------|
| <i>VTI</i> | Valor da transformação industrial | R\$1.000/ano | PIA-Empresa |
| <i>PO</i> | Pessoal ocupado | Unidade | PIA-Empresa |
| <i>CMP</i> | Consumo de matérias-primas, materiais auxiliares e componentes | R\$1.000/ano | PIA-Empresa |
| <i>X</i> | Exportações setoriais | R\$1.000/ano | SECEX/MDIC |
| <i>TERC</i> | Taxa Efetiva Real de Câmbio | Número índice | Ipea |
| <i>IPP</i> | Índices de Preços ao Produtor | Número índice | IBGE |
| <i>NESTB</i> | Número de estabelecimento industriais | Unidade | RAIS |
| <i>EMPR</i> | Registro de emprego por estabelecimento | Unidade | RAIS |
| <i>M</i> | Localização de minas de grande porte, com produção superior a 1.000.000 de toneladas/ano | Unidade | ANM |

Fonte: elaboração própria do autor.

Outra questão são os custos de transportes formados pela proximidade com as fontes de matéria-prima. Essas economias de custos tendem a impulsionar a escala em plantas instaladas perto das fontes dos recursos naturais. Para controlar o efeito de primeira natureza,³ uma variável explicatória com a localização de minas de grande porte (onde produção bruta é superior a 1.000.000 toneladas/ano) é introduzida no modelo econométrico. Esta variável foi extraída do Anuário Mineral Brasileiro, divulgado regularmente pela Agência Nacional de Mineração (ANM).

A Tabela 1 descreve as variáveis utilizadas neste estudo, as unidades de medida e a fonte correspondente. Para reforçar, o valor das exportações em cada setor e região, foi convertido pela TERC, calculada pelo Ipea. Tratamento semelhante foi dado ao *VTI* e *CMP*, corrigidos pelo *IPP* do IBGE para valores constantes em dezembro de 2018. Como demonstrado a seguir, exceto a variável nominal *M*, as demais são introduzidas no modelo econométrico SUR espacial na forma logarítmica.

3.2. Modelo SUR espacial

Inspirado nos estudos que exploraram o crescimento de economias abundantes em recursos naturais (Gylfason 2001; Barbier 2003; Álvarez e Fuentes 2006), o modelo espaço-temporal é especificado como uma função de produção Cobb-Douglas expandida pelos efeitos das exportações regionais.

$$\ln VTI_{it} = \beta_{1t} + \beta_{2t} \ln T MP_{it} + \beta_{3t} \ln C MP_{it} + \beta_{4t} M_{it} + \beta_{5t} \ln X_{it} + \epsilon_{it} \quad (1)$$

Em que, a variável dependente é o logaritmo do , realizado na região $i = 1, \dots, N$, no tempo $t = 1, \dots, T$. A matriz de variáveis explicativas contém: (1) na primeira coluna, um vetor unitário para o intercepto β_{1t} ; (2) o logaritmo da razão $EMPR/NESTB$, como uma medida do tamanho médio do estabelecimento industrial; (3) os dispêndios reais com consumo de bens intermediários como energia, insumos e componentes auxiliares; (4) número de minas de grande porte cuja a produção é superior a 1 milhão

³ Aspectos de primeira natureza constituem um conjunto de bens intactos, não ou pouco transformados pela ação humana. A dotação de recursos minerais é um exemplo de primeira natureza. Santos (2006, p.172) distingui a primeira e a segunda natureza, argumentando que “a natureza já modificada pelo homem também é primeira natureza. Nas cidades, a produção não é mais ação do trabalho sobre a natureza, mas do trabalho sobre o trabalho”.

de tonelada/ano; e o valor das exportações de *commodities* minerais convertidos pela TERC. Ademais, $\beta_{2t}, \dots, \beta_{5t}$ são coeficientes angulares e ϵ_{it} são erros aleatórios.

O modelo SUR de dados em painel, pode ser representado na forma de um sistema de T equações simultâneas.

$$y_t = Z_t \beta_t + \epsilon_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (2)$$

Em que, y e ϵ são vetores $NT \times 1$. Com um vetor unitário na primeira coluna, Z é uma matriz $NT \times KT$ com regressores ortogonais e β_t é um vetor $KT \times 1$ de parâmetros, fixo no espaço, podendo ser variável no tempo. Se a heterogeneidade for restrita à dimensão temporal, a matriz de variância-covariância pode ser representada por:

$$E[\epsilon_t \epsilon_t'] = \sigma_{ts} I_N, \quad s \neq t \quad (3)$$

Em que, I_N é uma matriz de identidade dimensão $N \times N$ e σ_{ts} são covariâncias responsáveis por acomodar os efeitos da autocorrelação serial (Baltagi 2008; Anselin, Le Gallo e Jayet 2008).

A especificação (2)-(3), é equivalente ao modelo *pooled* convencional, sem controle para os efeitos espaciais (SUR-SIM). Estimativas consistentes podem ser obtidas por Máxima Verossimilhança (MV), desde que os erros sejam independentemente distribuídos e não correlacionados com as variáveis explicativas (Anselin 1988a; Anselin 1988b; Anselin, Le Gallo e Jayet 2008; Baltagi e Pirotte 2011; Baltagi e Bresson 2011).

No entanto, em alguns casos, mesmo controlando a autocorrelação serial pelo mecanismo não-paramétrico da matriz de variância-covariância (3), erros não esféricos podem engendrar a autocorrelação espacial, seja na forma de um processo autorregressivo erro espacial (SAR -- *spatial autoregressive*) ou de médias móveis (SMA -- *spatial moving average*).

$$\epsilon_t = \begin{cases} \lambda_t W_N \epsilon_t + u_t (SAR) \\ \lambda_t W_N u_t + u_t (SMA) \end{cases} \quad (4)$$

Em que, W_N é uma matriz $N \times N$ com pesos espaciais, em que todos os elementos da diagonal principal são zero. Para que a matriz $(I_N - \lambda_t W_N)$ seja não singular, todos os coeficientes autorregressivos devem ser restritos $|\lambda_t| < 1$.

Para diferenciar os dois processos, o SMA é composto por um parâmetro μ_t de distúrbios, $u_{it} = \mu_t + \xi_{it}$, e uma variável aleatória independente e normalmente distribuída, $\xi_{it} \sim N(0, \sigma_\xi^2)$. Baltagi e Pirotte (2011) argumentam que μ_t é o clássico componente *one-way* de controle para os efeitos não observados.

Admitindo-se homogeneidade espacial, pode-se alternativamente especificar um SUR *lag* espacial.

$$y_t = \rho_t W_N y_t + Z_t \beta_t + \epsilon_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (5)$$

O termo $W_N y_t$ é o vetor *lag* espacial e ρ_t são coeficientes autorregressivos. Tal como antes, $(I_N - \rho_t W_N)$ será não singular, se existir um conjunto restrito $|\rho_t| < 1$ de coeficientes autorregressivos.

Existem outras alternativas, como o SUR Durbin espacial. Por se tratar de uma extensão do SUR *lag* espacial, o SDM é indicado quando a autocorrelação espacial remanescente, possa ser controlada por defasagens nas variáveis explicativas ($W_N Z_t$). No entanto, é importante perceber que além da endogeneidade $E[W_N y_t, \epsilon_t] \neq 0$, o SDM pode implicar em multicolinearidade entre regressores, $E[W_N Z_t, Z_t] \neq 0$. Esses problemas se agravam quando os erros são espacialmente autocorrelacionados, como na especificação SDEM.

A complexidade do problema de especificação em processos autorregressivos, motivou o desenvolvimento de diferentes estimadores. Por meio de experimento de Monte Carlo, Baltagi e Pirotte (2011) constataram ausência de diferença sistemática entre estimadores de ML e GM, quando aplicados ao SUR com erros autocorrelacionados na forma SAR ou SMA. Baltagi e Bresson (2011) desenvolveram estimadores de ML e testes multiplicador de Lagrange (LM), específicos para o modelo *lag* e *error* espacial. Usando método de MC, em um sistema hedônico do custo de vida em Paris (1990-2003), os autores atestaram que os estimadores ML produzem resultados consistentes, em painéis com mais de 25 unidades de observação.

Entre as SUR empregadas na análise regional, cabe mencionar o estudo de Gallo e Kamarianakis (2011). Analisando as disparidades regionais na União Europeia, os autores decompõem a produtividade regional em três componentes *shift-share* (mix-industrial, competitividade regional e alocação). Os testes econométricos baseados no SUR espacial revelaram que, todas as componentes influenciaram a redução das diferenças regionais na

União Europeia, entre 1975 e 2002. Os resultados mostraram ainda que, os efeitos autorregressivos espaciais contribuíram para tal mudança.

No Brasil, Silva (2022) estimou os impactos regionais da reestruturação produtiva pós-crise 2008. O artigo analisa, mais especificamente, como a especialização produtiva e o rápido crescimento das indústrias extrativas, têm afetado as disparidades regionais, mensuradas pelo diferencial de produtividade, calculada via método *shift-share* multisetorial. Os testes econométricos baseados no SUR espacial revelaram que, mudanças tecnológicas induzidas pelo *mix*-industrial não foram significativas o suficiente para reduzir as disparidades regionais, no período 2007 a 2018; e a ausência de dinamismo abriu espaço para inserção de fatores específicos, relacionados às vantagens naturais.

4. AEDE do setor *commodities* minerais

Nesta seção, estatísticas populares no campo da Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE) são aplicadas, com a finalidade de analisar a configuração espacial do setor exportador no Brasil. Visando verificar se a autocorrelação espacial configura um problema de especificação (1), a estatística I de Moran global é inferida a partir da variável dependente do modelo. Esta análise é complementada com a estatística I de Moran local e com a análise de *clusters* espaciais.

Tabela 2 - I de Moran global e logaritmo da produtividade regional (2007-2018)

| Estat. | 2007 | 2008 | 2009 | 2010 | 2011 | 2012 | 2013 | 2014 | 2015 | 2016 | 2017 | 2018 |
|----------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| Moran I | 0.468 | 0.446 | 0.393 | 0.423 | 0.489 | 0.376 | 0.439 | 0.369 | 0.485 | 0.349 | 0.390 | 0.376 |
| $E(I)$ | -0.014 | -0.014 | -0.014 | -0.014 | -0.014 | -0.014 | -0.014 | -0.014 | -0.014 | -0.014 | -0.014 | -0.014 |
| $Var(I)$ | 0.011 | 0.010 | 0.010 | 0.011 | 0.011 | 0.011 | 0.010 | 0.010 | 0.010 | 0.010 | 0.010 | 0.010 |
| z-dist. | 4.687 | 4.484 | 3.988 | 4.245 | 4.886 | 3.794 | 4.473 | 3.788 | 4.916 | 3.595 | 3.958 | 3.809 |

Fonte: resultado da pesquisa e elaborado pelo autor.

A estatística I de Moran está na Tabela 2. No arranjo espacial construído a partir de uma matriz W_k vizinhos mais próximo, todas as unidades geográficas têm o mesmo número de vizinhos.⁴ Esse critério tem a vantagem

⁴ O teste I de Moran global demonstrou que a matriz $W_{k=2}$ oferece a melhor performance.

de combater o desequilíbrio de um espaço fragmentado, como é o caso da produção de *commodities* minerais. Os resultados mostram que a hipótese de aleatoriedade espacial aplicada ao logaritmo do VTI regional, deve ser rejeitada a um nível de significância de 5%, em todos os *cross-sections* examinados. Adicionalmente, todos os coeficientes foram estimados significativos e com alto valor positivo variando de 0.345 a 0.489.

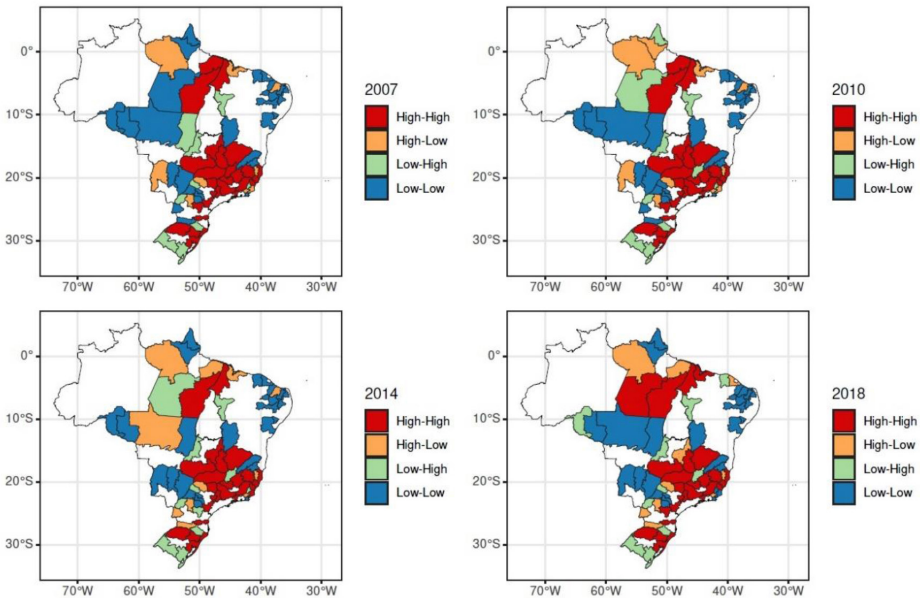


Figura 1 - I de Moran local e clusters espaciais do setor de *commodities* minerais

Fonte: resultado da pesquisa e elaborado pelo autor.

A configuração espacial da produção de *commodities* minerais está na Figura 1. Os *clusters* foram identificados pela grandeza do I de Moran local. A Tabela 6, no Apêndice A2, exibe as mesorregiões e os regimes de associação espacial. Notadamente, no período considerado, não há evidência de mudança significativa nos regimes, tal que é possível identificar três *clusters* de alto desempenho produtivo (High-High) e outro de baixo desempenho (Low-Low). A caracterização dos *clusters* é auxiliada pelos indicadores da Tabela 3.

O primeiro *cluster* High-High localiza-se no Norte, mais especificamente, na fronteira do estado do Pará com o Maranhão. Nesta região especializada, fortemente influenciada pela Extração de minerais metálicos (S07),

os estabelecimentos industriais intensivos em capital demandaram 42 unidades de trabalho, em média, por ano; e a produção conta com recursos extraídos de 10 minas de grande porte, onde a capacidade de suprimento é superior a 1 milhão de tonelada/ano (Tabela 3).

Usando metodologia semelhante, aplicada a escala municipal, Sobrinho e Azzoni (2016) avaliaram a performance de aglomerações industriais relevantes no Brasil. Entre os achados, os autores destacam que as especializadas na Extração de minerais metálicos (S07) e Metalurgia (S24), concentradas nas cidades de Belém e Parauapebas, foram as que mais cresceram entre 2000 e 2010.

As evidências encontradas também corroboram com Silva e Diniz (2001). Ao analisar padrões de localização industrial no Norte do Brasil, os autores concluíram que, atividades geograficamente mais concentradas, obtiveram os melhores resultados em termos de produtividade, no período 2007-2017, com destaque para a produção de *commodities* minerais.

O segundo *cluster* é formado por 13 mesorregiões situadas no Nordeste do Brasil (Figura 1). São regiões de fraca densidade produtiva (Low-Low), respondendo por 1.53% do valor adicionado do setor de *commodities* minerais. De acordo com a Tabela 3, o dinamismo local é dirigido pela Extração de minerais não-metálicos (S08), Fabricação de produtos de minerais não-metálicos (S23) e Metalurgia (S24).

Tabela 3 - Composição produtiva dos clusters espaciais de *commodities* minerais

| Cluster | Estabelecimentos industriais | Tamanho do estabelecimento | Mina grande porte | Participação setorial (%) | | | | | Total (%) |
|----------|------------------------------|----------------------------|-------------------|---------------------------|-------|-------|-------|-------|-----------|
| | | | | S07 | S08 | S23 | S24 | S25 | |
| Norte | 1049 | 42.133 | 10 | 71.51 | 1.24 | 6.70 | 18.60 | 1.95 | 16.76 |
| Nordeste | 1018 | 25.575 | 4 | 4.06 | 34.17 | 40.44 | 13.73 | 7.60 | 1.53 |
| Sudeste | 13243 | 672.35 | 24 | 36.65 | 3.37 | 15.05 | 31.85 | 13.08 | 71.00 |
| Sul | 4681 | 381.75 | 0 | 0.00 | 3.63 | 22.09 | 31.09 | 43.18 | 10.71 |

Fonte: resultado da pesquisa e elaborado pelo autor.

Avaliando a configuração espacial de 23 atividades industriais (2 dígitos), distribuídas por 36 microrregiões do Nordeste, Araujo, Moura e Rocha (2017) observaram um processo de mudança estrutural, acompanhado por uma tendência de desconcentração geográfica, entre 2000 e 2010. Os índices de Ellison-Glaeser indicaram que a dispersão espacial é mais

intensa entre atividades de baixa intensidade tecnológica, com destaque para S23 e S24. Usando mesmo índice, Silva e Diniz (2020) também observaram uma tendência de desconcentração geográfica, envolvendo, inclusive, setores de *commodities* minerais. Segundo os autores, no período 2007-2014, esse processo seria mais intenso no Nordeste do país.

O *cluster* Sudeste é o maior do país, respondendo por 71% do VTI total. Embora alcance áreas de Goiás, Espírito Santo, Rio de Janeiro, São Paulo e Paraná, a estrutura produtiva é fortemente concentrada em Minas Gerais. Das 24 minas de grande porte da Tabela 3, 21 foram registradas naquela região. Além disso, a forte densidade dos estabelecimentos industriais, associada a uma proporção relevante da força de trabalho, caracteriza a estrutura produtiva como complexa, integrada e com potencial para induzir a diversificação produtiva.

Por meio de uma amostra de dados em painel envolvendo 22 municípios mineradores em Minas Gerais, Nahas *et al.* (2019) analisam a questão, introduzindo o conceito de complexificação produtiva do desenvolvimento local, envolvendo os transbordamentos de conhecimento, *spillovers* tecnológicos e encadeamentos intersetoriais. As evidências indicaram que, durante a década de 2000, houve perda relativa dos diferenciais regionais de especialização e concentração produtiva em indústrias de alta e média intensidade tecnológica. Esse fenômeno seria mais importante entre municípios mineradores próximos a Belo Horizonte.

O *cluster* Sul difere-se dos demais, pela ausência de minas de grande porte e fraca importância relativa da Extração de minerais metálicos (S07) (Tabela 3). De acordo com a Figura 2, tal característica, no entanto, não restringe o desempenho exportador, concentrado em S24 e S25. Os produtores que competem a favor da indústria metalmeccânica, exercem importante papel na dinâmica local, fornecendo matéria-prima para atividades correlatas. Usando o índice de coaglomeração de Ellison-Glaeser, Silva e Diniz (2021) demonstram que S24 e S25, guardam intensa conexão com outros setores como, (S26) Informática e eletrônicos, (S27) Materiais elétricos e (S29) Veículos automotores, no Sul do país.

A Figura 2 sugere uma correlação positiva entre o desempenho exportador e a produtividade local. Visivelmente, não há sinais de homogeneidade espacial condicionada pelas exportações. Observações atípicas discrepantes, abaixo e acima da média, são mais frequentes entre regiões do Nordeste e

Sudeste. De modo geral, os resultados preliminares indicam ausência de alterações relevantes na dispersão espacial do setor de *commodities* minerais no Brasil, durante o período considerado.

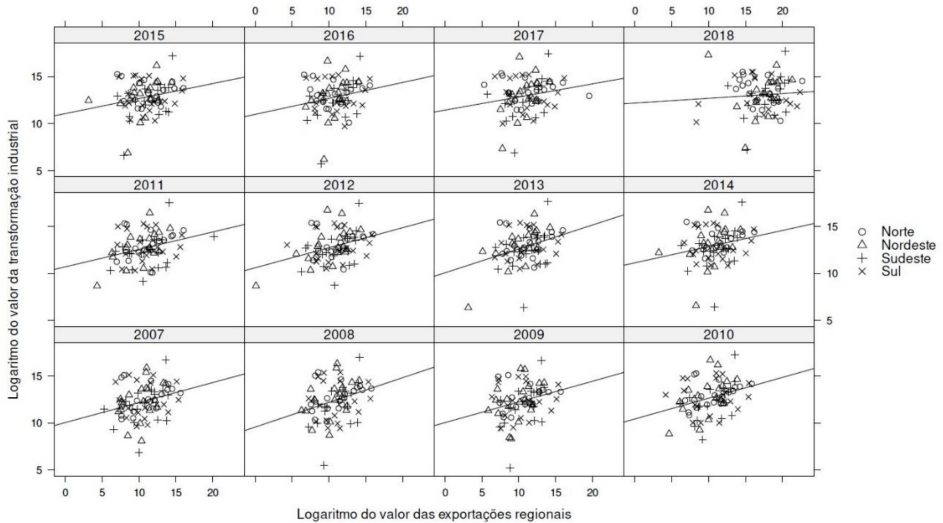


Figura 2 - Exportações de *commodities* minerais e produtividade de regiões especializadas
Fonte: resultado da pesquisa e elaborado pelo autor.

5. Resultado do modelo SUR espacial

A especificação (1) foi estimada na forma *pooled*, controlando os efeitos da autocorrelação serial via mecanismo não paramétrico da matriz de variância-covariância (VC). A significância estatística dos coeficientes I de Moran extraídos dos resíduos do SUR-SIM, é um indicativo de um padrão de autocorrelação espacial persistente. Testes LM foram empregados para verificar se a inclusão de um coeficiente autorregressivo qualificaria o ajuste do modelo. Como resultado, não se pode aceitar a hipótese nula de que todos os coeficientes autorregressivos espaciais do SUR-SEM ou SUR-SLM, estimados ao longo dos *cross-sections*, são iguais a zero, ao nível de significância de 5% e 12 graus de liberdade (Tabela 4). As versões robustas dos testes LM, por sua vez, também geram estatísticas significantes, indicando ausência de diferença sistemática entre as matrizes de VC dos modelos.⁵

⁵ O leitor pode examinar as matrizes VC, bem como os coeficientes estimados para os modelos SUR-SIM, SUR-SEM e SUR-SLM, no Apêndice A3.

Tabela 4 - Testes de dependência espacial para os modelos SUR

| | LM-SUR-SEM | LM-SUR-SLM | LM*-SUR-SEM | LM*-SUR-SLM |
|----------------------|-------------|------------|-------------|-------------|
| Estatística de teste | 48.12 | 29.66 | 43.40 | 24.88 |
| Graus de liberdade | 12 | 12 | 12 | 12 |
| p-valor | [2.908e-06] | [0.003137] | [1.933e-05] | [0.0154] |

Fonte: resultado da pesquisa e elaborado pelo autor.

Dito isto, as Figuras 3 e 4 foram elaboradas visando descrever as trajetórias dos efeitos diretos dos modelos SUR-SEM e SUR-SLM. As Tabelas 9 e 11, por sua vez, permitem uma análise detalhada dos coeficientes estimados. De forma conjunta, todos são significantes a 5%. O painel (1) descreve uma grande média. Em termos econômicos, ela mostra que embora a crise financeira tenha provocado uma instabilidade temporária entre 2009 e 2010, a produtividade média dentro das áreas industriais cresceu rapidamente entre 2007 e 2012, passando a declinar lentamente após 2013. Essa mudança de longo prazo, característica do ciclo de *commodities* minerais, é coerente com a relação inversa entre a abundância dos recursos naturais e desenvolvimento econômico (Gylfason 2001; Barbier 2003; Álvarez e Fuentes 2006).

Com relação aos impactos sobre o mercado de trabalho local, os resultados mostram que, a elasticidade da demanda por trabalho é visivelmente convexa, no longo prazo. As mudanças observadas nos anos iniciais (em 2007, a elasticidade do fator trabalho foi estimada em 0,360 e 0,456 pelo SUR-SEM e SUR-SLM, respectivamente), refletem o poder das economias de escala, interno à firma. De fato, uma visita aos dados amostrais revela que: enquanto a força de trabalho local cresceu a uma taxa geométrica média de 26% entre 2007 e 2013, o VTI das áreas especializadas cresceu em 52%, no mesmo período.

Sobre os impactos da demanda por bens intermediários, os resultados mostram uma curva ligeiramente côncava. Embora haja uma rigidez característica da competitividade no mercado de bens intermediários, a concavidade pode indicar um efeito substituição do fator trabalho, mais intenso no período de ascensão do ciclo. Sob a estrutura SUR-SEM, a elasticidade de 0.771 estimada em 2007, chegou a 0.867 em 2011 e fechou o período com 0.812. Notadamente, o crescimento regional é mais sensível a mudanças na composição dos bens intermediários, do que no

mercado de trabalho formal. Contudo, esse resultado não surpreende, considerando que a produção de *commodities* minerais é capital intensivo.

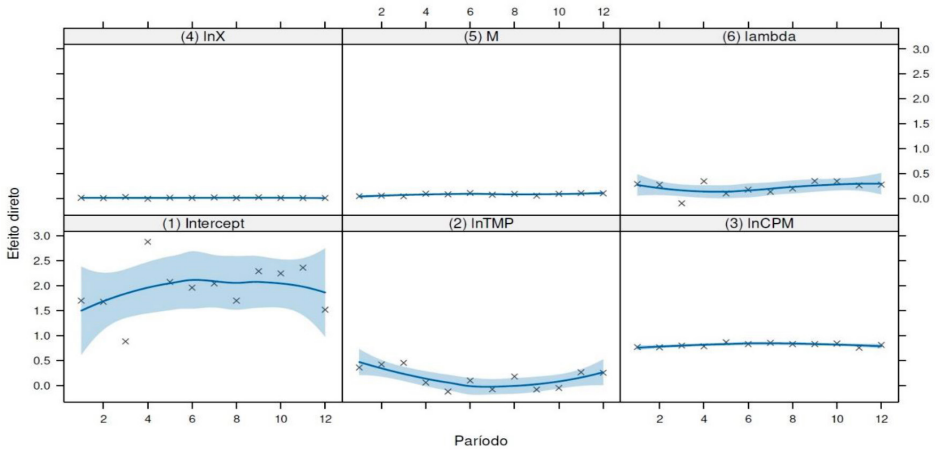


Figura 3 - Efeitos diretos do modelo SUR-SEM (2007-2018)

Fonte: resultado da pesquisa e elaborado pelo autor.

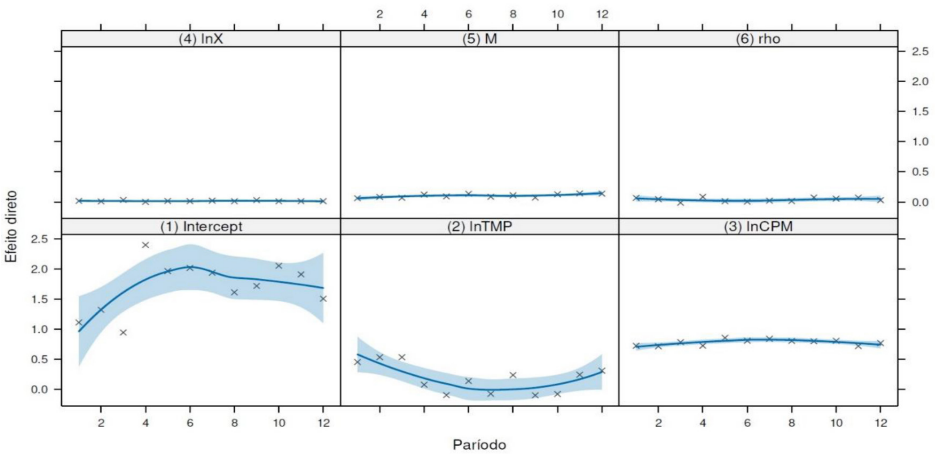


Figura 4 - Efeitos diretos do modelo SUR-SLM (2007-2018)

Fonte: resultado da pesquisa e elaborado pelo autor.

Uma contribuição relevante deste estudo, refere-se ao efeito proximidade com minas de grande porte, onde produção bruta é superior a 1 milhão de tonelada/ano. Como destacado anteriormente, esse efeito específico

foi importante para o crescimento de áreas no Norte e Sudeste do país, principalmente. O painel (5), Figura 3 ou 4, revela que a acessibilidade aos recursos naturais configura importante fonte de economias de custo e transporte, fomentando a produção em áreas especializadas. Os resultados também demonstram o papel dual dos recursos naturais: se de um lado são importantes para a expansão da produtividade setorial; de outro, configuram estímulo permanente ao crescimento desigual.

O efeito mais importante refere-se ao impacto das exportações sobre o crescimento regional. As elasticidades estimadas revelam um efeito estável e permanente, porém, residual das exportações setoriais. Na ótica do modelo SUR-SEM ou SUR-SLM, um choque de 1% das exportações, gera um impacto interno de 0.015%, em média, sobre o crescimento do valor da transformação industrial. Trata-se de um efeito marginal irrelevante para alavancar a produtividade em áreas especializadas. A baixa elasticidade-renda estimada, corrobora com o pressuposto de fraco dinamismo do produto primário exportador (Gylfason 2001; Barbier 2003; Álvarez e Fuentes 2006).

Por fim, embora os testes estatísticos não revelem com clareza a verdadeira natureza do processo autorregressivo espacial, analiticamente o modelo SUR-SEM parece exercer maior controle sobre a heterogeneidade espacial. A significância do coeficiente λ , evidencia que os distúrbios se distribuíram como um efeito multiplicador entre áreas especializadas.

6. Considerações finais

O artigo analisou como os choques de exportações do setor de *commodities* minerais, impactaram a produtividade medida pelo valor da transformação industrial em 75 mesorregiões especializadas, entre 2007 e 2018. Trata-se de um período crítico, de intensa movimentação na demanda externa, que caracterizou o superciclo de *commodities*.

Para atender o objeto de estudo, após a Análise Exploratório de Dados Espaciais (AEDE) aplicada ao setor de *commodities* minerais, o modelo de crescimento espaço-temporal, especificado como uma função de produção Cobb-Douglas expandida pelos efeitos das exportações, foi estimado pelo método SUR espacial. Testes LM foram implementados a partir dos resí-

duos do modelo *pooled* sem controle para os efeitos espaciais (SUR-SIM). Os resultados indicaram não existir diferença sistemática entre as matrizes de variância-covariância dos modelos espaciais SUR-SEM e SUR-SLM.

Por meio dos coeficientes I de Moran local, foi possível identificar ao longo do território brasileiro, três *clusters* de alto desempenho (High-High) e um de baixo desempenho (Low-Low). O primeiro, no Norte (High-High), mais especificamente, na fronteira do estado do Pará com o Maranhão, a produtividade é fortemente dependente da extração de minerais metálicos. O baixo nível de produtividade (Low-Low) encontrado no Nordeste decorre da especialização baseada na exploração de minerais não-metálicos. O *cluster* Sudeste (High-High) é o maior do país, respondendo por 71% do VTI nacional. Centrado em Minas Gerais, sua principal característica é a complementariedade intersetorial. No Sul (High-High), a competitividade da indústria metalmeccânica comanda a especialização produtiva. As evidências também mostram forte complementariedade intersetorial nesta região do Brasil.

Os testes econométricos mostraram que a produtividade média em áreas especializadas evoluiu em uma trajetória alinhada com o superciclo de *commodities* minerais. É possível concluir que, a elasticidade da demanda por trabalho e estabelecimento industrial declinou rapidamente durante o período ascendente do ciclo (sob estrutura SUR-SEM, foi estimada em 0.36 em 2007, reduziu para 0.10 em 2012 e fechou 2018 com 0.26). A convexidade relativa à elasticidade do trabalho, lança luz sobre um aspecto interessante do crescimento desigual: as economias de escala formadas pela produção de *commodities* minerais são concêntricas, bem como dotadas de capacidade suficiente para comprimir a importância do mercado de trabalho nos momentos de forte expansão do comércio internacional.

O mercado de bens intermediários, por sua vez, demonstra ser pouco sensível às mudanças de longo prazo. Apesar de existir uma rigidez característica resultante da competitividade neste mercado, a concavidade estimada levanta indícios sobre a presença de um efeito substituição do fator trabalho, o qual seria ligeiramente mais intenso na ascensão do ciclo (sob estrutura SUR-SEM, a elasticidade foi estimada em 0.77 em 2007, aumentou para 0.83 em 2012 e fechou 2018 com 0.81). De todo modo, a rigidez observada reflete um outro lado das economias de escala: a capacidade de puxar a produtividade dos fornecedores de bens intermediários.

Uma contribuição relevante deste estudo, refere-se ao efeito proximidade com minas de grande porte, onde produção bruta é superior a 1 milhão de toneladas/ano. Os testes econométricos demonstraram que, a maior acessibilidade aos recursos naturais contribuiu para o forte crescimento em áreas no Norte e Sudeste do país, principalmente. Os resultados também demonstram o papel dual dos recursos naturais: se de um lado são importantes para a expansão da produtividade setorial; de outro, configuram estímulo permanente ao crescimento desigual.

Por fim, o resultado mais importante, o qual justificou a escolha do tema, refere-se aos impactos regionais das exportações de *commodities* minerais. As elasticidades estimadas revelam um efeito líquido permanente, porém irrelevante para alavancar a produtividade média em áreas especializadas da estrutura produtiva brasileira. A baixa elasticidade-renda estimada, reforça o lento dinamismo induzido pelo produto primário exportador, pressuposto que está no centro do debate sobre a abundância dos recursos naturais e sua relação com o desenvolvimento econômico (Gylfason 2001; Barbier 2003; Álvarez e Fuentes 2006).

Referências

- Álvarez, R.; Fuentes, R. 2006. "Paths of development, specialization, and natural resources abundance." *Documentos de Trabajo, Banco Central de Chile*, 383(1): 1-54.
- Anselin, L. 1988a. *Spatial econometrics: methods and models*. Dordrecht-Boston-London: Springer Science & Business Media.
- Anselin, L. 1988b. "A test for spatial autocorrelation in seemingly unrelated regressions." *Economics Letters*, Elsevier, 28(4): 335-341.
- Anselin, L.; Le Gallo, J.; Jayet, H. 2008. "Spatial panel econometrics." *In: The econometrics of panel data*. Verlag Berlin: Springer, 2008. p. 625-660.
- Araujo, J. E. S.; Moura, K. H. de L.; Rocha, R. de M. 2017. "Evidências da distribuição espacial das indústrias do nordeste brasileiro a partir do índice de Ellison e Glaeser." *Planejamento e Políticas Públicas*, 49: 292-320.
- Auty, R. 2002. *Sustaining Development in Mineral Economies: The Resource Curse Thesis*. 1st Edition. London: Routledge, ISBN 9781134867905.
- Baltagi, B. H. 2008. *Econometric Analysis of Panel Data*. Hoboken: John Wiley & Sons.
- Baltagi, B. H.; Bresson, G. 2011. "Maximum likelihood estimation and Lagrange multiplier tests for panel seemingly unrelated regressions with spatial lag and spatial errors: An application to hedonic housing prices in Paris." *Journal of Urban Economics*, Elsevier, 69(1): 24-42.
- Baltagi, B. H.; Pirotte, A. 2011. "Seemingly unrelated regressions with spatial error components." *Empirical Economics*, Springer, 40: 5-49.

- Barbier, E. B. 2003. "The role of natural resources in economic development." Australian Economic Papers, Wiley Online Library, 42(2): 253-272.
- Bielschowsky, R. "Cinquenta anos de pensamento na Cepal." Record/CEPAL, Rio de Janeiro, 1(1): 13-68.
- Banco Nacional do Desenvolvimento (BNDES). 1988. "Plano Estratégico 1988/90." Rio de Janeiro. 25 fevereiro, 1988.
- Bonelli, R. 2005. "Industrialização e Desenvolvimento: notas e conjecturas com foco na experiência do Brasil." Texto preparado para o seminário Industrialização, Desindustrialização e Desenvolvimento, organizado pelo IEDI e FIESP. Mimeo, 2005.
- Bonelli, R.; Pessôa, S. A. 2010. "Desindustrialização no Brasil: um resumo da evidência." FGV-IBRE, Rio de Janeiro, 7: 2-61.
- Bresser-Pereira, L. C.; Marconi, N. 2008. "Existe doença holandesa no Brasil?" Anais do IV Fórum de Economia de São Paulo, Fundação Getúlio Vargas São Paulo. 30 de março, 2008.
- Cano, W. 2007. *Desconcentração produtiva regional do Brasil: 1970-2005*. São Paulo: Editora UNESP.
- De Negri, F.; Cavalcante, L. R. "Os dilemas e os desafios da produtividade no Brasil." In: *Produtividade no Brasil: desempenho e determinantes*. Editado por De Negri, F.; Cavalcante, L. R. Brasília: Ipea-IBDI, 1(1): 15-52.
- Diniz, C. 1993. "Desenvolvimento Poligonal no Brasil: Nem Concentração, Nem Contínua Polarização." Nova Economia, Belo Horizonte, 3(1): 35-64.
- Diniz, C. C.; Crocco, M. A. 1996. "Reestruturação econômica e impacto regional: o novo mapa da indústria brasileira." Nova economia, Economics Department, Universidade Federal de Minas Gerais (Brazil), 6(1): 77-103.
- Feijó, C. A.; Carvalho, P. G.; Almeida, J. S. 2005. "Ocorreu uma desindustrialização no Brasil." Instituto de Estudos para o Desenvolvimento Industrial (IEDI), São Paulo, novembro de 2005.
- Galeano, E.; Feijó, C. 2013. "A estagnação da produtividade do trabalho na indústria brasileira nos anos 1996-2007: análise nacional, regional e setorial." Nova Economia, SciELO Brasil, 23(1): 9-50.
- Gylfason, T. 2001. "Natural resources, education, and economic development." European economic review, Elsevier, 45(1): 847-859.
- Krugman, P. R.; Obstfeld, M. 2001. *Economia Internacional: Teoria e Política*. São Paulo: Pearson Education do Brasil.
- Leamer, E. E. 1987. "Paths of development in the three-factor, n-good general equilibrium model." Journal of political economy, The University of Chicago Press, 95(5): 961-999.
- Leamer, E. E.; Maul, H.; Rodriguez, S.; Schott, P.K. 1999. "Does natural resource abundance increase Latin American income inequality?" Journal of development Economics, Elsevier, 59(1): 3-42.
- Lederman, D.; Maloney, W. F. 2007. *Natural Resources: Neither Curse nor Destiny*. Washington, DC, World Bank and Stanford University Press.
- Le Gallo, J; Kamarianakis, Y. 2011. "The evolution of regional productivity disparities in the european union from 1975 to 2002: A combination of shift-share and spatial econometrics." Regional Studies, Taylor & Francis, 45(1):123-139.
- Lemos, M. B.; Ruiz, R.M.; Domingues, E.P. 2005. "Espaços preferenciais e aglomerações industriais." In: Inovações, padrões tecnológicos e desempenho das firmas industriais brasileiras., Rio de janeiro: IPEA, p. 365-425, 2005.
- Nahas, M. M.; Simões, R.F.; Golher, A.B.; Ribeiro, L.C.R. 2019. "Especialização e diversificação produtiva: um modelo de painel espacial para a indústria extrativa mineral em minas gerais, 2000-2010." Nova Economia, SciELO Brasil, 29(1): 7-40.
- Nassif, A. 2008. "Há evidências de desindustrialização no Brasil?" Revista de economia política, SciELO Brasil, 28(1): 72-96.
- Nonnenberg, M. J. B.; Araujo, B. C.; Oliveira, H. N. 2018. "Taxas efetivas reais de câmbio por setor exportador." Carta de Conjuntura, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), Brasília, 38: 1-14.

- Oreiro, J. L.; Feijó, C. A. “Desindustrialização: conceituação, causas, efeitos e o caso brasileiro.” Revista de economia política, SciELO Brasil, 30(2): 219-232.
- Sachs, J. D.; Waner, A. M. 1995. “Natural resource abundance and economic growth.” Harvard University, Cambridge-MA, December, 1995.
- Samuelson, P. A. 1948. “International trade and the equalisation of factor prices.” The Economic Journal, Oxford University Press Oxford, UK, 58(230):163-184.
- Samuelson, P. A. 1971. “Ohlin was right.” The Swedish Journal of Economics, JSTOR, 73(4): 365-384.
- Santos, M. 2006. *A natureza do espaço: técnica e tempo, razão e emoção*. São Paulo: Edusp.
- Silva, A. L. F. 2022. “Impactos regionais da reestruturação produtiva no Brasil pós-crise 2008: uma análise dinâmica shift-share integrada com SUR espacial.” Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos, 16(4): 470-491.
- Silva, A. L. F.; Diniz, M. B. 2020. “Padrões de concentração regional da indústria de transformação brasileira.” Nova Economia, SciELO Brasil, 30(2): 407-454.
- Silva, A. L. F.; Diniz, M. B. 2021. “Desempenho produtivo e padrões de localização industrial no Norte do Brasil.” Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos, 15(2): 247-274.
- Simões, R.; Amaral, P. V. 2011. “Interiorização e novas centralidades urbanas: uma visão prospectiva para o Brasil.” Economia, ANPEC-Associação Nacional dos Centros de Pós-Graduação em Economia., 12(3): 553-579.
- Sobrinho, E. M. G.; Azzoni, C. R. “Aglomerações industriais relevantes do Brasil em 2010”. Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos, 9(1): 1-18.
- Souza, F. E. P. 2015. “Por que a indústria parou?” In: *Indústria e desenvolvimento produtivo no Brasil*. Rio de Janeiro: Elsevier-FGV, v. 1, cap. 1, p. 3–30.
- Squeff, G. C.; De Negri, F. 2014. “Produtividade do trabalho e mudança estrutural no Brasil nos anos 2000.” In: *Produtividade no Brasil: desempenho e determinantes*. Brasília: Ipea-IBDI, 2014. v. 1, cap. 8, p. 249–280.

A1 – Competitividade do setor de *commodities* minerais

A Figura 5 é composta por dois gráficos. O primeiro permite analisar a evolução da Taxa Efetiva Real de Câmbio (TERC), no período de jan/2007 a dez/2018. Por meio dos deflatores, o segundo demonstra o valor real (constante em dez/2018) das exportações *commodities* minerais.

O período analisado é formado por três ciclos distintos. O primeiro é marcado por uma valorização consistente dos preços relativos, que variaram em torno de uma taxa média de 0,75% a.m., entre jan/2007 e jan/2011. No período 2011-2015, há uma clara tendência de desvalorização das TERCs, que evoluiu em 1,24 % a.m., em média. A partir de 2015, a tendência é interrompida com forte instabilidade, refletida na maior variância.

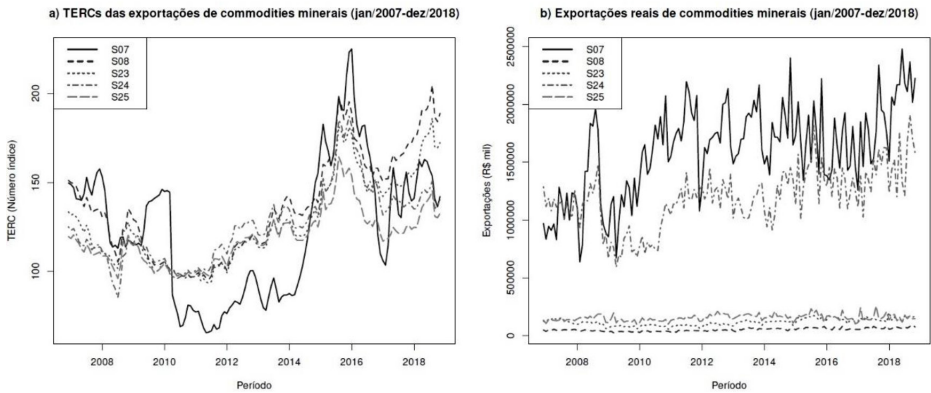


Figura 5 - TERCs e exportação do setor de *commodities* minerais (jan/2007 a dez/2018)

Fontes: (a) Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea); (b) SECEX/MDIC.

Nota: (S07) Extração de minerais metálicos, (S08) Extração de minerais não-metálicos, (S23) Fabricação de produtos de minerais não-metálicos, (S24) Metalurgia e (S25) Fabricação de produtos de metal, exceto máquinas e equipamentos. Elaborado pelo autor.

No que diz respeito a inserção comercial, notadamente, a Extração de minerais metálicos (41,7%) e Metalurgia (45,5%) são os setores mais competitivos, juntos responderam por 87,2% do total exportado pelo padrão *commodities* minerais em 2007. Em 2018, S07 aumentou sua participação para 52,4%, enquanto S24 reduziu para 38%. A competitividade dos demais setores é relativamente baixa; juntos, S08, S23 e S25, responderam por 12,8% das exportações em 2007, participação reduzida para 9,6% em 2018. A Tabela 5 mostra ainda a contribuição de *commodities* minerais para o total das exportações brasileiras.

Tabela 5 - Participação setorial (%) nas exportações de *commodities* minerais (2007-2018)

| | 2007 | 2008 | 2009 | 2010 | 2011 | 2012 | 2013 | 2014 | 2015 | 2016 | 2017 | 2018 |
|-----|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| S07 | 41.70 | 47.50 | 51.80 | 59.80 | 55.70 | 51.90 | 54.70 | 53.10 | 49.40 | 48.60 | 50.00 | 52.40 |
| S08 | 2.00 | 1.60 | 1.60 | 1.30 | 1.20 | 1.40 | 1.70 | 1.70 | 1.80 | 1.90 | 1.80 | 1.80 |
| S23 | 5.40 | 3.80 | 3.70 | 3.10 | 2.60 | 2.90 | 3.50 | 3.60 | 4.20 | 4.40 | 4.00 | 3.80 |
| S24 | 45.50 | 41.40 | 36.50 | 30.90 | 36.00 | 38.40 | 34.90 | 36.50 | 39.70 | 40.30 | 39.60 | 38.00 |
| S25 | 5.40 | 5.70 | 6.30 | 4.90 | 4.50 | 5.30 | 5.30 | 5.00 | 5.00 | 4.80 | 4.50 | 4.00 |
| CM | 20.60 | 22.10 | 19.90 | 24.70 | 26.90 | 23.20 | 23.80 | 22.20 | 19.40 | 19.00 | 20.50 | 20.00 |

Fonte: resultado da pesquisa e elaborado pelo autor.

A2 - Estatística I de Moran local

A Tabela 6 lista as 75 mesorregiões da amostra dados em painel, os coeficientes I de Moran estimados em 2007, os regimes espaciais e clusters correspondentes. As duas últimas colunas exibem a participação média percentual do VTI e exportações de *commodities* minerais, no contexto local. É possível afirmar, por exemplo, que quase a totalidade (98,11%) das exportações da região '1503' (respondeu com 19,23% das exportações nacionais), advém de *commodities* minerais. Em termos de composição produtiva, o setor contribuiu com 47,22% do VTI local.

Cabe ressaltar que, devido a circunscrição geográfica de áreas pequenas, a mesorregião 'Metropolitana de Belém' foi integrada a 'Nordeste Paraense', assim como o 'Distrito Federal' foi integrado ao 'Leste Goiano'. Na Tabela 6, estas regiões estão representadas pelos códigos '1503' e '5204', respectivamente.

Tabela 6 - Estatística I de Moran local do setor de *commodities* minerais

| Código | Mesorregião | UF | Cluster | Regime | I Moran | Prob | VTI(%) | X(%) |
|--------|---------------------------------------|----|----------|-----------|---------|-------|--------|-------|
| 1101 | Madeira-Guaporé | RO | Norte | Low-Low | 0.438 | 0.514 | 20.21 | 94.88 |
| 1102 | Leste Rondoniense | RO | Norte | Low-Low | 0.296 | 0.381 | 10.41 | 97.98 |
| 1501 | Baixo Amazonas | PA | Norte | High-Low | -0.606 | 0.017 | 83.86 | 89.73 |
| 1503 | Metropolitana Belém/Nordeste Paraense | PA | Norte | High-High | 0.214 | 0.774 | 47.22 | 98.11 |
| 1505 | Sudoeste Paraense | PA | Norte | Low-Low | -0.024 | 0.940 | 70.65 | 63.01 |
| 1506 | Sudeste Paraense | PA | Norte | High-High | 1.613 | 0.159 | 91.51 | 73.50 |
| 1601 | Norte do Amapá | AP | Norte | Low-Low | 0.036 | 0.937 | 38.88 | 70.34 |
| 1602 | Sul do Amapá | AP | Norte | Low-Low | 0.349 | 0.194 | 48.11 | 99.98 |
| 2101 | Norte Maranhense | MA | Norte | High-Low | -0.131 | 0.867 | 59.48 | 40.22 |
| 2102 | Oeste Maranhense | MA | Norte | High-High | 1.016 | 0.054 | 50.81 | 85.44 |
| 2105 | Sul Maranhense | MA | Norte | Low-High | -1.309 | 0.085 | 23.65 | 25.91 |
| 2301 | Noroeste Cearense | CE | Nordeste | Low-Low | 0.832 | 0.236 | 18.18 | 23.28 |
| 2302 | Norte Cearense | CE | Nordeste | Low-Low | 0.839 | 0.242 | 26.07 | 99.82 |
| 2305 | Jaguaribe | CE | Nordeste | Low-Low | 0.860 | 0.040 | 21.44 | 99.52 |
| 2306 | Centro Sul Cearense | CE | Nordeste | Low-Low | 1.507 | 0.173 | 17.95 | 99.65 |
| 2401 | Oeste Potiguar | RN | Nordeste | High-Low | -0.031 | 0.528 | 21.93 | 98.69 |
| 2402 | Central Potiguar | RN | Nordeste | Low-Low | 0.289 | 0.168 | 25.23 | 98.58 |
| 2403 | Agreste Potiguar | RN | Nordeste | Low-Low | 1.263 | 0.340 | 22.13 | 96.35 |
| 2501 | Sertão Paraibano | PB | Nordeste | Low-Low | 1.393 | 0.106 | 18.78 | 91.42 |
| 2502 | Borborema | PB | Nordeste | Low-Low | 1.139 | 0.088 | 79.14 | 89.15 |
| 2601 | Sertão Pernambucano | PE | Nordeste | Low-Low | 0.542 | 0.035 | 68.20 | 84.17 |

| | | | | | | | | |
|------|----------------------------------|----|----------|-----------|--------|-------|-------|-------|
| 2801 | Sertão Sergipano | SE | Nordeste | Low-Low | 2.072 | 0.172 | 12.70 | 21.35 |
| 2901 | Extremo Oeste Baiano | BA | Nordeste | Low-Low | 1.679 | 0.032 | 10.22 | 76.37 |
| 2904 | Nordeste Baiano | BA | Nordeste | Low-Low | 1.146 | 0.014 | 17.55 | 32.86 |
| 3101 | Noroeste de Minas | MG | Sudeste | High-High | 0.261 | 0.438 | 52.92 | 81.63 |
| 3102 | Norte de Minas | MG | Sudeste | High-High | 0.186 | 0.700 | 49.11 | 88.40 |
| 3103 | Jequitinhonha | MG | Sudeste | Low-Low | 0.172 | 0.589 | 68.08 | 47.78 |
| 3104 | Vale do Mucuri | MG | Sudeste | Low-Low | 0.273 | 0.767 | 16.16 | 96.92 |
| 3105 | Triângulo Mineiro/Alto Paranaíba | MG | Sudeste | High-High | 0.754 | 0.106 | 19.76 | 74.56 |
| 3106 | Central Mineira | MG | Sudeste | High-High | 0.039 | 0.178 | 20.00 | 74.89 |
| 3107 | Metropolitana de Belo Horizonte | MG | Sudeste | High-High | 3.284 | 0.040 | 59.48 | 93.46 |
| 3108 | Vale do Rio Doce | MG | Sudeste | High-High | 1.910 | 0.068 | 72.23 | 91.08 |
| 3109 | Oeste de Minas | MG | Sudeste | High-High | 1.464 | 0.076 | 46.35 | 74.68 |
| 3110 | Sul/Sudoeste de Minas | MG | Sudeste | High-High | 1.314 | 0.063 | 18.91 | 59.23 |
| 3112 | Zona da Mata | MG | Sudeste | High-High | 0.541 | 0.233 | 21.81 | 56.73 |
| 3201 | Noroeste Espírito-santense | ES | Sudeste | High-Low | -0.056 | 0.342 | 53.29 | 79.94 |
| 3202 | Litoral Norte Espírito-santense | ES | Sudeste | High-High | 0.117 | 0.149 | 8.34 | 16.55 |
| 3203 | Central Espírito-santense | ES | Sudeste | High-High | 0.647 | 0.604 | 63.44 | 44.22 |
| 3204 | Sul Espírito-santense | ES | Sudeste | High-High | 0.560 | 0.144 | 70.29 | 89.74 |
| 3301 | Noroeste Fluminense | RJ | Sudeste | Low-High | -0.068 | 0.889 | 27.92 | 87.68 |
| 3302 | Norte Fluminense | RJ | Sudeste | High-Low | -0.004 | 0.952 | 11.27 | 80.19 |
| 3303 | Centro Fluminense | RJ | Sudeste | High-Low | -0.066 | 0.445 | 27.16 | 97.59 |
| 3304 | Baixadas | RJ | Sudeste | Low-Low | 0.115 | 0.710 | 18.78 | 99.37 |
| 3305 | Sul Fluminense | RJ | Sudeste | High-High | 0.595 | 0.558 | 45.60 | 99.17 |
| 3501 | São José do Rio Preto | SP | Sudeste | High-Low | -0.212 | 0.686 | 26.55 | 89.01 |
| 3502 | Ribeirão Preto | SP | Sudeste | High-High | 1.205 | 0.103 | 17.75 | 73.00 |
| 3503 | Araçatuba | SP | Sudeste | Low-High | -0.009 | 0.879 | 22.82 | 96.85 |
| 3506 | Piracicaba | SP | Sudeste | High-High | 1.196 | 0.162 | 16.78 | 97.06 |
| 3507 | Campinas | SP | Sudeste | High-High | 1.252 | 0.225 | 11.25 | 89.54 |
| 3508 | Presidente Prudente | SP | Sudeste | Low-Low | 0.003 | 0.677 | 3.86 | 97.78 |
| 3509 | Marília | SP | Sudeste | Low-Low | 0.145 | 0.674 | 9.29 | 92.53 |
| 3510 | Assis | SP | Sudeste | Low-Low | 0.082 | 0.523 | 7.64 | 90.66 |
| 3511 | Itapetininga | SP | Sudeste | High-High | 0.558 | 0.050 | 15.19 | 93.20 |
| 4101 | Noroeste Paranaense | PR | Sudeste | Low-High | -0.078 | 0.757 | 3.41 | 98.26 |
| 4103 | Norte Central Paranaense | PR | Sudeste | High-Low | -0.132 | 0.688 | 6.79 | 97.54 |
| 4104 | Norte Pioneiro Paranaense | PR | Sudeste | Low-Low | 0.136 | 0.622 | 8.19 | 92.25 |
| 4105 | Centro Oriental Paranaense | PR | Sudeste | High-High | 0.024 | 0.280 | 8.09 | 95.26 |
| 4106 | Oeste Paranaense | PR | Sudeste | Low-Low | 0.015 | 0.804 | 6.80 | 89.62 |
| 4201 | Oeste Catarinense | SC | Sul | Low-Low | 0.000 | 0.762 | 4.84 | 98.68 |
| 4202 | Norte Catarinense | SC | Sul | High-High | 0.387 | 0.592 | 21.57 | 61.29 |
| 4203 | Serrana | SC | Sul | Low-High | -0.169 | 0.786 | 24.77 | 92.18 |

| | | | | | | | |
|---|----|---------|-----------|--------|-------|-------|-------|
| 4206 Sul Catarinense | SC | Sul | High-High | 0.871 | 0.072 | 22.17 | 85.54 |
| 4301 Noroeste Rio-grandense | RS | Sul | High-High | 0.228 | 0.421 | 12.53 | 84.20 |
| 4302 Nordeste Rio-grandense | RS | Sul | High-High | 1.012 | 0.193 | 16.17 | 80.57 |
| 4305 Metropolitana de Porto Alegre | RS | Sul | High-High | 1.065 | 0.261 | 11.79 | 99.50 |
| 4306 Sudoeste Rio-grandense | RS | Sul | Low-High | -0.086 | 0.944 | 13.75 | 87.44 |
| 4307 Sudeste Rio-grandense | RS | Sul | Low-High | -0.342 | 0.076 | 10.63 | 83.76 |
| 5001 Pantanaís Sul Mato-grandense | MS | Sudeste | High-Low | -0.009 | 0.428 | 77.54 | 98.77 |
| 5002 Centro Norte de Mato Grosso do Sul | MS | Sudeste | Low-Low | 0.259 | 0.525 | 10.26 | 92.51 |
| 5003 Leste de Mato Grosso do Sul | MS | Sudeste | Low-Low | 0.026 | 0.938 | 9.50 | 85.36 |
| 5101 Norte Mato | MT | Norte | Low-Low | 0.223 | 0.188 | 7.16 | 98.21 |
| 5102 Nordeste Mato-grandense | MT | Norte | Low-High | -0.420 | 0.680 | 9.15 | 52.34 |
| 5201 Noroeste Goiano | GO | Sudeste | Low-High | -0.005 | 0.546 | 24.61 | 87.35 |
| 5204 Leste Goiano e DF | GO | Sudeste | High-High | 0.087 | 0.734 | 20.06 | 96.36 |
| 5205 Sul Goiano | GO | Sudeste | High-High | 0.341 | 0.432 | 11.30 | 93.73 |

Fonte: resultado da pesquisa e elaborado pelo autor.

A3 - Testes econométricos SUR espacial

Nas Tabelas 7, 9 e 11, a variável dependente é o logaritmo do valor da transformação industrial.

Tabela 7 – Coeficientes do sistema SUR-SIM estimados por ML (2007-2018)

| Coef. | 2007 | 2008 | 2009 | 2010 | 2011 | 2012 | 2013 | 2014 | 2015 | 2016 | 2017 | 2018 |
|-----------------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| const | 1.587 | 1.690 | 0.865 | 3.105 | 1.954 | 2.057 | 2.107 | 1.747 | 2.333 | 2.547 | 2.526 | 1.957 |
| sd | 0.290 | 0.317 | 0.373 | 0.355 | 0.277 | 0.298 | 0.238 | 0.280 | 0.287 | 0.299 | 0.280 | 0.322 |
| Ln <i>TMP</i> | 0.459 | 0.523 | 0.591 | 0.076 | -0.081 | 0.162 | -0.085 | 0.255 | -0.090 | -0.056 | 0.305 | 0.179 |
| sd | 0.075 | 0.081 | 0.090 | 0.021 | 0.066 | 0.054 | 0.059 | 0.053 | 0.065 | 0.056 | 0.050 | 0.067 |
| Ln <i>CMP</i> | 0.744 | 0.730 | 0.763 | 0.753 | 0.866 | 0.802 | 0.852 | 0.802 | 0.825 | 0.816 | 0.728 | 0.796 |
| sd | 0.021 | 0.021 | 0.028 | 0.029 | 0.023 | 0.022 | 0.020 | 0.018 | 0.019 | 0.019 | 0.020 | 0.024 |
| Ln <i>X</i> | 0.025 | 0.016 | 0.033 | 0.005 | 0.018 | 0.015 | 0.023 | 0.015 | 0.031 | 0.015 | 0.015 | 0.013 |
| sd | 0.013 | 0.016 | 0.018 | 0.016 | 0.011 | 0.009 | 0.011 | 0.009 | 0.011 | 0.011 | 0.009 | 0.009 |
| <i>M</i> | 0.060 | 0.083 | 0.069 | 0.124 | 0.089 | 0.134 | 0.085 | 0.108 | 0.069 | 0.125 | 0.139 | 0.137 |
| sd | 0.027 | 0.033 | 0.036 | 0.040 | 0.025 | 0.035 | 0.024 | 0.032 | 0.025 | 0.035 | 0.035 | 0.037 |
| R ² -ajust | 0.952 | 0.940 | 0.922 | 0.886 | 0.952 | 0.900 | 0.963 | 0.935 | 0.957 | 0.924 | 0.917 | 0.910 |
| Moran I | 0.257 | 0.201 | -0.152 | 0.302 | 0.243 | 0.023 | 0.360 | 0.117 | 0.409 | 0.254 | 0.285 | 0.231 |
| E(I) | -0.014 | -0.014 | -0.014 | -0.014 | -0.014 | -0.014 | -0.014 | -0.014 | -0.014 | -0.014 | -0.014 | -0.014 |
| Var(I) | 0.010 | 0.010 | 0.010 | 0.010 | 0.009 | 0.010 | 0.010 | 0.010 | 0.010 | 0.010 | 0.010 | 0.010 |

Fonte: resultado da pesquisa e elaborado pelo autor.

Tabela 8 – Matriz de variância-covariância do SUR-SIM (2007-2018)

| | σ_1 | σ_2 | σ_3 | σ_4 | σ_5 | σ_6 | σ_7 | σ_8 | σ_9 | σ_{10} | σ_{11} | σ_{12} |
|---------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|---------------|---------------|---------------|
| σ_1 | 0.172 | 0.157 | 0.157 | 0.144 | 0.065 | 0.134 | 0.089 | 0.135 | 0.111 | 0.121 | 0.142 | 0.138 |
| σ_2 | 0.157 | 0.254 | 0.216 | 0.208 | 0.091 | 0.209 | 0.088 | 0.182 | 0.093 | 0.168 | 0.191 | 0.201 |
| σ_3 | 0.157 | 0.216 | 0.294 | 0.192 | 0.089 | 0.222 | 0.087 | 0.196 | 0.091 | 0.164 | 0.183 | 0.192 |
| σ_4 | 0.144 | 0.208 | 0.192 | 0.372 | 0.052 | 0.245 | 0.041 | 0.190 | 0.090 | 0.235 | 0.270 | 0.255 |
| σ_5 | 0.065 | 0.091 | 0.089 | 0.052 | 0.142 | 0.085 | 0.114 | 0.073 | 0.076 | 0.060 | 0.043 | 0.060 |
| σ_6 | 0.134 | 0.209 | 0.222 | 0.245 | 0.085 | 0.294 | 0.088 | 0.243 | 0.087 | 0.251 | 0.233 | 0.271 |
| σ_7 | 0.089 | 0.088 | 0.087 | 0.041 | 0.114 | 0.088 | 0.133 | 0.097 | 0.108 | 0.089 | 0.069 | 0.088 |
| σ_8 | 0.135 | 0.182 | 0.196 | 0.190 | 0.073 | 0.243 | 0.097 | 0.234 | 0.106 | 0.224 | 0.208 | 0.243 |
| σ_9 | 0.111 | 0.093 | 0.091 | 0.090 | 0.076 | 0.087 | 0.108 | 0.106 | 0.140 | 0.124 | 0.122 | 0.115 |
| σ_{10} | 0.121 | 0.168 | 0.164 | 0.235 | 0.060 | 0.251 | 0.089 | 0.224 | 0.124 | 0.286 | 0.257 | 0.280 |
| σ_{11} | 0.142 | 0.191 | 0.183 | 0.270 | 0.043 | 0.233 | 0.069 | 0.208 | 0.122 | 0.257 | 0.284 | 0.274 |
| σ_{12} | 0.138 | 0.201 | 0.192 | 0.255 | 0.060 | 0.271 | 0.088 | 0.243 | 0.115 | 0.280 | 0.274 | 0.330 |

Fonte: resultado da pesquisa e elaborado pelo autor.

Tabela 9 – Coeficientes do SUR-SEM estimados por ML (2007-2018)

| Coef. | 2007 | 2008 | 2009 | 2010 | 2011 | 2012 | 2013 | 2014 | 2015 | 2016 | 2017 | 2018 |
|-----------------------|-------|-------|--------|--------|--------|-------|--------|-------|--------|--------|-------|-------|
| const | 1.702 | 1.677 | 0.884 | 2.882 | 2.077 | 1.962 | 2.047 | 1.701 | 2.292 | 2.247 | 2.363 | 1.520 |
| sd | 0.299 | 0.328 | 0.336 | 0.373 | 0.272 | 0.304 | 0.227 | 0.279 | 0.271 | 0.300 | 0.288 | 0.324 |
| Ln <i>TMP</i> | 0.360 | 0.422 | 0.453 | 0.058 | -0.122 | 0.099 | -0.077 | 0.179 | -0.082 | -0.050 | 0.265 | 0.255 |
| sd | 0.073 | 0.079 | 0.087 | 0.018 | 0.064 | 0.054 | 0.056 | 0.053 | 0.061 | 0.055 | 0.052 | 0.065 |
| Ln <i>CMP</i> | 0.771 | 0.764 | 0.801 | 0.786 | 0.867 | 0.829 | 0.855 | 0.830 | 0.830 | 0.841 | 0.756 | 0.812 |
| sd | 0.023 | 0.023 | 0.025 | 0.029 | 0.023 | 0.022 | 0.019 | 0.018 | 0.019 | 0.019 | 0.021 | 0.024 |
| Ln <i>X</i> | 0.015 | 0.010 | 0.032 | -0.005 | 0.019 | 0.013 | 0.023 | 0.011 | 0.026 | 0.012 | 0.011 | 0.012 |
| sd | 0.013 | 0.015 | 0.017 | 0.015 | 0.011 | 0.009 | 0.010 | 0.009 | 0.009 | 0.010 | 0.009 | 0.008 |
| <i>M</i> | 0.049 | 0.058 | 0.046 | 0.098 | 0.084 | 0.113 | 0.077 | 0.092 | 0.058 | 0.096 | 0.110 | 0.106 |
| sd | 0.024 | 0.029 | 0.032 | 0.034 | 0.023 | 0.032 | 0.022 | 0.028 | 0.021 | 0.030 | 0.030 | 0.033 |
| λ | 0.293 | 0.277 | -0.094 | 0.348 | 0.103 | 0.179 | 0.135 | 0.201 | 0.352 | 0.347 | 0.266 | 0.281 |
| sd | 0.069 | 0.067 | 0.084 | 0.062 | 0.076 | 0.053 | 0.065 | 0.057 | 0.057 | 0.052 | 0.053 | 0.058 |
| R ² -ajust | 0.956 | 0.943 | 0.923 | 0.903 | 0.954 | 0.899 | 0.967 | 0.937 | 0.966 | 0.935 | 0.925 | 0.917 |

Fonte: resultado da pesquisa e elaborado pelo autor.

Tabela 10 – Matriz de variância-covariância do SUR-SEM (2007-2018)

| | σ_1 | σ_2 | σ_3 | σ_4 | σ_5 | σ_6 | σ_7 | σ_8 | σ_9 | σ_{10} | σ_{11} | σ_{12} |
|---------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|---------------|---------------|---------------|
| σ_1 | 0.158 | 0.144 | 0.154 | 0.138 | 0.061 | 0.128 | 0.075 | 0.123 | 0.088 | 0.099 | 0.129 | 0.121 |
| σ_2 | 0.144 | 0.236 | 0.210 | 0.202 | 0.085 | 0.197 | 0.070 | 0.166 | 0.067 | 0.139 | 0.172 | 0.179 |
| σ_3 | 0.154 | 0.210 | 0.286 | 0.192 | 0.084 | 0.221 | 0.081 | 0.193 | 0.080 | 0.157 | 0.180 | 0.198 |
| σ_4 | 0.138 | 0.202 | 0.192 | 0.316 | 0.069 | 0.237 | 0.042 | 0.187 | 0.071 | 0.194 | 0.229 | 0.219 |
| σ_5 | 0.061 | 0.085 | 0.084 | 0.069 | 0.137 | 0.085 | 0.105 | 0.069 | 0.067 | 0.059 | 0.047 | 0.063 |
| σ_6 | 0.128 | 0.197 | 0.221 | 0.237 | 0.085 | 0.297 | 0.080 | 0.242 | 0.074 | 0.234 | 0.221 | 0.265 |
| σ_7 | 0.075 | 0.070 | 0.081 | 0.042 | 0.105 | 0.080 | 0.121 | 0.085 | 0.091 | 0.076 | 0.064 | 0.082 |
| σ_8 | 0.123 | 0.166 | 0.193 | 0.187 | 0.069 | 0.242 | 0.085 | 0.226 | 0.086 | 0.205 | 0.198 | 0.233 |
| σ_9 | 0.088 | 0.067 | 0.080 | 0.071 | 0.067 | 0.074 | 0.091 | 0.086 | 0.110 | 0.098 | 0.105 | 0.097 |
| σ_{10} | 0.099 | 0.139 | 0.157 | 0.194 | 0.059 | 0.234 | 0.076 | 0.205 | 0.098 | 0.246 | 0.224 | 0.250 |
| σ_{11} | 0.129 | 0.172 | 0.180 | 0.229 | 0.047 | 0.221 | 0.064 | 0.198 | 0.105 | 0.224 | 0.257 | 0.249 |
| σ_{12} | 0.121 | 0.179 | 0.198 | 0.219 | 0.063 | 0.265 | 0.082 | 0.233 | 0.097 | 0.250 | 0.249 | 0.304 |

R^2 -pooled = 0,936, LL = 71,37.

Fonte: resultado da pesquisa e elaborado pelo autor.

Tabela 11 – Coeficientes do SUR-SLM estimados por ML (2007-2018)

| Coef. | 2007 | 2008 | 2009 | 2010 | 2011 | 2012 | 2013 | 2014 | 2015 | 2016 | 2017 | 2018 |
|-----------------------|-------|-------|--------|-------|--------|-------|--------|-------|--------|--------|-------|-------|
| const | 1.112 | 1.321 | 0.946 | 2.396 | 1.963 | 2.015 | 1.936 | 1.611 | 1.717 | 2.051 | 1.909 | 1.504 |
| sd | 0.373 | 0.414 | 0.465 | 0.483 | 0.390 | 0.409 | 0.350 | 0.380 | 0.377 | 0.412 | 0.405 | 0.436 |
| Ln TMP | 0.456 | 0.535 | 0.536 | 0.081 | -0.093 | 0.141 | -0.070 | 0.239 | -0.096 | -0.074 | 0.246 | 0.312 |
| sd | 0.074 | 0.082 | 0.090 | 0.020 | 0.068 | 0.053 | 0.060 | 0.052 | 0.063 | 0.055 | 0.048 | 0.065 |
| Ln CMP | 0.724 | 0.717 | 0.784 | 0.726 | 0.858 | 0.809 | 0.841 | 0.806 | 0.801 | 0.808 | 0.721 | 0.769 |
| sd | 0.024 | 0.025 | 0.031 | 0.032 | 0.026 | 0.023 | 0.022 | 0.019 | 0.021 | 0.020 | 0.021 | 0.026 |
| Ln X | 0.017 | 0.009 | 0.033 | 0.000 | 0.016 | 0.013 | 0.021 | 0.012 | 0.030 | 0.011 | 0.013 | 0.012 |
| sd | 0.013 | 0.016 | 0.018 | 0.016 | 0.011 | 0.009 | 0.011 | 0.009 | 0.010 | 0.011 | 0.009 | 0.008 |
| M | 0.061 | 0.083 | 0.068 | 0.121 | 0.092 | 0.134 | 0.086 | 0.109 | 0.071 | 0.126 | 0.141 | 0.137 |
| sd | 0.027 | 0.033 | 0.035 | 0.040 | 0.025 | 0.035 | 0.024 | 0.032 | 0.024 | 0.035 | 0.035 | 0.038 |
| ρ | 0.065 | 0.045 | -0.013 | 0.084 | 0.012 | 0.004 | 0.021 | 0.014 | 0.074 | 0.054 | 0.072 | 0.029 |
| sd | 0.030 | 0.032 | 0.038 | 0.041 | 0.031 | 0.031 | 0.025 | 0.026 | 0.027 | 0.029 | 0.030 | 0.032 |
| R ² -ajust | 0.953 | 0.940 | 0.922 | 0.887 | 0.952 | 0.899 | 0.964 | 0.935 | 0.959 | 0.923 | 0.916 | 0.905 |

Fonte: resultado da pesquisa e elaborado pelo autor.

Tabela 12 – Matriz de variância-covariância do SUR-SLM (2007-2018)

| | σ_1 | σ_2 | σ_3 | σ_4 | σ_5 | σ_6 | σ_7 | σ_8 | σ_9 | σ_{10} | σ_{11} | σ_{12} |
|---------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|---------------|---------------|---------------|
| σ_1 | 0.167 | 0.155 | 0.159 | 0.145 | 0.065 | 0.137 | 0.086 | 0.135 | 0.104 | 0.119 | 0.141 | 0.144 |
| σ_2 | 0.155 | 0.252 | 0.216 | 0.207 | 0.090 | 0.210 | 0.083 | 0.181 | 0.086 | 0.165 | 0.188 | 0.207 |
| σ_3 | 0.159 | 0.216 | 0.290 | 0.198 | 0.088 | 0.220 | 0.087 | 0.194 | 0.088 | 0.163 | 0.182 | 0.206 |
| σ_4 | 0.145 | 0.207 | 0.198 | 0.368 | 0.056 | 0.250 | 0.040 | 0.195 | 0.089 | 0.236 | 0.273 | 0.257 |
| σ_5 | 0.065 | 0.090 | 0.088 | 0.056 | 0.142 | 0.086 | 0.113 | 0.073 | 0.072 | 0.059 | 0.043 | 0.063 |
| σ_6 | 0.137 | 0.210 | 0.220 | 0.250 | 0.086 | 0.295 | 0.088 | 0.244 | 0.088 | 0.253 | 0.235 | 0.283 |
| σ_7 | 0.086 | 0.083 | 0.087 | 0.040 | 0.113 | 0.088 | 0.131 | 0.097 | 0.103 | 0.086 | 0.067 | 0.091 |
| σ_8 | 0.135 | 0.181 | 0.194 | 0.195 | 0.073 | 0.244 | 0.097 | 0.234 | 0.104 | 0.225 | 0.210 | 0.253 |
| σ_9 | 0.104 | 0.086 | 0.088 | 0.089 | 0.072 | 0.088 | 0.103 | 0.104 | 0.132 | 0.122 | 0.121 | 0.117 |
| σ_{10} | 0.119 | 0.165 | 0.163 | 0.236 | 0.059 | 0.253 | 0.086 | 0.225 | 0.122 | 0.287 | 0.258 | 0.288 |
| σ_{11} | 0.141 | 0.188 | 0.182 | 0.273 | 0.043 | 0.235 | 0.067 | 0.210 | 0.121 | 0.258 | 0.286 | 0.281 |
| σ_{12} | 0.144 | 0.207 | 0.206 | 0.257 | 0.063 | 0.283 | 0.091 | 0.253 | 0.117 | 0.288 | 0.281 | 0.346 |

$R^2\text{-pooled} = 0,930$, $LL = 49,43$.

Fonte: resultado da pesquisa e elaborado pelo autor.

CONFLITO DE INTERESSE

Os autores declaram não terem quaisquer conflitos de interesse.

EDITOR-CHEFE

Dante Mendes Aldrighi  <https://orcid.org/0000-0003-2285-5694>

Professor - Department of Economics University of São Paulo (USP)