

Impactos Regionais da Reestruturação Produtiva no Brasil Pós-Crise 2008: uma análise dinâmica *shift-share* integrada com SUR espacial.

André Luiz Ferreira e Silva¹ 

¹Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada da Universidade Federal do Pará (PPGE/UFGPA).
E-mail: alufpa@gmail.com

RESUMO

Diante da iminente perda de dinamismo que abateu a indústria brasileira pós- crise 2008, o artigo avalia como a produtividade regional por trabalhador tem reagido a mudanças na composição industrial e fatores específicos da competitividade regional. Para tanto, apresenta-se um método inovador que incorpora decomposição *shift-share* multissetorial a regressões SUR. Os resultados revelaram que mudanças tecnológicas induzidas pelo mix-industrial não foram significativas o suficiente para reduzir as disparidades regionais, no período 2007 a 2018. A ausência de dinamismo abriu espaço para ganhos de produtividade formados por fatores específicos, relacionados a vantagens naturais, principalmente.

PALAVRAS-CHAVE

Produtividade regional por trabalhador, Análise *shift-share*, *Seemingly Unrelated Regressions* (SUR)

Regional Impacts of Productive Restructuring in Brazil Post-Crisis 2008: A dynamic *shift-share* analysis integrated with spatial SUR.

ABSTRACT

Faced with the imminent loss of dynamism that hit Brazilian industry after the 2008 crisis, the article assesses how regional productivity per worker has reacted to changes in industrial composition and to specific factors of regional competitiveness. To this end, an innovative method is presented that incorporates multisectoral *shift-share* decomposition to SUR regressions. The results revealed that technological changes induced by the industry-mix were not significant enough to reduce regional disparities, from 2007 to 2018. The absence of dynamism made room for productivity gains formed by specific factors, mainly related to natural advantages.

KEYWORDS

Regional productivity per worker, Shift-Share Analysis, *Seemingly Unrelated Regressions* (SUR)

CLASSIFICAÇÃO JEL

R11, R12

1. Introdução

Uma questão relevante que tem causado preocupação entre economistas é a flagrante perda de dinamismo que abateu a indústria brasileira após a crise financeira de 2008. Apesar de alguns estudos apontarem para uma desaceleração do ritmo de crescimento da produtividade do trabalho em setores importantes da indústria de transformação no pós-crise, em comparação aos anos iniciais da década 2000 (De Negri e Cavalcante, 2014; Squeff e De Negri, 2014), a expansão de setores intensivos em recursos naturais indica que o agravamento da heterogeneidade estrutural constitui fator de forte restrição para o crescimento potencial de longo prazo.

A falta de competitividade da indústria brasileira sempre foi um problema crônico que se arrasta por décadas. Apesar disso, durante o ciclo de crescimento recente sustentado pela demanda, setores importantes da indústria de transformação, mesmo apresentando dificuldade de inserção competitiva nas cadeias globais de valor, ainda conseguiram crescer a taxa de 2,8% a.a., entre 2004 e 2010 (Ferraz et al., 2015; Souza, 2015). Mas a desaceleração da renda real no mercado interno e a deterioração dos termos de troca a partir de 2011 (Bastos e Ferreira, 2016) têm comprometido o desempenho dos fabricantes de máquinas e equipamentos e dos produtores de bens de consumo duráveis.

No mercado internacional, mesmo diante de rumores acerca de uma possível desaceleração (*hard landing*) da economia chinesa a partir de 2013, repercutida nos preços internacionais e decretando o fim do superciclo de *commodities* (Manzi, 2016; Corsi et al., 2019), não há evidência suficiente que sinalize uma desaceleração no processo de reprimarização da indústria brasileira; ao contrário, os sinais demonstram que a estagnação produtiva e a forte heterogeneidade estrutural decorrem do rápido crescimento de atividades localizadas e especializadas em *commodities* agrícolas, minerais e energéticas (Monteiro Neto e Silva, 2018; Silva e Diniz, 2020).

Dados da PIA-Empresa do IBGE reforçam esta hipótese mostrando que as contribuições dos setores da Indústria Extrativa – segundo divisões (2 dígitos) da CANE 2.0 (Classificação Nacional de Atividades Econômicas) – que eram de 7,6% e 2,0% em 2008, na formação do Valor da Transformação Industrial (VTI) e População Ocupada (PO), subiram para 11,8% e 2,6% em 2018, respectivamente. Essas mudanças alteraram a produtividade por trabalhador, que cresceu em torno de 7,1% a.a., dentro do setor. Em contraste, o fraco desempenho da produção de bens de capital e consumo duráveis foi determinante para a manutenção de um quadro de estagnação produtiva que tem afetado a indústria de transformação brasileira.¹

Em face ao protagonismo das atividades extrativas, postula-se que o rápido crescimento de regiões especializadas, além de impor uma forte restrição para o desenvolvimento baseado na diversificação industrial, contribua para reforçar as dispari-

¹A Tabela 1 traz uma visão generalizada sobre o desempenho produtivo da indústria brasileira no período 2007-2018.

dades regionais. O mecanismo de transição seria compatível com um processo de transformação regressiva, em que recursos vão sendo mobilizados para o atender necessidades de setores de alta performance, intensivos em recursos naturais. Como demonstram estudos recentes, a reprimarização da indústria brasileira tem contribuído para reforçar a concentração geográfica desse tipo de atividade (Monteiro Neto e Silva, 2018; Silva e Diniz, 2020; Ferreira e Diniz, 2021). Nesse sentido, a hipótese que norteia o estudo é oposta ao mecanismo clássico de industrialização, em que mudanças estruturais seriam mediadas pelo progresso técnico (Kaldor, 1961; Kuznets, 1973).

Isto posto, dado que indústrias intensivas em recursos naturais passaram a ocupar papel de destaque na composição estrutural da indústria brasileira a partir da crise financeira em 2008, o presente estudo foca no problema da desindustrialização e seus impactos regionais. Mais especificamente, investiga-se como a produtividade regional por trabalhador tem reagido a mudanças na composição industrial e a fatores específicos da competitividade regional, no período de 2007 a 2018. Embora configurem economias de custos, importantes para a competitividade de firmas exportadoras de *commodities*, tais fatores seriam prejudiciais ao desenvolvimento econômico, à medida que concorrem para um quadro de persistente disparidade regional.

A relação entre mudança estrutural, ganhos de produtividade e seus impactos regionais, é tema pouco explorado no Brasil. Estudos que avançaram, empregaram método *shift-share* para decompor a taxa de crescimento da produtividade por trabalhador (Galeano e Feijó, 2013; Galeano e Wanderley, 2013). Este artigo contribui apresentando um método *shift-share* multissetorial de mudanças (quase) contínuas na produtividade da indústria regional, que podem ser agregadas por meio de um sistema de ponderação espaço-temporal. O método inovador, além de oferecer maior controle sobre a heterogeneidade espacial, foi idealizado visando superar o problema da análise comparativa, restrita a dois períodos, típico em estudos regionais.

Da decomposição *shift-share*, dois modelos são extraídos. O primeiro assemelha-se à versão clássica de Dunn Jr (1960), em que o diferencial de produtividade regional resulta do *trade-off* existente o *efeito mix-industrial* e o *competitividade regional*. O segundo substitui este último, pelo *efeito competitividade vizinhança*. Na ótica de Nazara e Hewings (2004), Mayor e López (2008) e Espa et al. (2014), o modelo *shift-share* espacial é uma variação interessante porque oferece uma análise alternativa do desempenho conjunto das atividades nas vizinhanças.

Para responder à questão central – qual componente *shift-share* tem exercido maior influência sobre as disparidades regionais?, regressões SUR (*Seemingly Unrelated Regressions*) foram especificadas, sob hipóteses do modelo *shift-share* clássico e espacial. O SUR é um caso particular de dados em painel, porém diferencia-se dos modelos convencionais (efeitos fixos e efeitos aleatórios), por adotar mecanismo controle não paramétrico para os efeitos da dinâmica intertemporal. Considerando parâmetros homogêneos no espaço, inicia-se pelo SUR-SIM, cujo mecanismo controla unicamente a

autocorrelação serial. Caso a autocorrelação espacial seja um problema, especifica-se alternativamente o SUR-SEM desenvolvido por Anselin (1988, p. 139) e recentemente implementado por Le Gallo e Kamarianakis (2011).

Ressalta-se que o método não é capaz de identificar as causas das mudanças estruturais, mas é robusto para rastrear efeitos marginais de curto prazo, estimados na forma de coeficientes variáveis (elasticidades) entre 2008-2018. Este período também foi limitado pela disponibilidade de dados regionalizados da PIA-Empresa/IBGE, pois a nova série iniciada em 2007, com dados agregados em nível das divisões (2 dígitos) da CNAE 2.0, é mais abrangente e compatível com o Sistema de Contas Nacionais.

Além desta introdução, o artigo foi organizado da seguinte forma, a seção 2 apresenta o método de decomposição *shift-share* e a especificação dos modelos SUR. Os resultados foram organizados em três seções: (3.1) analisa-se, primeiramente, a grandeza da reestruturação produtiva pós- crise 2008; (3.2) depois, os resultados do modelo *shift-share* clássico e espacial; (3.3) e finalmente os resultados estimados pelo SUR. Por fim, a seção 4 apresenta as conclusões do estudo.

2. Aspectos metodológicos

2.1 Decomposição *shift-share* da produtividade regional

Shift-share é um método bastante empregado na decomposição do crescimento regional; visa basicamente descrever o crescimento nos termos da estrutura produtiva regional (Simões, 2005). Registros mostram que a primeira versão foi desenvolvida por Dunn Jr (1960). Desde então, outras abordagens surgiram, a maioria modificada ou aperfeiçoada em razão de críticas recebidas, que, de certo modo, contribuíram para a construção de uma vasta literatura especializada sobre o tema.

Baseado no crescimento diferencial do emprego em regiões dos Estados Unidos, Dunn Jr (1960) propôs isolar a proporção do crescimento explicado por fatores específicos, daquilo que chamou efeito mudança estrutural. Este último seria importante, à medida que setores intensivos em tecnologia passaram apresentar elevadas taxas de crescimento. Então, na concepção do autor, a mudança estrutural estaria mais relacionada à crescente participação de setores dinâmicos na composição produtiva regional, enquanto fatores específicos seriam elementos externos à transformação produtiva, como dotação de recursos naturais, diferencial de custos de transporte, incentivos fiscais, entre outros fatores (Simões, 2005).

Uma questão que causava preocupação, era como isolar dois efeitos que naturalmente são correlacionados. Em razão disso, Stilwell (1969) aprimorou a base de ponderação do modelo clássico, aumentando a precisão da componente estrutural. Ao incorporar uma variável homotética², Esteban-Marquillas (1972), além de suavizar a

²Capta a performance de um setor j , localizado na região i , caso a estrutura produtiva regional fosse igual à do país.

influência da componente estrutural sobre a regional, introduziu um efeito alocação, que capta a influência de regiões especializadas. Visando demonstrar que o crescimento é endógeno, Arcelus (1984) propôs uma interpretação regional para o mix industrial. Barff e Knight III (1988) propuseram uma análise dinâmica, com taxas variando quase continuamente no tempo.

Para decompor o crescimento da produtividade regional, o primeiro modelo estrutural se baseia na versão clássica de Dunn Jr (1960). Seja E_{ij} o estoque de emprego (população ocupada) da indústria $j = 1, \dots, J$, localizada na região $i = 1, \dots, N$, e Q_{ij} o Valor da Transformação Industrial (VTI), medido a preços constantes no final de 2018³, então a produtividade da indústria regional é dada por:

$$P_{ij} = \frac{Q_{ij}}{E_{ij}}. \quad (1)$$

Trata-se de uma medida de produtividade por trabalhador, observada em nível da indústria j , localizada em i . Ela permite comparar o desempenho de firmas que integram mesma atividade, ainda que estejam em regiões diferentes. Embora quantificada em termos reais, o problema da heterogeneidade estrutural restringe comparações intersetoriais.

Com base em (1), é possível obter indicadores agregados.

$$P_i = \sum_j s_{ij} \cdot P_{ij}, \quad s_{ij} = \frac{E_{ij}}{\sum_j E_{ij}} \text{ e } \sum_j s_{ij} = 1. \quad (2)$$

$$P_j = \sum_i e_{ij} \cdot P_{ij}, \quad e_{ij} = \frac{E_{ij}}{\sum_i E_{ij}} \text{ e } \sum_i e_{ij} = 1. \quad (3)$$

$$P = \sum_j z_j \cdot P_j, \quad z_j = \frac{\sum_i E_{ij}}{\sum_i \sum_j E_{ij}} \text{ e } \sum_j z_j = 1. \quad (4)$$

Dado o *share* do emprego, s_{ij} , a equação (2) mede o desempenho da industrial regional, é uma soma ponderada do desempenho de diferentes indústrias localizadas em i . Analogamente, a produtividade industrial por trabalhador em (3) mede o desempenho das atividades agregadas ao longo do território nacional. Por fim, a produtividade global (3) é a soma ponderada do desempenho de todas atividades industriais.

Estudos que utilizaram a decomposição clássica *shift-share* (Nazara e Hewings, 2004; Mayor e López, 2008; Espa et al., 2014), demonstram que o crescimento da indústria regional pode ser induzido por uma mudança estrutural, mais um ganho proporcionado por fatores específicos locais. Formalmente, o crescimento diferencial da indústria regional, pode ser decomposto nos seguintes termos:

$$(g_{ij} - g) = (g_j - g) + (g_{ij} - g_j). \quad (5)$$

³O VTI foi corrigido utilizando Índices de Preços ao Produtor (IPP) do IBGE.

Para $t = 1, 2, \dots, T$, $g_{ij} = \log P_{ij}^t - \log P_{ij}^{t-1}$ é a taxa de crescimento da indústria regional, $g_j = \log P_j^t - \log P_j^{t-1}$ é a taxa de crescimento da indústria nacional e $g = \log P^t - \log P^{t-1}$ é a taxa de crescimento global.

Dado que cada região i concentra j indústrias, a agregação ponderada de (5) implica no crescimento diferencial da produtividade regional.

$$\sum_j s_{ij} \cdot (g_{ij} - g) \equiv \underbrace{\sum_j s_{ij} \cdot (g_j - g)}_{EMI} + \underbrace{\sum_j s_{ij} \cdot (g_{ij} - g_j)}_{ECR} \quad (6)$$

Esta identidade mostra que mudanças no crescimento regional dependem de uma combinação entre dois efeitos. O primeiro, chamado *efeito mix-industrial (EMI)*, capta o montante adicional (positivo ou negativo) na produtividade de determinada região resultante da sua própria composição estrutural; então, regiões com forte (fraca) presença de setores dinâmicos teriam uma mudança estrutural positiva (negativa). Já o *efeito competitividade regional (ECR)* indica o incremento positivo (negativo) na produtividade, resultante da concentração de setores (não competitivos) competitivos em termos de escala. Tal efeito está relacionado a aspectos específicos, fontes de economias de custos, apropriadas por poucas indústrias locais.

Note-se que a abordagem *shift-share* permite rastrear variações relativas e (quase) contínuas na produtividade regional. Ela foi idealizada visando superar o problema da análise comparativa, restrita a dois períodos, empregada em estudos regionais. Trata-se, portanto, de um avanço metodológico que visa atenuar o problema da instabilidade estrutural, frequente em regiões que concentram atividades intensivas em recursos naturais.

Contudo, as taxas em (6) não são líquidas dos efeitos espaciais. No escopo da econometria espacial, a dependência espacial é o primeiro efeito (Anselin, 1988; Anselin et al., 2004). Trata-se de um fenômeno que afiora com a interação multiagentes. Existem várias fontes que podem explicar a manifestação da dependência espacial, entre elas o comércio ou intercâmbio tecnológico entre indústrias. O segundo efeito típico é a heterogeneidade espacial, que aflora com a instabilidade das interações no espaço. Assim, quanto maior for a heterogeneidade estrutural, maior será a assimetria dos efeitos espaciais.

De acordo com Nazara e Hewings (2004), Mayor e López (2008) e Espa et al. (2014), esses efeitos podem ser controlados a partir de uma matriz de ponderação aplicado à produtividade. Sendo $w_{ir} \in W$, uma matriz com pesos espaciais fixos em t , então a taxa de crescimento produtividade industrial dos vizinhos mais próximos de $i = 1, \dots, N$, definidos por $r = 1, \dots, N$, pode ser representada por:

$$g_{ij}^* = \sum_r w_{ir} \cdot \log P_{rj}^t - \sum_r w_{ir} \cdot \log P_{rj}^{t-1} = \sum_r w_{ir} \cdot g_{rj}. \quad (7)$$

Assim, após substituir (7) em (5), a agregação ponderada resulta na equação do crescimento diferencial da produtividade nas vizinhanças de i .

$$\sum_j s_{ij} \cdot (g_{ij}^* - g) \equiv \underbrace{\sum_j s_{ij} \cdot (g_j - g)}_{EMI} + \underbrace{\sum_j s_{ij} \cdot (g_{ij}^* - g_j)}_{ECV} \quad (8)$$

Neste procedimento, o termo *EMI* fica inalterado, logo, diferenças em (8) são restritas ao *efeito competitividade vizinhança (ECV)*. Autores como Nazara e Hewings (2004) argumentam que esse modelo incorpora uma forma externalidade (*neighbor-region sectoral regional-shift effect*), relacionada ao desempenho conjunto de atividades localizadas nas vizinhanças de i .

Em ambos os modelos, a disparidade regional pode aumentar com transformações progressivas ou regressivas. Por exemplo, se a performance em i evoluir em uma trajetória inferior (superior) à média nacional, tal que desempenho semelhante ocorra nos vizinhos mais próximos, então, transformações regressivas (progressivas) estariam contribuindo para o aumento das disparidades regionais. Em contraste, uma redução no diferencial (6) ou (8) ocorreria com mudança de sinal. Por exemplo, uma mudança estrutural positiva (negativa) em i , acompanhada mudança negativa (positiva) e contínua na competitividade, pode implicar em redução das disparidades regionais.

Chama atenção o fato de que mudanças nas duas componentes podem levar a interpretações enganosas. Por exemplo, se o *efeito mix-industrial* revelar um sinal negativo e o *efeito competitividade vizinhança* um sinal positivo, então o ganho é explicado principalmente por fatores específicos locais e não à vantagens externas. De acordo com Espa et al. (2014), isso ocorre quando certa região não consegue aproveitar externalidades positivas formadas pela produção industrial nas vizinhanças.

2.2 Modelo SUR espacial

Para avaliar qual efeito exerce maior influência sobre as disparidades regionais, Le Gallo e Kamarianakis (2011) estimaram um sistema de regressões baseadas em SUR (*Seemingly Unrelated regressions*). O método adota um mecanismo de correção não paramétrico embutido na matriz de variância-covariância, que permite controle eficiente dos efeitos da dinâmica espacial. De acordo com Anselin (1988, p. 139), essa propriedade classifica o SUR como um caso espacial de modelo espaço-tempo.

Para isolar o efeito de cada componente *shift-share*, parte-se de uma especificação não espacial, chamada SUR-SIM. Segundo Anselin (1988); Mur et al. (2010), uma premissa importante neste modelo é que os parâmetros (intercepto e coeficientes an-

gulares) são homogêneos no espaço, mas podem variar no tempo.

$$(g_{it} - g_t) = \alpha_{1,t} + \beta_{1,t}EMI_t + \epsilon_{1,it}, \quad i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T. \quad (9)$$

$$(g_{it} - g_t) = \alpha_{2,t} + \beta_{2,t}ECR_t + \epsilon_{2,it}, \quad i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T. \quad (10)$$

Em que $(g_{it} - g_t)$ é o crescimento diferencial da produtividade, EMI_t é o *efeito mix-industrial* e ECR_t é o *efeito competitividade regional*. Ademais, $\alpha_{1,t}$ e $\alpha_{2,t}$ são interceptos, $\beta_{1,t}$ e $\beta_{2,t}$ são coeficientes angulares responsáveis por rastrear os efeitos marginais do *mix-industrial* e *competitividade regional*, respectivamente, e $\epsilon_{1,t}$ e $\epsilon_{2,t}$ são erros aleatórios independentes entre si.

Dado que as regressões são independentemente estimadas⁴, toma-se o SUR na forma matricial.

$$y_t = Z_t\delta_t + \epsilon_t \quad (11)$$

$$\epsilon_t \sim \mathcal{N}(0, \Omega)$$

Para cada t , y_t , u_t e ϵ_t são vetores $N \times 1$, Z_t é uma matriz $N \times 2$ com uma variável explanatória exógena, $\delta_t = (\alpha_t, \beta_t)$ é um vetor de parâmetros. Além disso, I_N é uma matriz identidade ordem $N \times N$, $\Omega = \Sigma \otimes I_N$, Σ é uma matriz $T \times T$, tal que as covariâncias $E[\epsilon_{it} \cdot \epsilon_{is}] = \sigma_{ts}$ acomodam os efeitos da autocorrelação serial, para $t, s = \{1, 2, \dots, T\}$.

Esta primeira especificação é compatível com a decomposição *shift-share* (6). Os parâmetros estimados por máxima verossimilhança serão consistentes e eficientes, se a autocorrelação espacial não influenciar a distribuição dos erros e a estrutura da matriz de variância-covariância Ω . Se tal hipótese não é verificada, pode-se alternativamente incorporar um vetor espacialmente defasado, transformando-o em um SUR espacial.

A difícil identificação do processo autorregressivo espacial, se controlado pelos erros (SUR-SEM), por um vetor *lag* espacial da variável dependente (SUR-SLX), ou por uma especificação mais sofisticadas, caso do Durbin (SUR-SDM), tem levado a uma discussão sobre a qualidade do ajuste em diferentes modelos SUR espacial. Com foco no objeto de estudo, a análise empírica não é extensiva o suficiente para propor uma discussão aprofundada sobre o problema de especificação (Anselin, 1988; Anselin et al., 2004). Assim, a comparação do SUR-SIM, em relação ao modelo erro espacial proposto por Anselin (1988, p. 141), é realizada *a posteriori*, a partir da estimação do coeficiente autorregressivo espacial. Seguindo o autor, o modelo SUR-SEM pode ser representado por:

$$y_t = Z_t\delta_t + u_t \quad (12)$$

$$u_t = \lambda_t W u_t + \epsilon_t, \quad \epsilon_t \sim \mathcal{N}(0, \Omega)$$

⁴Este procedimento é necessário para corrigir a colinearidade existente entre os termos *shift-share*.

Em que, λ_t é o coeficiente autorregressivo erro espacial e W é uma matriz de pesos espaciais binária normalizada na linha.

Nesta especificação, a matriz de variância-covariância assume uma forma mais complexa:

$$\Omega = B^{-1}(\Sigma \otimes I_N)(B')^{-1}, \quad B_t = I_N - \lambda_t W. \quad (13)$$

Mesmo diante de erros não esféricos, restringidos por $N > T$, Anselin (1988, p. 141) demonstra que o método de Máxima Verossimilhança pode ser usado para estimar o SUR-SIM e SUR-SEM. No entanto, em razão da não linearidade da otimização condicional, o autor adverte que apenas a inclusão um coeficiente autorregressivo espacial pode tornar o processo computacional bastante oneroso.

Por isso, as hipóteses (6) e (8) avaliadas sob SUR-SIM são confrontadas com o modelo SUR-SEM. Esse procedimento é realizado por meio de um teste de robustez baseado no Multiplicador de Lagrange (Mur et al., 2010). O objetivo é verificar se há alteração significativa nos parâmetros do modelo, após o controle da autocorrelação espacial.

2.3 Dados

No cálculo das equações fundamentais do método *shift-share*, foram empregados dados sobre de duas variáveis usuais em estudos regionais: o valor da transformação industrial (VTI) e a população ocupada (PO). Estas variáveis foram disponibilizadas pela PIA-Empresa, que é a pesquisa mais abrangente acerca dos aspectos estruturais da indústria brasileira, pois fornece informações sobre atividades da Indústria Extrativa e Indústria de Transformação, segundo CNAE 2.0 (Classificação Nacional de Atividades Econômicas).

Uma vantagem da base atual PIA-Empresa iniciada em 2008 é a vinculação direta ao Sistemas de Contas Nacionais, o que viabiliza análises regionalizadas. Então, a partir de recortes espaciais cobrindo as 137 mesorregiões brasileiras, o nível de produtividade mais desagregado (1) foi calculado para as atividades industriais classificadas segundo 2 dígitos (divisões), seções B e C (Indústria Extrativa e Indústria de Transformação) da CNAE 2.0. Os níveis de produtividades das equações (2)-(4), por sua vez, foram obtidos mediante sistema de ponderação composto pelo *share* do emprego. Como demonstrado adiante, os resultados permitem uma análise evolutiva da produtividade entre 2008 e 2018.

Visando a uma aproximação analítica consistente acerca da evolução temporal da produtividade regional, Índices de Preços ao Produtor (IPP) do IBGE foram utilizados na correção dos preços relativos praticados pelas 29 atividades investigadas. Embora esta pesquisa não ofereça uma decomposição mesorregional dos índices de preços, um fator de correção foi incorporado à equação (1), assumindo que os preços recebidos pelos produtores são invariantes no espaço. Com a correção, todos os níveis de

produtividade são interpretados como valores constantes em dezembro de 2018.

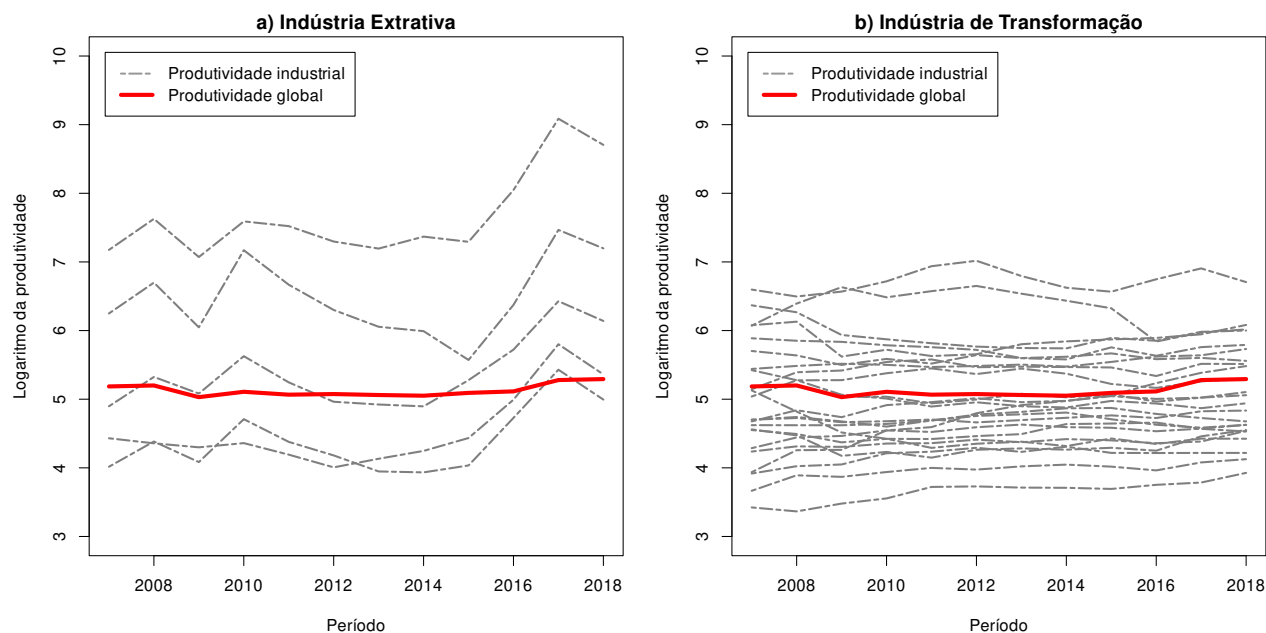
Utilizamos arquivos metadados geoespaciais do IBGE, com o propósito de identificar a localização dos diferenciais de produtividade, qualificando assim a apresentação dos resultados produzidos. Esses arquivos são importantes para análise dos limites geográficos das mesorregiões, bem como fornecem as informações necessárias para a construção da matriz de ponderação espacial tipo *queen*, baseada na contiguidade de primeira ordem.

3. Análise dos resultados

3.1 Reestruturação produtiva pós- crise 2008

Examinam-se preliminarmente as mudanças ocorridas na estrutura produtiva brasileira a partir da crise financeira 2008. Como resultado das equações (3) e (4), a Figura 1 exibe a evolução da produtividade industrial e global por trabalhador, ao longo do período 2007-2018. Essa variável foi transformada em logaritmo, com vistas a suavizar a disparidade existente entre Indústria Extrativa e Indústria de Transformação. Por meio de análise de regressão linear simples, esses dados também subsidiaram a estimativa da taxa instantânea de crescimento, disposta na última coluna da Tabela 1.

Figura 1. Evolução da produtividade industrial e global por trabalhador (2007-2018)



Fonte: resultado da pesquisa e elaborado pelo autor.

A razão pela qual mudanças estruturais não são capazes de engendrar transformações progressivas no desempenho agregado está associada ao fato de existirem profundas diferenças entre níveis de produtividade industrial. No caso da estrutura produtiva brasileira, tais mudanças seriam menos traumáticas, se o dinamismo fosse

orientado por setores intensivos em tecnologia, como os fabricantes de máquinas e equipamentos e produtores de bens de consumo duráveis. No entanto, as primeiras evidências mostram que, enquanto algumas atividades exibem ritmo de crescimento lento, setores importantes para a formação do VTI e PO, como *Fabricantes de combustíveis*, *Produtos químicos*, *Metalurgia*, *Materiais elétricos* e *Veículos automotores*, simplesmente não cresceram, em termos reais, no período 2007-2018 (Tabela 1). Em consequência, a indústria brasileira manteve-se estagnada, fechando 2018 com níveis de produtividade praticamente equivalentes àqueles observados no contexto pré-crise (Figura 1).

Este quadro é ainda mais grave entre setores trabalho intensivo. Neste caso, a produtividade por trabalhador da *Fabricação de produtos alimentícios* (-3,55% a.a.), *Bebidas* (-3,06% a.a.), *Fumo* (-3,94% a.a.) e *Têxteis* (-4,31% a.a.) declinou de forma consistente e acelerada, a um ritmo superior ao da Indústria de Transformação (Tabela 1).

Devido à forte participação de firmas exportadoras na produção industrial, esperava-se que esses setores fossem mais competitivos. Mas, o quadro aparente de saturação, especialmente da *Fabricação de produtos alimentícios*, revela que a eficiência produtiva esbarrou em alguns obstáculos, entre eles, o elevado custo unitário do trabalho e o aumento nos custos de transporte e comercialização. Outro aspecto a ser considerado é a desconcentração geográfica de atividades de baixo conteúdo tecnológico, processo que no caso brasileiro tem sido mediado pela perda de dinamismo (Silva e Diniz, 2020; Ferreira e Diniz, 2021).

Em contraste, mudanças bem diferentes são observadas na Indústria Extrativa, com destaque para a *Extração de petróleo e gás natural*, que triplicou seu nível de produtividade entre 2008 e 2018, implicando em um ritmo de crescimento estimado em 12,15% a.a. (Tabela 1). Mesmo diante de forte instabilidade, a *Extração de minerais metálicos*, segundo setor mais importante da Indústria Extrativa, também conseguiu agregar valor à produtividade. Em linhas gerais, como mostra a Figura 1, os setores da *Indústria Extrativa* somente conseguiram impor um ritmo de crescimento mais acelerado a partir de 2015, momento em que há um salto expressivo nos ganhos de produtividade.

Este resultado condiz com a reversão de tendência que perdurou até 2014, no esgotamento do superciclo de *commodities*. Cabe frisar que o choque da crise 2008 não impactou imediatamente os preços das *commodities*, mantendo-os relativamente estáveis entre 2010-2013. A sustentação nesse período é explicada por um amplo programa de investimentos em infraestrutura e modernização industrial implementado pela China, que ajudou a manter a demanda internacional em elevado nível, equivalente ao período pré-crise. No entanto, a consequência natural da forte expansão foi o excesso de capacidade ociosa. Então, a super produção levou a desaceleração das atividades na China, atingindo em cheio o mercado de *commodities*, que passou a observar uma forte desaceleração dos preços a partir de 2014 (Manzi, 2016; Corsi

Tabela 1. Produtividade global e industrial por trabalhador (2007 e 2018)
(Em R\$mil, a preços de dez/2018.)

Atividades industriais	$z_{07}(\%)$	$P_{08}(\text{R}\$mil)$	$z_{17}(\%)$	$P_{18}(\text{R}\$mil)$	g_j
Indústria Extrativa	2,07	525,061	2,58	1.133,828	0,0710*
05-Extração de carvão mineral	0,07	78,047	0,04	212,962	0,1005*
06-Extração de petróleo e gás natural	0,24	2.091,727	0,20	6.034,102	0,1215*
07-Extração de minerais metálicos	0,57	811,261	1,00	1.335,998	0,0327
08-Extração de minerais não-metálicos	0,93	80,134	0,97	147,551	0,0690*
09-Apoio à extração mineral	0,26	205,262	0,28	464,088	0,0883*
Indústria de Transformação	97,93	174,347	97,42	175,126	-0,0004
10-Fabricação de produtos alimentícios	17,80	195,786	21,90	139,826	-0,0355*
11-Fabricação de bebidas	1,72	347,810	2,09	259,456	-0,0306*
12-Fabricação de produtos do fumo	0,25	597,781	0,23	410,233	-0,0394*
13-Fabricação de produtos têxteis	4,31	123,934	3,40	83,436	-0,0431*
14-Confeção de vestuário e acessórios	7,95	28,949	7,57	50,746	0,0415*
15-Fabricação de produtos de couro	5,78	48,969	4,50	61,940	0,0279*
16-Fabricação de produtos de madeira	3,22	87,623	2,27	94,676	0,0033
17-Fabricação papel e celulose	2,61	280,831	2,53	327,562	0,0139*
18-Impressão e reprodução de gravações	1,45	89,398	1,29	92,716	0,0149*
19-Fabricantes de combustíveis	2,39	662,624	2,93	817,519	0,0148
20-Produtos químicos	3,68	526,762	4,08	403,680	-0,0256
21-Farmoquímicos e farmaceuticos	1,28	241,009	1,48	308,396	0,0195*
22-Produtos de borracha e plástico	5,45	112,840	5,27	125,766	0,0116*
23-Produtos minerais não-metálicos	5,07	74,655	5,26	93,640	0,0165*
24-Metalurgia	3,20	459,246	2,79	438,032	0,0064
25-Produtos da metal-mecânica	6,58	84,982	5,62	102,105	0,0203*
26-Informática e eletrônicos	2,34	70,616	1,73	240,487	0,1321*
27-Aparelhos e materiais elétricos	2,90	180,890	2,72	157,341	-0,0105
28-Máquinas e equipamentos	5,26	126,412	4,69	164,784	0,0310*
29-Veículos automotores	6,55	195,480	6,15	199,507	0,0034
30-Outros equipamentos de transporte	1,21	219,747	1,02	248,015	0,0134
31-Fabricação de móveis	3,25	55,915	3,23	67,845	0,0224*
32-Fabricação de produtos diversos	1,84	101,584	2,16	102,161	0,0017
33-Manutenção de máquinas e equipamentos	1,83	114,507	2,59	107,442	0,0079
Produtividade global	100,00	181,337	100,00	198,963	0,0081

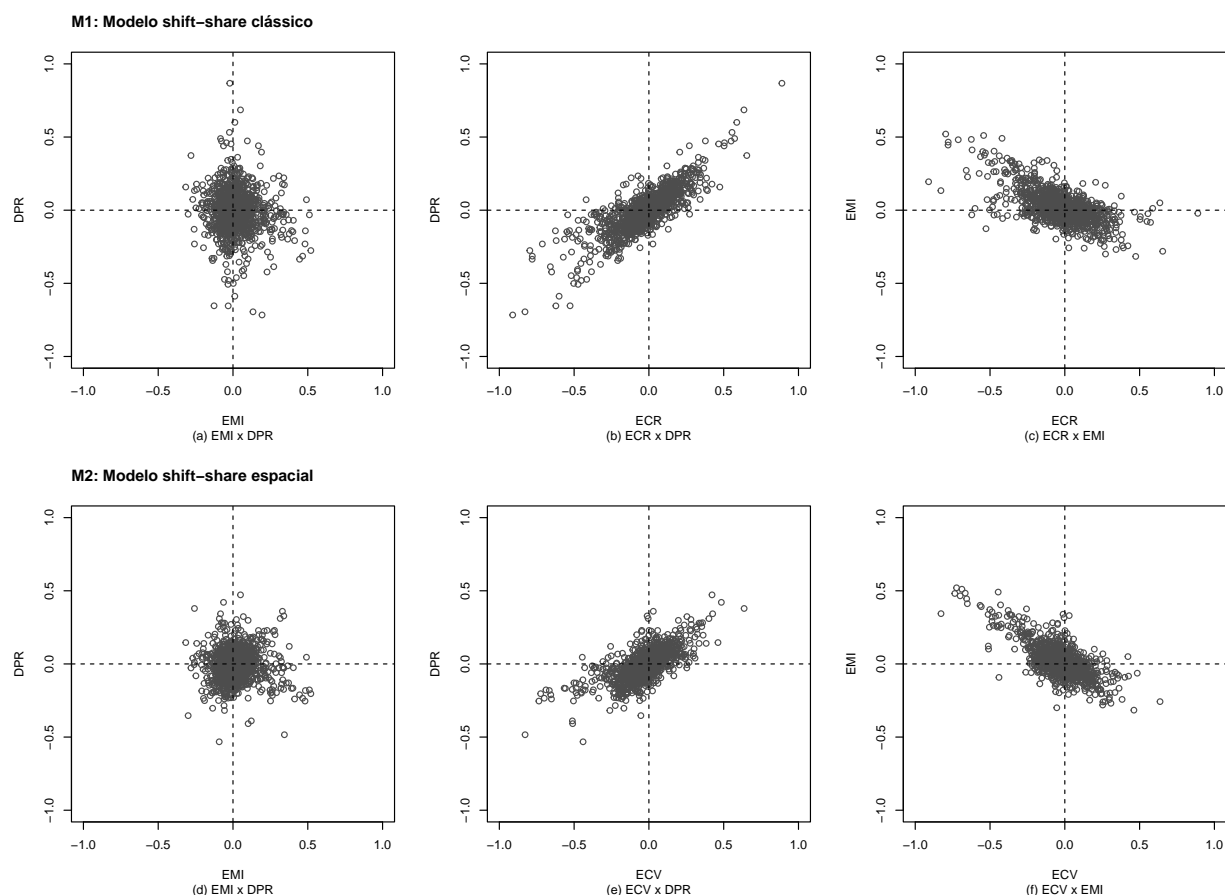
Nota. Em percentual, z_{07} e z_{17} , são os shares do emprego 2007 e 2017, respectivamente; P_{08} e P_{18} são as produtividades em 2008 e 2018; e g_j^* , a taxa instantânea de crescimento da produtividade, estimada significativa a 10%.

Fonte: resultado da pesquisa e elaborado pelo autor.

et al., 2019). Como mostram os resultados, a reversão identificada a partir de 2015, é novamente impulsionada pela expansão da demanda no mercado internacional, que elevou a quantidade exportada de produtos básicos e semielaborados no Brasil.

3.2 Análise *shift-share* da produtividade regional

A análise descritiva *shift-share* é importante para levantar as primeiras evidências acerca das mudanças na composição estrutural e sua relação com a competitividade regional. Ela é desenvolvida com base na Figura 2, que contém gráficos de dispersão construídos a partir das taxas de crescimento do modelo *shift-share* clássico (6) e vizinhança espacial (8). A Tabela 2 apresentada na sequência, exibe um resumo estatístico dessas taxas, com média e erro padrão estimados a partir dos *cross-sections* da amostra de dados em painel. A Figura 3, por sua vez, ilustra a distribuição geográfica das taxas de crescimento acumuladas das componentes *shift-share*.

Figura 2. Dispersão entre componentes *shift-share* do modelo clássico e espacial.

Nota: DPR, diferencial de produtividade regional; EMI, efeito mix-industrial; ECR, efeito competitividade regional; ECV, efeito competitividade vizinhança.

Fonte: resultado da pesquisa e elaborado pelo autor.

De acordo com a Figura 2, o diferencial de crescimento da produtividade regional (DPR) aumenta tanto com o efeito interno (ECR) quanto com o efeito competitividade vizinhança (ECV), revelando que características específicas têm contribuído para o avanço das disparidades regionais. Além disso, o efeito mix-industrial (EMI) tem declinado em regiões onde a competitividade de fatores específicos é elevada (ECR). Isso ocorre, também, quando tais mudanças estão condicionadas ao ECV.

Em contexto global, as dispersões na Figura 2 não sinalizam uma correlação causal do efeito mix-industrial. A Figura 3, por sua vez, mostra tratar da componente que menos cresceu no período 2007-2018, e da que apresentou menor variabilidade relativa, medida pelo erro padrão da Tabela 2. De forma preliminar, a ausência de correlação é uma demonstração de que as transformações mais relevantes ocorreram em regiões periféricas isoladas, onde a estrutura produtiva pouco integrada exibe fraca capacidade de alavancar o crescimento agregado.⁵

⁵A Tabela 6, no Anexo A, auxilia na identificação das mesorregiões que mais (menos) cresceram entre 2007 e 2018.

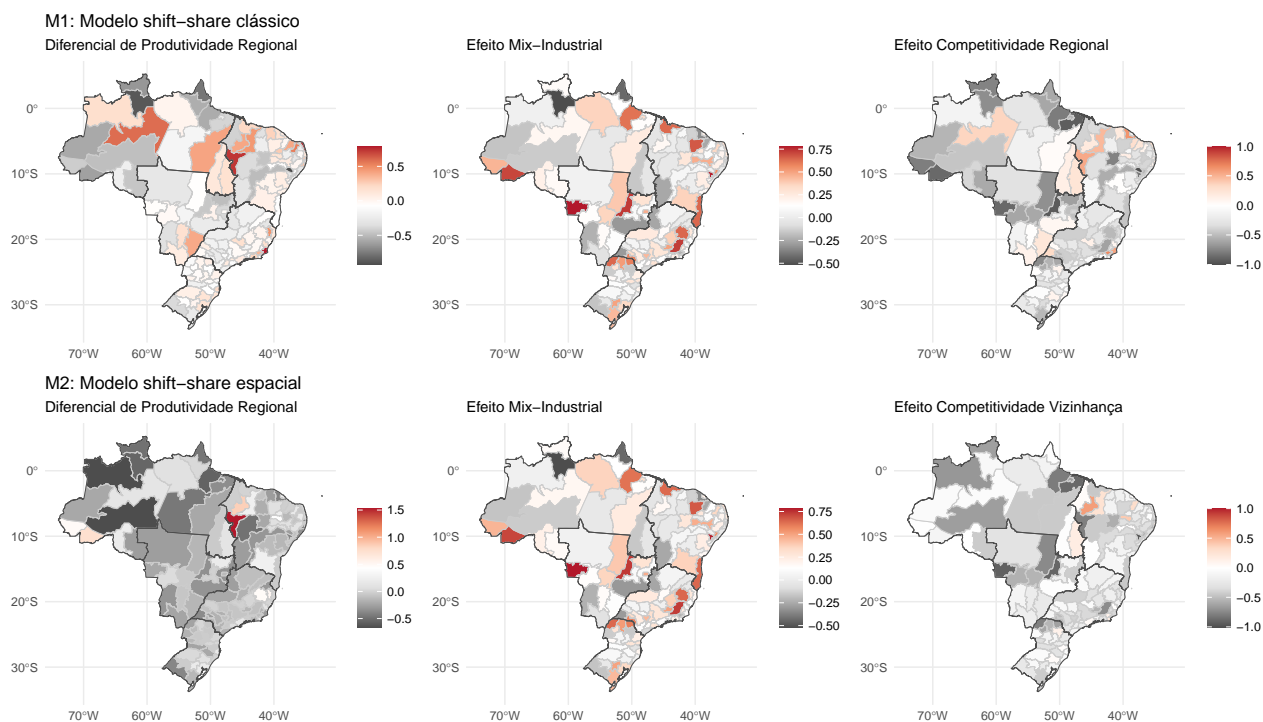
Tabela 2. Estatísticas das taxas de crescimento do modelo *shift-share* clássico e vizinhança espacial.

Ano	Modelo <i>shift-share</i> clássico						Modelo <i>shift-share</i> vizinhança espacial					
	DPR		EMI		ECR		DPR		EMI		ECV	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
2008	-0,0073	0,1213	0,0766	0,0973	-0,0838	0,1579	-0,0112	0,0872	0,0766	0,0973	-0,0878	0,1093
2009	0,0361	0,1589	0,0377	0,0989	-0,0016	0,1879	0,0428	0,1294	0,0377	0,0989	0,0052	0,1439
2010	-0,0043	0,1374	0,0580	0,1158	-0,0623	0,1796	-0,0235	0,0942	0,0580	0,1158	-0,0815	0,1407
2011	0,0059	0,1157	-0,0001	0,0637	0,0060	0,1205	0,0126	0,0635	-0,0001	0,0637	0,0127	0,0858
2012	0,0581	0,1194	-0,0224	0,0512	0,0805	0,1340	0,0516	0,0865	-0,0224	0,0512	0,0740	0,0995
2013	-0,0259	0,1046	-0,0063	0,0429	-0,0196	0,1123	-0,0120	0,0709	-0,0063	0,0429	-0,0056	0,0736
2014	0,0246	0,1106	0,0146	0,0356	0,0100	0,1217	0,0042	0,0437	0,0146	0,0356	-0,0104	0,0538
2015	-0,0168	0,0881	-0,0216	0,0512	0,0047	0,1013	-0,0172	0,0518	-0,0216	0,0512	0,0044	0,0696
2016	-0,0398	0,1243	0,0496	0,1298	-0,0893	0,1861	-0,0260	0,0917	0,0496	0,1298	-0,0756	0,1606
2017	-0,1076	0,1298	0,0333	0,1419	-0,1408	0,2112	-0,1028	0,0957	0,0333	0,1419	-0,1360	0,1787
2018	0,0444	0,1238	-0,0458	0,0714	0,0902	0,1457	0,0290	0,0867	-0,0458	0,0714	0,0748	0,1141

Nota: DPR, diferencial de produtividade regional; EMI, efeito mix-industrial; ECR, efeito competitividade regional; ECV, efeito competitividade vizinhança. Estatísticas (1) e (2), correspondem a média e erro padrão, respectivamente.

Fonte: resultado da pesquisa e elaborado pelo autor.

Figura 3. Distribuição geográfica das componentes *shift-share* do modelo clássico e vizinhança espacial.



Nota: a escala em cada gráfico ilustra a taxa de crescimento acumulada no período 2008-2018.

Fonte: resultado da pesquisa e elaborado pelo autor.

Em contexto regional, a forte heterogeneidade estrutural é uma característica marcante no Norte do país. Trata-se de uma área excessivamente fragmentada, que concentra tanto setores especializados em bens de capital e consumo duráveis quanto setores intensivos em recursos naturais. As indústrias mais dinâmicas estão localizadas no Polo Industrial de Manaus (PIM), Centro Amazonense, no estado do Ama-

zonas (Tabela 6). Nessa região, setores têm se beneficiado de conexões intersetoriais envolvendo a fabricação de eletroeletrônicos, máquinas e equipamentos, componentes de informática, comunicação e veículos automotores. Em contraste, a exploração mineral fortemente concentrada no Sudeste do Pará também constitui importante fonte de ganhos de produtividade. Mais recentemente, os efeitos espaciais têm alcançado regiões do Maranhão, para onde a cadeia do setor minero-metalúrgico tem se ramificado.

A produtividade em áreas metropolitanas consagradas (Fortaleza, Recife e Salvador) no Nordeste, onde o dinamismo é influenciado por atividades de trabalho intenso, tem crescido a ritmo ligeiramente superior à média nacional. De acordo com a Tabela 6, mudanças locais importantes, orientadas pela expansão da *Extração de petróleo e gás natural*, ocorreram no Leste Potiguar (RN) e na Área Metropolitana de Natal, bem como na Área Metropolitana de Fortaleza (CE) e em Salvador (BA).

A distribuição geográfica da produtividade no Sudeste também dá sinais de forte heterogeneidade estrutural. Nota-se que a produtividade por trabalhador em polos industriais diversificados, localizados no entorno da Área Metropolitana de São Paulo, como Campinas, Piracicaba, Araraquara e Bauru, manteve um ritmo de crescimento lento e abaixo da média nacional. Cenário não muito diferente é observado na Área Metropolitana de Belo Horizonte, onde o crescimento lento assemelha-se ao diagnosticado no cenário nacional. Nestas regiões, em que pese o fator mix-industrial, fatores relacionados à competitividade não contribuíram para o crescimento regional.

Assim como no Nordeste, mudanças estruturais mais significativas em áreas específicas do Sudeste foram determinadas pela *Extração de petróleo e gás natural*. A expansão dessa atividade contribuiu para o crescimento de uma grande região integrada que vai do Noroeste do Espírito Santo até Área Metropolitana do Rio de Janeiro. Devido à abundância de recursos naturais, algumas mudanças vieram acompanhadas de ganhos de competitividade, caso do Norte Fluminense no Rio de Janeiro. Todavia, o *trade-off* entre o mix-industrial e os ganhos proporcionados por vantagens naturais pode comprometer o crescimento a longo prazo nesta região.

Essa tendência também tem afetado o desempenho de estruturas no Sul do país. No entanto, a performance difere da encontrado no Sudeste, à medida que a contribuição da componente *mix-industrial* foi significativa o suficiente para alavancar o crescimento em áreas metropolitanas consagradas, como Porto Alegre, Florianópolis e Curitiba (Tabela 6). Mesmo em polos especializados, a produtividade manteve um ritmo de crescimento lento, porém positivo, orientado por mudanças estruturais. Em alguma medida, traços da reduzida heterogeneidade estrutural são observados na Figura 3, em que a dispersão produtiva geográfica tem ocorrido de forma relativamente equilibrada.

A instabilidade estrutural também é verificada no Centro-Oeste. Essa característica decorre da produção industrial homogênea baseada em economias de escala. Os

resultados mostram que a *Fabricação de produtos alimentícios* é o principal vetor de crescimento regional. Essa atividade é beneficiada por economias de custos formadas pela proximidade com agropecuária. Assim como no Norte, a forte concentração produtiva especializada tem restringido encadeamentos intersetoriais, a rigor, correlacionados no espaço. Evidências acerca desse padrão são extraídas do *efeito competitividade vizinhança*, que evoluiu abaixo da média em grande parte do território (Figura 3).

3.3 Resultados do modelo SUR

Sob estrutura SUR-SIM, a Tabela 3 exibe os parâmetros do modelo *shift-share* clássico (6). Ela permite avaliar como o diferencial da produtividade regional por trabalhador tem respondido às mudanças no *mix-industrial* e na competitividade regional, respectivamente. Análise semelhante pode ser aplicada à Tabela 4, com os parâmetros estimados para o modelo *shift-share* vizinhança espacial (8).

A adoção de método SUR somente é justificada quando a dinâmica intertemporal interfere na distribuição dos parâmetros do modelo. Entre os resultados dispostos nas Tabelas 3 e 4, considerando um nível de significância de 5%, o teste Breusch-Pagan não deixa dúvida de que a matriz Σ é não diagonal, indicando que as covariâncias estimadas exercem importante papel de controle dos efeitos da autocorrelação serial.

Evidências também indicam que o diferencial de produtividade não tem reagido, de modo significativo, às mudanças no *mix-industrial*. Trata-se de um resultado frequente tanto sob hipótese do *shift-share* clássico (Tabela 3) quanto do modelo *shift-share* vizinhança espacial (Tabela 4). Neste último, ainda que as elasticidades estimadas para o período 2008-2010, 2013 e 2016, sejam significantes a 5%, as disparidades regionais foram visivelmente afetadas pela instabilidade estrutural.

Tabela 3. Impactos regionais do diferencial da produtividade por trabalhador (SUR-SIM)

M1: Modelo *shift-share* clássico. Eq.(6)

Ano	Efeito Mix-Industrial (EMI) Breusch-Pagan: 191,8 p-value: [4,95e-17]					Efeito Competitividade Regional (ECR) Breusch-Pagan: 1372 p-value: [9,83e-251]				
	α_1	$ep(\alpha_1)$	β_1	$ep(\beta_1)$	R^2	α_2	$ep(\alpha_2)$	β_2	$ep(\beta_2)$	R^2
2008	-0,007	0,013	-0,0174	0,093	0,001	0,057**	0,007	0,765**	0,028	0,621
2009	0,034*	0,014	0,0534	0,124	0,001	0,038**	0,008	0,897**	0,027	0,723
2010	-0,007	0,013	0,0427	0,089	0,000	0,047**	0,008	0,822**	0,023	0,584
2011	0,006	0,009	0,3198*	0,141	0,039	0,001	0,005	0,955**	0,027	0,732
2012	0,053*	0,010	-0,2465	0,179	0,008	-0,017**	0,004	0,936**	0,017	0,855
2013	-0,026*	0,009	-0,0458	0,179	0,001	-0,008*	0,004	0,942**	0,023	0,854
2014	0,033**	0,010	-0,5717*	0,252	0,028	0,015**	0,003	0,917**	0,018	0,917
2015	-0,016*	0,008	0,0450	0,132	0,001	-0,021**	0,004	0,807**	0,031	0,744
2016	-0,038**	0,011	-0,0426	0,077	0,005	0,024**	0,009	0,715**	0,022	0,516
2017	-0,100**	0,011	-0,2295**	0,073	0,043	-0,007	0,009	0,714**	0,021	0,568
2018	0,039*	0,012	-0,1203	0,128	0,002	-0,035**	0,006	0,875**	0,018	0,761

Nota: ** e *, significantes a 1% e 5%, respectivamente. Fonte: resultado da pesquisa e elaborado pelo autor.

Tabela 4. Impactos regionais do diferencial da produtividade por trabalhador (SURSIM)M2: Modelo *shift-share* vizinhança espacial. Eq.(8)

Ano	Efeito Mix-Industrial (EMI)					Efeito Competitividade Vizinhança (ECV)				
	Breusch-Pagan: 360,4 p-value: [1,86e-46]					Breusch-Pagan: 1221 p-value: [2,54e-219]				
	α_1	$ep(\alpha_1)$	β_1	$ep(\beta_1)$	R^2	α_2	$ep(\alpha_2)$	β_2	$ep(\beta_2)$	R^2
2008	-0,032**	0,009	0,266**	0,067	0,091	0,043**	0,007	0,612**	0,039	0,280
2009	0,031**	0,011	0,320**	0,090	0,052	0,039**	0,007	0,729**	0,038	0,552
2010	-0,031**	0,009	0,134**	0,063	0,013	0,036**	0,008	0,728**	0,029	0,331
2011	0,013*	0,005	0,036	0,068	0,008	0,004	0,004	0,666**	0,034	0,454
2012	0,051*	0,008	-0,018	0,117	0,001	-0,013**	0,004	0,874**	0,024	0,735
2013	-0,010*	0,006	0,341**	0,110	0,056	-0,007**	0,003	0,872**	0,035	0,680
2014	0,002	0,004	0,158	0,098	0,008	0,012**	0,003	0,720**	0,040	0,567
2015	-0,015**	0,005	0,103	0,073	0,008	-0,020**	0,003	0,565**	0,041	0,462
2016	-0,031**	0,008	0,110*	0,050	0,001	0,020**	0,008	0,611**	0,024	0,348
2017	-0,103**	0,008	-0,002	0,047	0,009	-0,024**	0,008	0,581**	0,024	0,375
2018	0,033**	0,009	0,079	0,095	0,001	-0,031**	0,005	0,803**	0,025	0,609

Nota: ** e *, significantes a 1% e 5%, respectivamente. Fonte: resultado da pesquisa e elaborado pelo autor.

Os modelos orientados pela competitividade regional revelam maior poder de explicação das disparidades regionais. O sinal positivo do intercepto α_2 , na Tabelas 3, mostra que, até o final de 2010, as principais regiões produtoras atingiram níveis de desempenho superior à média nacional. Esse quadro é alterado a partir de 2012, quando as diferenças entre níveis de produtividade tornam-se negativamente discrepantes. A elasticidade β_2 estimada corrobora esse diagnóstico, atestando que as disparidades regionais têm sido continuamente reforçadas pela produtividade de indústrias intensivas em recursos naturais, a rigor, mais concentradas geograficamente. Examinando esse quadro pela ótica da Tabela 4, ainda que o β_2 estimado assumia valor inferior ao da Tabelas 3, diferença explicada pelo mecanismo de defasagem espacial, não se pode rejeitar a hipótese de que as disparidades regionais também foram influenciadas pelo efeito competitividade vizinhança.

Como demonstrado na seção anterior, tais indústrias estão localizadas em áreas específicas do território nacional, onde a produtividade foi impulsionada pela: (1) política de incentivo fiscal compensatória do custo de oportunidade para firmas especializadas na produção de bens de capital e duráveis localizadas no Polo Industrial de Manaus (PIM); (2) abundância de recursos minerais no Norte do país, que elevou significativamente ganhos de produtividade para firmas especializadas na extração de *commodities* minerais, concentradas no polo minero-metalúrgico Carajá no Sudeste do Pará; (3) vantagens comparativas proporcionadas pela agropecuária que elevou a produtividade de firmas manufatureiras (principalmente do setor de alimentos) no Centro-Oeste; e (4) investimentos direcionados à ampliação da capacidade de extração de petróleo e gás no litoral brasileiro, fortalecendo áreas industriais na Bahia, Espírito Santo e Rio de Janeiro.

O teste Multiplicador de Lagrange (LM) da Tabela 5 avalia se a inclusão de um parâmetro autorregressivo espacial, nos erros, aumenta o poder preditivo do modelo

SUR. Ele compara a matriz variância-covariância transformada do SUR-SEM com a do modelo restrito não espacial SUR-SIM, da Tabela 3. Os resultados mostram que tal diferença é estatisticamente significativa a 5%, apenas quando a especificação é orientada pelo *efeito mix-industrial*. De fato, o parâmetro λ é estatisticamente significativo em várias passagens, inclusive na mudança observada em 2017, quando a dinâmica da produtividade contribuiu para a redução das disparidade regionais. Mesmo sendo um resultado pontual, essa evidência reforça o argumento acerca da maior integração espacial da produção industrial diversificada.

Tabela 5. Impactos regionais do diferencial da produtividade por trabalhador (SUR-SEM)

M1: Modelo *shift-share* clássico. Eq.(6)

Ano	Efeito Mix-Industrial (EMI) LM: 54,52 p-value: [5,15e-07]					Efeito Competitividade Regional (ECR) LM: 14,62 p-value: [0,201]				
	α_1	$ep(\alpha_1)$	β_1	$ep(\beta_1)$	λ	α_2	$ep(\alpha_2)$	β_2	$ep(\beta_2)$	λ
2008	-0,005	0,014	-0,015	0,090	0,035	0,059**	0,007	0,795**	0,026	-0,016
2009	0,035**	0,016	0,039	0,123	0,027	0,038**	0,007	0,927**	0,026	-0,044
2010	-0,005	0,012	0,035	0,087	-0,023	0,050**	0,008	0,878**	0,021	-0,017
2011	-0,001	0,014	0,211	0,131	0,086**	0,001	0,005	0,962**	0,026	-0,012
2012	0,051**	0,014	-0,263	0,166	0,077**	-0,017**	0,004	0,944**	0,017	-0,008
2013	-0,024*	0,012	-0,034	0,173	0,061**	-0,007	0,004	0,941**	0,023	0,032
2014	0,034**	0,010	-0,601	0,250	0,012	0,015**	0,003	0,923**	0,017	0,019
2015	-0,015	0,010	0,069	0,128	0,049**	-0,020**	0,003	0,820**	0,029	-0,038
2016	-0,029**	0,015	-0,019	0,075	0,074**	0,031**	0,010	0,816**	0,020	0,013
2017	-0,100**	0,013	-0,229**	0,070	0,042**	0,003	0,011	0,807**	0,020	0,035**
2018	0,038**	0,014	-0,130	0,127	0,052**	-0,034**	0,007	0,895**	0,016	0,056**

Nota: ** e *, significantes a 1% e 5%, respectivamente. Fonte: resultado da pesquisa e elaborado pelo autor.

A ausência de significância estatística do teste LM, para o ECR, sob estrutura SUR-SEM, sugere que introduzir um instrumento de controle paramétrico para a autocorrelação espacial não aumenta significativamente o poder preditivo do modelo competitividade regional. Contudo, esse resultado generalizado pode, em momentos específicos, ocultar mudanças relevantes, como as observadas entre 2017 e 2018 (Tabela 5), quando o controle do efeito autorregressivo espacial é estatisticamente significativo a 5%, contribuindo para uma ligeira correção no ECR. Postula-se, então, que, em momentos críticos, o processo autorregressivo erro espacial reforce o problema das disparidades regionais.

4. Conclusões

Dado que indústrias intensivas em recursos naturais passaram a ocupar papel de destaque na composição da indústria brasileira a partir da crise financeira em 2008, o presente estudo teve como objetivo analisar o problema da desindustrialização e seus impactos regionais, no período de 2007 a 2018. Para tanto, um método *shift-share* multissetorial de mudanças (quase) contínuas na produtividade regional foi proposto, com vistas a superar o problema da análise comparativa, restrita a dois períodos, típico em estudos regionais. Semelhante ao proposto por Le Gallo e Kamarianakis (2011), taxas de crescimento extraídas da decomposição *shift-share* foram incorpora-

das em regressões SUR (*Seemingly Unrelated regressions*). Este método diferencia-se dos modelos convencionais de dados em painel (efeitos fixos e efeitos aleatórios) por adotar mecanismo não paramétrico capaz de controlar os efeitos da dinâmica espaço-temporal.

Os resultados preliminares extraídos da análise exploratória indicaram a existente de *trade-off* entre ganhos de produtividade derivados do mix-industrial e o efeito competitividade regional. Os testes econométricos SUR atestaram essa hipótese, bem como revelaram que as disparidades regionais, mensuradas pelo diferencial de produtividade regional, têm sido frequentemente reforçadas pela competitividade de regiões especializadas, principalmente onde a estrutura produtiva é intensiva em recursos naturais. Conclusão semelhante também pode ser extraída do modelo *shift-share* vizinhança espacial, para o qual os resultados atestaram que as disparidades regionais também foram influenciadas pelo efeito competitividade vizinhança.

Entre os fatores específicos identificados pela análise *shift-share*, cabe destacar: (1) a política de incentivo fiscal compensatória do custo de oportunidade no Polo Industrial de Manaus (PIM); (2) a abundância de recursos minerais no Norte do país, que elevou significativamente ganhos de produtividade entre firmas especializadas na extração de *commodities* minerais, fortemente concentradas no polo minero-metalúrgico Carajá no Sudeste do Pará; (3) as vantagens locacionais proporcionadas pela agropecuária, as quais elevaram a produtividade de firmas de alimentos no Centro-Oeste; e (4) os investimentos realizados na ampliação da capacidade extrativa da indústria de petróleo e gás no litoral brasileiro, que fortaleceram a especialização produtiva na Bahia, Espírito Santo e Rio de Janeiro.

Por fim, somente quando o diferencial de produtividade regional está condicionada ao *efeito mix-industrial*, os testes de Multiplicador de Lagrange indicaram que o SUR-SEM oferece melhor ajuste em relação ao modelo não espacial SUR-SIM. Portanto, ainda que mudanças tecnológicas derivadas na composição industrial não tenham contribuído de modo relevante para atenuar as disparidades regionais, a significância do processo autorregressivo reforça o argumento de que a produção industrial diversificada deveria ser estimulada por ser mais integrada espacialmente. Esse resultado abre uma lacuna importante para a implementação de política de desenvolvimento regional, que vise incrementar ganhos de produtividade e competitividade da indústria intensiva em tecnologia.

Referências

- Anselin, L. (1988). *Spatial econometrics: methods and models*. Springer Science & Business Media, Dordrecht-Boston-London.
- Anselin, L., Florax, R., e Rey, S. (2004). *Advances in spatial econometrics: methodology, tools and applications*. Springer, Madrid-Spain.

- Arcelus, F. J. (1984). An extension of shift-share analysis. *Growth and change*, 15(1):3–8.
- Barff, R. A. e Knight III, P. L. (1988). Dynamic shift-share analysis. *Growth and change*, 19(2):1–10.
- Bastos, E. K. X. e Ferreira, P. A. d. A. (2016). Termos de troca, ganhos de comércio e crescimento da renda interna bruta real no brasil de 1948 a 2014. Texto para discussão, Texto para Discussão N. 2213, Rio de Janeiro.
- Corsi, F. L., SANTOS, A., e Camargo, J. M. (2019). A américa latina: ciclo de commodities e crise do capitalismo global. *Austral: Revista Brasileira de Estratégia e Relações Internacionais*, 8(15):168–194.
- De Negri, F. e Cavalcante, L. R. (2014). Os dilemas e os desafios da produtividade no brasil. In: DeNegri, F. e Cavalcante, L. R., editores, *Produtividade no Brasil: desempenho e determinantes*, volume 1, Capítulo 1, Página 15–52. Ipea-IBDI, Brasília.
- Dunn Jr, E. S. (1960). A statistical and analytical technique for regional analysis. *Papers in Regional Science*, 6(1):97–112.
- Espa, G., Filippini, D., Giuliani, D., e Piacentino, D. (2014). Decomposing regional business change at plant level in Italy: A novel spatial shift-share approach. *Papers in Regional Science*, 93:S113–S135.
- Esteban-Marquillas, J. M. (1972). A reinterpretation of shift-share analysis. *Regional and urban economics*, 2(3):249–255.
- Ferraz, L., Guitierre, L., e Cabral, R. (2015). A indústria brasileira na era das cadeias globais de valor. In: Barbosa, N., Marconi, N., Pinheiro, M. C., e Carvalho, L., editores, *Indústria e Desenvolvimento Produtivo no Brasil*, volume 1, Capítulo 8, Página 203–235. Elsevier-FVG, Rio de Janeiro.
- Ferreira, A. L. e 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.
- Galeano, E. e Feijó, C. (2013). A estagnação da produtividade do trabalho na indústria brasileira nos anos 1996-2007: análise nacional, regional e setorial. *Nova Economia*, 23(1):9–50.
- Galeano, E. A. V. e Wanderley, L. A. (2013). Produtividade industrial do trabalho e intensidade tecnológica nas regiões do brasil: Uma análise regional e setorial para o período 1996-2007. *Planejamento e Políticas Públicas*, (40):67–106.
- Kaldor, N. (1961). Capital accumulation and economic growth. In: *The theory of capital*, Página 177–222. Springer, London.

- Kuznets, S. (1973). Modern economic growth: findings and reflections. *The American economic review*, 63(3):247–258.
- Le Gallo, J. e 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*, 45(1):123–139.
- Manzi, R. H. D. (2016). O fim do superciclo das commodities internacionais e seus reflexos na economia brasileira. *Conjuntura internacional*, 13(1):36–43.
- Mayor, M. e López, A. J. (2008). Spatial shift-share analysis versus spatial filtering: an application to spanish employment data. *Empirical Economics*, 34:123–142.
- Monteiro Neto, A. e Silva, R. d. O. (2018). Desconcentração territorial e reestruturação regressiva da indústria no brasil: padrões e ritmos. *Texto para Discussão N. 2402*.
- Mur, J., López, F., e Herrera, M. (2010). Testing for spatial effects in seemingly unrelated regressions. *Spatial Economic Analysis*, 5(4):399–440.
- Nazara, S. e Hewings, G. J. (2004). Spatial structure and taxonomy of decomposition in shift-share analysis. *Growth and change*, 35(4):476–490.
- Silva, A. L. F. e Diniz, M. B. (2020). Padrões de concentração regional da indústria de transformação brasileira. *Nova Economia*, 30(2):407–454.
- Simões, R. F. (2005). Métodos de análise regional e urbana: diagnóstico aplicado ao planejamento. *Cedeplar/UFMG*.
- Souza, F. E. P. (2015). Por que a indústria parou? In: Barbosa, N., Marconi, N., Pinheiro, M. C., e Carvalho, L., editores, *Indústria e desenvolvimento produtivo no Brasil*, volume 1, Capítulo 1, Página 3–30. Elsevier-FGV, Rio de Janeiro.
- Squeff, G. C. e De Negri, F. (2014). Produtividade do trabalho e mudança estrutural no brasil nos anos 2000. In: De Negri, F. e Cavalcante, L. R., editores, *Produtividade no Brasil: desempenho e determinantes*, volume 1, Capítulo 8, Página 249–280. Ipea-IBDI, Brasília.
- Stilwell, F. J. (1969). Regional growth and structural adaptation. *Urban studies*, 6(2):162–178.

Anexo A. Decomposição *shift-share* do modelo clássico.

Tabela 6. Decomposição *shift-share* da taxa de crescimento acumulada regional (2007-2018).

Mesorregião	ECD	EMI	ECR	Mesorregião	ECD	EMI	ECR
Norte Fluminense (RJ)	0,792	0,145	0,562	Centro Ocidental RS (RS)	-0,055	-0,017	-0,091
Leste Potiguar (RN)	0,764	0,311	0,300	Centro Ocidental PR (PR)	-0,056	0,293	-0,571
Sul Maranhense (MA)	0,735	-0,044	0,539	Jequitinhonha (MG)	-0,056	-0,010	-0,088
Centro Amazonense (AM)	0,591	0,184	0,352	Nordeste Mato-grandense (MT)	-0,057	0,399	-0,706
Central Potiguar (RN)	0,540	0,352	0,103	Centro Oriental Paraná (PR)	-0,068	-0,153	0,093
Noroeste Espírito-santense(ES)	0,479	0,273	-0,356	Serrana (SC)	-0,070	0,100	-0,172
Leste Maranhense (MA)	0,455	0,000	0,473	Sul Baiano (BA)	-0,071	0,641	-0,464
Sudeste Paraense (PA)	0,413	0,254	0,037	Metropolitana de São Paulo (SP)	-0,074	0,292	-0,327
Centro Maranhense (MA)	0,404	0,177	0,193	Sul Fluminense (RJ)	-0,076	0,070	-0,158
Oeste Potiguar (RN)	0,399	0,124	0,224	Vale do Itajaí (SC)	-0,083	-0,059	-0,032
Leste de Mato Grosso do Sul (MS)	0,395	0,121	0,225	Piracicaba (SP)	-0,084	0,443	-0,384
Centro Fluminense (RJ)	0,355	-0,216	0,666	Noroeste Fluminense (RJ)	-0,099	0,253	-0,289
Mata Pernambucana (PE)	0,294	-0,054	0,110	Campinas (SP)	-0,109	0,317	-0,338
Centro Sul Cearense (CE)	0,277	0,265	-0,071	Leste Paranaense (PR)	-0,111	-0,146	0,010
Noroeste Cearense (CE)	0,248	-0,122	0,187	Noroeste Paranaense (PR)	-0,114	0,640	-0,726
Metropolitana Rio de Janeiro (RJ)	0,236	0,209	-0,006	Agreste Alagoano (AL)	-0,120	0,551	-0,528
Norte Maranhense (MA)	0,222	0,635	-0,349	Itapetinga (SP)	-0,139	0,127	-0,252
Grande Florianópolis (SC)	0,211	0,193	-0,028	Leste Sergipano (SE)	-0,147	0,059	-0,229
Norte Amazonense (AM)	0,182	0,027	-0,131	Sudoeste Paraense (PA)	-0,156	-0,023	-0,146
Sul Espírito-santense (ES)	0,176	0,081	0,082	Assis (SP)	-0,159	0,590	-0,515
Oeste de Minas (MG)	0,172	0,032	0,131	Sudeste Mato-grossense (MT)	-0,166	0,364	-0,593
Centro Norte MS (MS)	0,169	0,155	0,010	Campo das Vertentes (MG)	-0,169	0,504	-0,545
Oriental do Tocantins (TO)	0,168	-0,040	0,241	Central Mineira (MG)	-0,182	0,155	-0,325
Norte Cearense (CE)	0,155	-0,336	0,627	São José do Rio Preto (SP)	-0,186	0,065	-0,266
Sul Cearense (CE)	0,150	-0,008	0,155	Norte de Minas (MG)	-0,191	0,058	-0,258
Metropolitana de Porto Alegre (RS)	0,148	0,348	-0,152	Litoral Sul Paulista (SP)	-0,193	-0,102	-0,138
Nordeste Rio-grandense (RS)	0,140	0,046	0,100	Ribeirão Preto (SP)	-0,198	0,043	-0,232
Sul Catarinense (SC)	0,130	0,044	0,052	Oeste Catarinense (SC)	-0,205	0,114	-0,296
Litoral Norte Espírito-santense (ES)	0,116	0,168	-0,081	Agreste Potiguar (RN)	-0,209	0,080	-0,268
Ocidental do Tocantins (TO)	0,115	-0,156	0,146	Sertão Paraibano (PB)	-0,210	0,111	-0,293
Mata Paraibana (PB)	0,115	0,268	-0,230	Madeira-Guaporé(RO)	-0,215	0,219	-0,372
Sertão Pernambucano (PE)	0,091	0,472	-0,307	Triângulo Mineiro (MG)	-0,219	0,256	-0,411
Vale do Paraíba Paulista (SP)	0,088	0,138	-0,038	Centro Norte Piauiense (PI)	-0,221	-0,042	-0,166
Macro Metropolitana Paulista (SP)	0,085	0,150	-0,078	Metropolitana de Belém (PA)	-0,232	0,320	-0,531
Metropolitana de Fortaleza (CE)	0,080	0,213	-0,106	Sul Goiano (GO)	-0,245	-0,301	0,074
Sudoeste do MS (MS)	0,079	-0,066	0,118	Araraquara (SP)	-0,246	0,099	-0,336
Nordeste Baiano (BA)	0,069	0,233	-0,184	Sudeste Rio-grandense (RS)	-0,252	0,440	-0,517
Araçatuba (SP)	0,060	0,011	0,046	Bauru (SP)	-0,254	0,243	-0,418
Sertões Cearenses (CE)	0,059	0,671	-0,396	Leste Alagoano (AL)	-0,280	-0,018	-0,312
Norte Pioneiro Paranaense (PR)	0,057	0,589	-0,592	Marília (SP)	-0,281	0,340	-0,519
Noroeste Rio-grandense (RS)	0,053	0,084	-0,033	Noroeste de Minas (MG)	-0,284	-0,258	-0,144
Centro Sul Baiano (BA)	0,049	0,371	-0,313	Norte Mato(MT)	-0,286	0,040	-0,311
Agreste Sergipano (SE)	0,038	0,175	-0,302	Vale do Mucuri (MG)	-0,292	-0,021	-0,305
Metropolitana de Salvador (BA)	0,038	0,168	-0,119	Extremo Oeste Baiano (BA)	-0,306	-0,250	-0,070
Metropolitana de Recife (PE)	0,031	-0,145	0,191	Sertão Sergipano (SE)	-0,309	0,774	-0,814
Metropolitana de Curitiba (PR)	0,028	0,225	-0,233	Borborema (PB)	-0,310	0,103	-0,412
Centro Goiano (GO)	0,025	0,095	-0,135	Norte Piauiense (PI)	-0,332	0,083	-0,418
Centro Norte Baiano (BA)	0,022	0,009	0,009	Pantaneais Sul MS (MS)	-0,346	-0,224	-0,127
Vale do Rio Doce (MG)	0,021	0,642	-0,516	Sudoeste Piauiense (PI)	-0,370	-0,027	-0,327
Baixo Amazonas (PA)	0,019	0,367	-0,267	Sudoeste Rio-grandense (RS)	-0,375	-0,166	-0,234
Sudoeste Paranaense (PR)	0,019	0,158	-0,233	Leste Goiano (GO)	-0,383	0,098	-0,479
Centro Oriental Rio-grandense (RS)	0,017	0,500	-0,348	Nordeste Paraense (PA)	-0,395	0,146	-0,922
Norte Central Paranaense (PR)	0,013	0,517	-0,540	Oeste Maranhense (MA)	-0,408	-0,044	-0,391
Metropolitana Belo Horizonte (MG)	0,006	0,380	-0,279	Vale do Juruá (AC)	-0,426	0,452	-0,781
Agreste Pernambucano (PE)	0,001	0,214	-0,373	Noroeste Goiano (GO)	-0,451	0,735	-0,934
Sudeste Paranaense (PR)	-0,001	0,058	-0,078	Leste Rondoniense (RO)	-0,456	0,164	-0,585
Jaguaribe (CE)	-0,006	-0,250	0,293	Sudeste Piauiense (PI)	-0,462	0,275	-0,765
Central Espírito-santense (ES)	-0,011	0,119	-0,181	Sul Amazonense (AM)	-0,484	-0,145	-0,456
Centro Sul Mato(MT)	-0,021	0,146	-0,604	Norte Goiano (GO)	-0,488	0,298	-0,631
Zona da Mata (MG)	-0,021	0,729	-0,622	Vale São Franciscano (BA)	-0,493	0,073	-0,570
Baixadas (RJ)	-0,024	0,060	-0,138	Sul do Amapá (AP)	-0,551	0,131	-0,601
Sul/Sudoeste de Minas (MG)	-0,026	0,279	-0,335	Marajó (PA)	-0,561	0,617	-0,790
Distrito Federal (DF)	-0,033	0,472	-0,377	Sudoeste Amazonense (AM)	-0,573	-0,166	-0,530
Presidente Prudente (SP)	-0,033	-0,293	0,329	Vale do Acre (AC)	-0,604	0,710	-0,872
Agreste Paraibano (PB)	-0,036	0,192	-0,212	Norte de Roraima (RR)	-0,644	0,158	-0,757
Centro Sul Paranaense (PR)	-0,038	0,062	-0,126	Norte do Amapá (AP)	-0,765	-0,431	-0,591
Norte Catarinense (SC)	-0,040	0,285	-0,264	Sul de Roraima (RR)	-0,879	-0,514	-0,713
Sudoeste Mato-grandense (MT)	-0,048	0,782	-0,874	Sertão Alagoano (AL)	-0,924	0,041	-0,983
São Francisco Pernambucano (PE)	-0,049	0,058	-0,120

Fonte: resultado da pesquisa e elaborado pelo autor.