

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

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

André Luiz Ferreira e Silva \*

Área 1 – Teoria, métodos e modelos de economia regional

### 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). **JEL:** R11. R12.

### 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 multisetorial *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). **JEL:** R11. R12.

# 1 Introdução

Um 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. A estagnação produtiva das atividades mais dinâmicas da indústria de transformação, ocorreu após a economia experimentar um curto período de crescimento redistributivo, marcado pela expansão do mercado de crédito, da renda do trabalho e maior acesso a bens de consumo (DE NEGRI; CAVALCANTE, 2014). Nesse cenário, mesmo apresentando dificuldades de inserção competitiva nas cadeias globais de valor (FERRAZ; GUTIERRE; CABRAL, 2015), setores importantes como os fabricantes de máquinas e equipamentos e produtores de bens de consumo duráveis, ainda conseguiram crescer a taxa de 2,8% a.a., entre 2004 e 2010, acompanhando o ritmo da demanda doméstica por bens manufaturados que cresceu em torno de 4,4% a.a., no período (SOUZA, 2015).

Após isso, em consequência do esgotamento do modelo de crescimento sustentado pela demanda doméstica, a produtividade da indústria de transformação entra em uma fase crítica, de estagnação absoluta. O problema estrutural relativo a baixa competitividade tornou-se ainda mais evidente, com a deterioração do termos de troca, que comprometeu a acumulação de ganhos reais a partir de 2011 (BASTOS; FERREIRA, 2016). Outra questão que comprometeu a performance de parte da indústria de transformação, foi a pressão sobre a demanda por *commodities* exercida pelo crescimento da China, que passou a intervir de modo relevante nos preços internacionais a partir da crise 2008 (SQUEFF; DE NEGRI, 2014).

Mesmo diante de rumores acerca de uma possível desaceleração (*hard landing*) da economia chinesa a partir de 2013, os quais teriam repercutido nos preços internacionais, decretando o fim do superciclo de *commodities* (MANZI, 2016; CORSI; SANTOS; CAMARGO, 2019), não há evidência suficiente que sinalize uma desaceleração no processo de reprimarização da indústria brasileira. Ao contrário, evidências recentes têm demonstrado que a estagnação produtiva é uma consequência da forte heterogeneidade estrutural, acelerada nos últimos anos, em razão do crescimento desproporcional de atividades especializadas em *commodities* agrícolas, minerais e energéticas (MONTEIRO NETO; SILVA, 2018; SILVA; DINIZ, 2020). Como demonstrado adiante, essas atividades estão se expandindo rapidamente e ocupando áreas específicas, abundantes em recursos naturais, em diferentes regiões do Brasil.

Então, não restam dúvidas de que mudanças no padrão de comércio têm implicado em alterações relevantes, tornado a estrutura produtiva mais intensiva em *commodities*. Em se tratando do protagonismo de atividades fortemente localizadas, é possível que o rápido crescimento de algumas (poucas) regiões periféricas, configure um entrave para o desenvolvimento produtivo baseado na diversificação industrial. O mecanismo de transição seria compatível com um processo de transformação regressiva, em que recursos vão sendo mobilizados para o atender as necessidades de setores de alta performance, intensivos em recursos naturais. Nesse sentido, a hipótese que norteia o estudo seria aversa ao mecanismo clássico de industrialização, em que as transformações estruturais são mediadas pelo progresso técnico (KALDOR, 1961; KUZNETS, 1973).

Isto posto, dado que indústrias intensivas em recursos naturais ocuparam 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 2007 a 2018. Embora configurem economias de custos, que elevam o grau de competitividade (produtividade) para firmas exportadoras *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, ainda é pouco explorada no Brasil. Estudos que avançaram no tema, empregaram método *shift-share* para decompondo a taxa de crescimento da produtividade por trabalhador *shift-share* (GALEANO; FEIJÓ,

2013; GALEANO; WANDERLEY, 2013). Este artigo contribui apresentando um método *shift-share* multissetorial, em que a produtividade da indústria regional é agregada por meio de um sistema de ponderação espaço-temporal. O método inovador permite rastrear mudanças (quase) contínuas na produtividade regional, no período 2007 a 2018. Ele foi idealizado visando superar o problema da análise comparativa, restrita a dois períodos, tipicamente empregada em estudos regionais.

Da decomposição *shift-share*, dois modelos são extraídos. O primeiro assemelha-se a 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 \(2009\)](#) e [Espa et al. \(2014\)](#), o modelo *shift-share* espacial é uma variação interessante porque oferece uma forma de analisar o desempenho conjunto de atividades localizadas nas vizinhanças.

Para avaliar os impactos regionais e responder a 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. Primeiramente, o efeito da dinâmica intertemporal é controlado de forma não paramétrica, através do modelo SUR-SIM. Posteriormente, de forma semelhante ao proposto por [Gallo e Kamarianakis \(2011\)](#), o modelo é estendido para acomodar os efeitos da autocorrelação espacial nos erros (SUR-SEM).

Além desta introdução, o artigo foi organizado da seguinte forma. A seção 2 apresenta a estratégia metodológica de decomposição *shift-share* e 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) resultados do modelos *shift-share* clássico e espacial; (3.3) e 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, o qual 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 no 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 em que setores intensivos em tecnologia passaram apresentar elevadas taxas de crescimento. Então, na concepção do autor, mudança estrutural estaria mais relacionada a crescente participação 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 homotética<sup>1</sup>, [Esteban-Marquillas \(1972\)](#) além de suavizar a 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.

<sup>1</sup> Capta a performance de um setor  $j$ , localizado na região  $i$ , caso a estrutura produtiva regional fosse igual a do país.

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 2018<sup>2</sup>, então a produtividade da indústria regional é aferida 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, obtido por meio de 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), resulta da soma ponderada do desempenho de todas atividades industriais.

Estudos empíricos que utilizaram a decomposição clássica *shift-share* ([NAZARA; HEWINGS, 2004](#); [MAYOR; LÓPEZ, 2009](#); [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:

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

Ao longo de  $t = 1, 2, \dots, T$ ,  $g_{ij} = \log P_{ij}^t - \log P_{ij}^{t-1}$  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 da equação (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,

<sup>2</sup> O VTI foi corrigido utilizando Índices de Preços ao Produtor (IPP) do IBGE.

resultante da concentração de setores (não-competitivos) competitivos em termos de escala. Esse efeito diferencial relaciona aspectos específicos às economias de custos apropriadas por certas 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 onde as atividades são 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; FLORAX; REY, 2004). Trata-se de um fenômeno que afeta 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 entre duas regiões interdependentes, maior é a assimetria dos efeitos espaciais.

De acordo com Nazara e Hewings (2004), Mayor e López (2009) e Espa et al. (2014), esses efeitos podem ser controlados a partir de uma matriz de ponderação espacial 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  $i$ .

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

$\left\{ \begin{array}{c} \text{---} \\ \text{EMI} \end{array} \right\}$

$\left\{ \begin{array}{c} \text{---} \\ \text{ECV} \end{array} \right\}$

Neste procedimento, o termo *EMI* fica inalterado. Então, diferenças no *shift-share* espacial estão condicionadas ao *efeito competitividade vizinhança (ECV)*. Autores como Nazara e Hewings (2004), argumentam que se trata de uma forma externalidade espacial (*neighbor-region sectoral regional-shift effect*), pois reflete o desempenho conjunto das atividades industriais localizadas nas vizinhanças de  $i$ .

Em ambos modelos *shift-share*, 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 com 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 deve-se principalmente a fatores específicos da estrutura produtiva local e não a 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 a disparidade regional, Gallo e Kamarianakis (2011) estimaram um sistema de regressões baseadas em SUR (*Seemingly Unrelated regressions*). O método é apropriado, porque a adoção de um mecanismo não-paramétrico na matriz de variância-covariância,

permite controlar de forma eficiente os efeitos da dinâmica espaço-temporal. 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 espacialmente independente (SUR-SIM). Segundo Anselin (1988), Mur, López e Herrera (2010), neste modelo os parâmetros (intercepto e coeficientes angulares) são homogêneos no espaço, mas podem variar ao longo do tempo.

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

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

Em que,  $(g_{it} - g_t)$  é a taxa diferencial de crescimento 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 de uma pequena mudança no *mix-industrial* e *competitividade regional* sobre o diferencial de produtividade, respectivamente, e  $\varepsilon_{1,t}$  e  $\varepsilon_{2,t}$  são erros aleatórios independentes entre si.

Dado que as regressões são independentemente estimadas<sup>3</sup>, toma-se um SUR na forma matricial.

$$\begin{aligned} y_t &= Z_t \delta_t + \varepsilon_t \\ \varepsilon_t &\sim N(0, \Omega) \end{aligned} \quad (11)$$

Para cada  $t$ ,  $y_t$ ,  $u_t$  e  $\varepsilon_t$  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.

No SUR-SIM (11), sendo  $I_N$  é uma matriz identidade ordem  $N \times N$ ,  $\Omega = \Sigma \otimes I_N$ ,  $\Sigma$  é uma matriz  $T \times T$ , tal que as covariâncias  $E[\varepsilon_{it} \cdot \varepsilon_{is}] = \sigma_{ts}$  acomodam os efeitos da autocorrelação serial, ao longo de  $t, s = \{1, 2, \dots, T\}$ .

Esta primeira especificação é compatível a decomposição *shift-share* (6). Os parâmetros estimados por máxima verossimilhança serão consistentes e eficientes, se autocorrelação espacial não influenciar, de modo relevante, a distribuição dos erros e a estrutura da matriz de variância-covariância  $\Omega$ . Se tal hipótese não é verificada, pode-se alternativamente incorporar um vetor espacialmente defasado no modelo, transformando-o em um SUR espacial.

Como se observa na literatura, a difícil identificação do processo autorregressivo espacial, se controlada pela distribuição dos erros (SUR-SEM), por um vetor *lag* espacial da variável dependente (SUR-SLX), ou por especificações mais sofisticadas, caso do modelo Durbin (SUR-SDM), tem levado a uma discussão sobre a qualidade do ajuste em diferentes especificações 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; FLORAX; REY, 2004). Assim, a comparação do ajuste 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. Segundo o autor, um modelo SUR-SEM pode ser representado por:

$$\begin{aligned} y_t &= Z_t \delta_t + u_t \\ u_t &= \lambda_t W u_t + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, \Omega) \end{aligned} \quad (12)$$

Em que,  $\lambda_t$  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 assumi uma forma mais complexa

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

<sup>3</sup> Esse procedimento é necessário para corrigir a colinearidade existente entre os termos *shift-share*.

Mesmo diante de erros não esféricos, restringidos por  $N > T$ , [Anselin \(1988, p. 141\)](#) demonstra que estimadores de Máxima Verossimilhança podem ser usados 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) estimadas pelo 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; LÓPEZ; HERRERA, 2010](#)). O objetivo é verificar se há alterações significativas nos parâmetros do modelo, após o controle da autocorrelação espacial nos erros.

## 2.3 Dados

No cálculo das equações fundamentais do método *shift-share*, foram empregados dados sobre duas variáveis usuais em estudos regionais: o valor da transformação industrial (VTI) e 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 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 Sistema 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 (Indústrias extrativas e transformação) da CNAE 2.0. Os níveis de produtividades das equações (2)-(4), por sua vez, foram obtidos mediante um sistema de ponderação composto pelo *share* do emprego industrial. Como demonstrado adiante, os resultados permitem uma análise evolutiva da produtividade por trabalhador entre 2008 e 2018.

Visando 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 por trabalhador 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, utilizada neste estudo.

## 3 Análise dos resultados

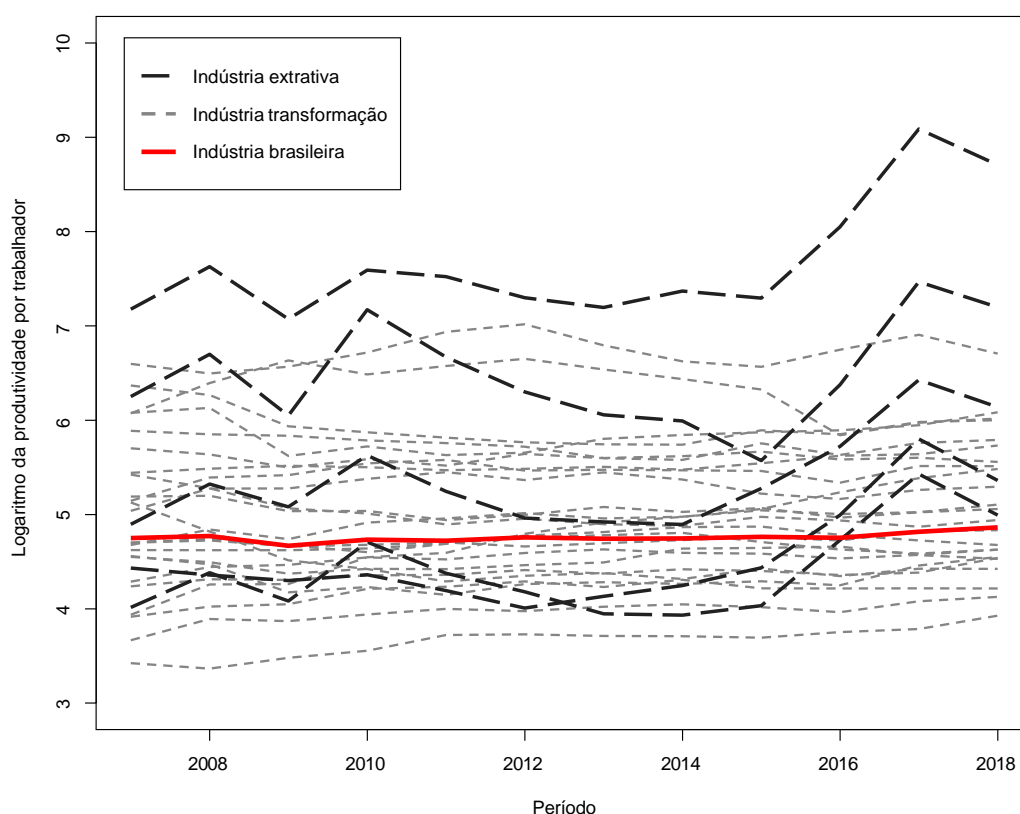
### 3.1 Reestruturação produtiva pós-crise 2008

Inicia-se examinando as mudanças na estrutura produtiva brasileira a partir da crise financeira 2008. Para tanto, a Tabela 1 foi construída com base nos níveis de produtividade indicados nas equações (3) e (4). E a Figura 1, vinculada, auxilia na análise da trajetória do desempenho produtivo entre 2007 e 2018. Seu eixo vertical é computado em logaritmo, para suavizar a disparidade existente entre níveis de produtividade da indústria extrativa e transformação. O logaritmo da produtividade por trabalhador serviu, ainda, à estimativa da taxa instantânea de crescimento, disposta na última coluna da Tabela 1.

A razão pela qual mudanças estruturais não são capazes de engendrar transformações progressivas no desempenho agregado, está associada ao fato de existir profundas distorções entre níveis de produtividade industrial, no escopo da estrutura produtiva brasileira. Essas mudanças seriam menos traumáticas, se o dinamismo fosse orientado por setores intensivos em tecnologia. No entanto, as primeiras evidências

mostram que, enquanto alguns setores exibem ritmo de crescimento lento, outros importantes na formação do VTI, como *Fabricantes de combustíveis*, *Produtos químicos*, *Metalurgia*, *Materiais elétricos* e *Veículos automotores*, simplesmente estiveram estagnados, não conseguindo agregar valor à produtividade. Como resultado, a produtividade média ou global da indústria brasileira (grifo vermelho na Figura 1) também segue estagnada. Ademais, ainda que setores trabalho intensivo como *Fabricação de produtos alimentícios*, *Bebidas* e *Têxteis*, tenham aumentado participação na população ocupada, essa mudança veio acompanhada de retração significativa na produtividade (Tabela 1).

Figura 1 – Evolução da produtividade industrial por trabalhador (2007-2018)



Fonte: resultado da pesquisa e elaborado pelo autor.

No entanto, mudança bem diferente ocorreu entre setores da *Indústria Extrativa* (Figura 1). O maior destaque fica por conta da *Extração de petróleo e gás natural*, que triplicou seu nível de produtividade entre 2008 e 2018, equivalente a um crescimento em torno de 12,15% a.a. (Tabela 1). Com exceção da *Extração de minerais metálicos*, que exibe uma taxa de crescimento não significativa, explicada pela instabilidade estrutural, as demais alcançaram níveis de desempenho bem acima da média global.

O desempenho da *Indústria Extrativa* condiz com a reversão de uma tendência declinante que perdurou até 2014, marcando o esgotamento do superciclo das *commodities*. Importa lembrar que o choque da crise-2008 não impactou imediatamente os preços das *commodities*, mantendo-os relativamente estáveis entre 2010-2013. Essa sustentação é explicada por um amplo programa de investimento 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; SANTOS; CAMARGO, 2019). Em contraste, a produtividade média na Indústria Extrativa cresceu significativamente a partir de 2015. Novamente, essa reversão foi impulsionada pela expansão da demanda no mercado internacional, que elevou a quantidade exportada de produtos básicos e semielaborados.



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	435,022	2,49	895,740	0,0694*
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	89,755	97,51	161,263	0,0616*
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	118,238	100,00	129,552	0,0081

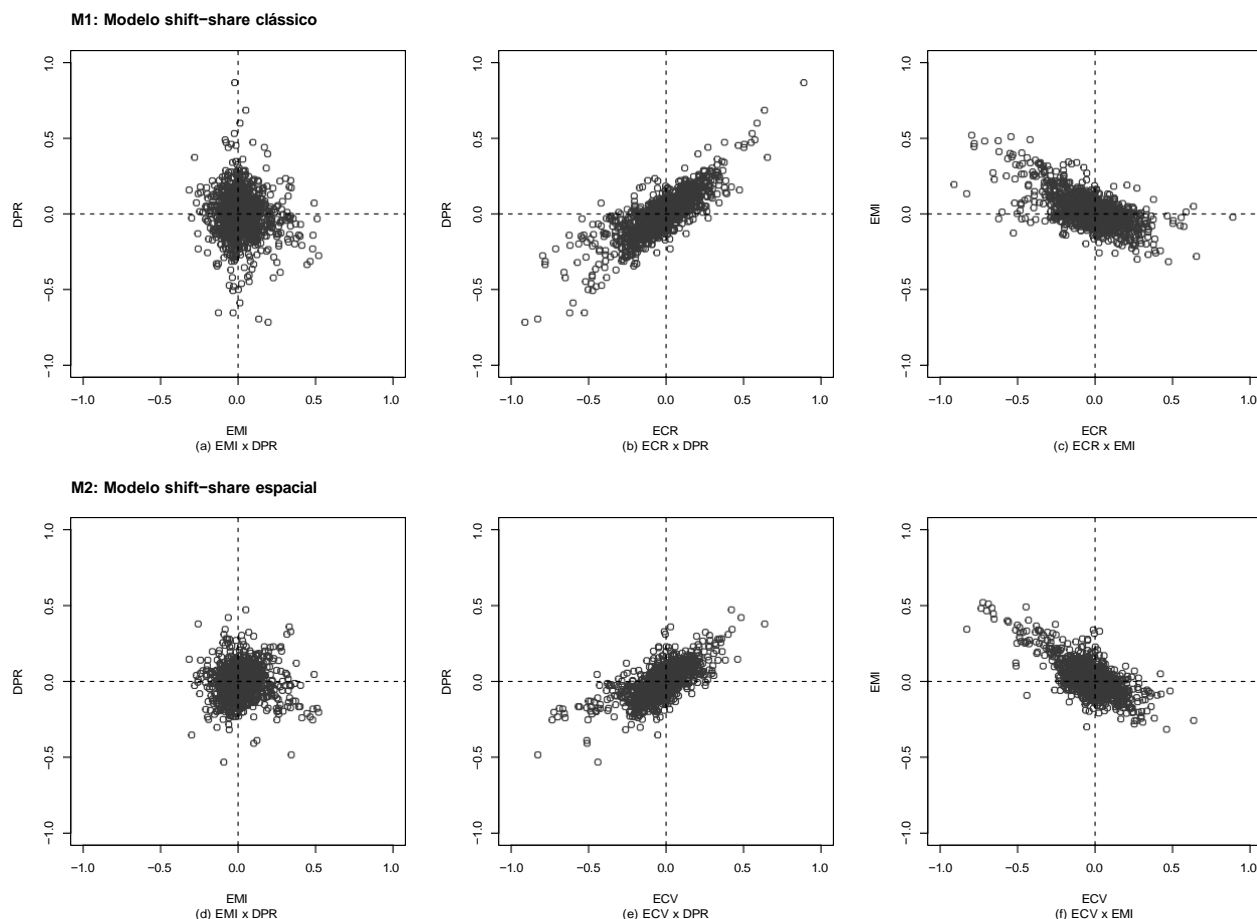
Nota. Em percentual,  $z_{07}$  e  $z_{17}$ , é o share do emprego 2007 e 2017, respectivamente.  $P_{08}$  e  $P_{18}$  é a produtividade do trabalho em 2008 e 2018.  $g_j^*$ , é a taxa instantânea de crescimento da produtividade, estimada significativa a 10%, no período 2007 a 2018. Fonte: resultado da pesquisa e elaborado pelo autor.

### 3.2 Análise *shift-share* da produtividade regional

A análise descritiva apresentada a seguir, visa levantar as primeiras evidências acerca das mudanças na composição estrutural e sua relação com a competitividade regional. Para isso, gráficos de dispersão envolvendo taxas de crescimento do modelo *shift-share* clássico (6) e espacial (8), foram elaborados e organizados na Figura 2. A Tabela 2, por sua vez, mostra um resumo estatístico aplicado aos modelos, em que a média e o erro padrão foram estimados tomando os cross-sections da amostra dados em painel.

Entre os resultados ilustrados na Figura 2, percebe-se que o diferencial de crescimento da produtividade regional (DPR) aumenta, tanto com o efeito interno da competitividade (ECR), quanto com efeito competitividade vizinhança (ECV). Isso revela que características específicas tem contribuído com o aumento das disparidades regionais. Nota-se, ainda, que 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.

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



Fonte: resultado da pesquisa e elaborado pelo autor.

Em contexto global, as dispersões não sinalizam uma correlação causal do efeito mix-industrial. Em princípio, não se pode afirmar que as disparidades regionais são sensíveis às mudanças observadas na composição estrutural. No entanto, de acordo com a Tabela 2, o mix-industrial (EMI) foi a componente que apresentou menor variabilidade regional, no período. Isso de certo modo configura um fator complicador para atenuar o problema das disparidades, tendo em vista a tendência concêntrica da produção industrial.

Tabela 2 – Resumo estatístico taxas de crescimento do modelo *shift-share* clássico e espacial.

Ano	Modelo <i>shift-share</i> clássico						Modelo <i>shift-share</i> 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.

Com base na taxa de crescimento acumulada ao longo do período, a Figura 3 permite examinar a distribuição geográfica das componentes *shift-share* do modelo clássico e espacial. A Tabela 6, no Anexo

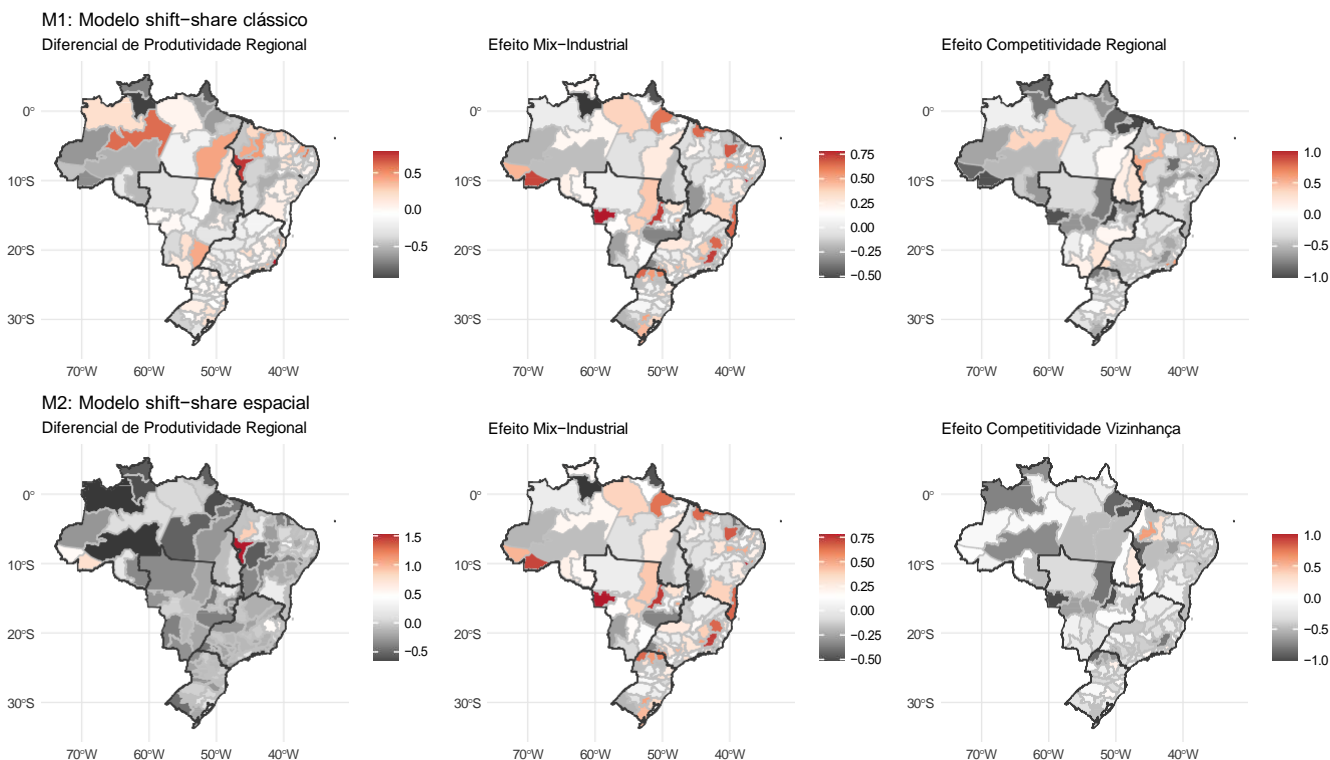
A, auxilia na identificação das mesorregiões que mais (menos) cresceram entre 2007 e 2018.

A forte heterogeneidade estrutural é uma característica marcante no Norte do país. Trata-se de uma área excessivamente fragmentada, que concentra aglomerações especializadas em bens de capital e de consumo duráveis, bem como indústrias intensivas em recursos naturais. As indústrias mais dinâmicas estão localizadas no Polo Industrial de Manaus (PIM), mais especificamente, no Centro Amazonense, estado do Amazonas (Tabela 6). Nessa região, atividades tem se beneficiado de conexões intersetoriais envolvendo a fabricação de eletroeletrônicos, máquinas e equipamentos, componentes de informática, comunicação e veículos automotores. Por outro lado, a exploração mineral fortemente concentrada no Sudeste do Pará, também tem configurado 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 influenciada por atividades intensivas em trabalho, tem crescido a ritmo ligeiramente superior à média nacional. Entretanto, mudanças significativas importantes são observadas no Leste Potiguar (RN), envolvendo a Área Metropolitana de Natal (Tabela 6). Observa-se que a performance desta região, assim como da Área Metropolitana de Fortaleza (CE) e Salvador (BA), tem sido orientada por transformações estruturais ligadas a expansão de atividades da *Extração de petróleo e gás natural*.

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 tende tangenciar a estagnação produtiva diagnosticada no cenário nacional. Nestas regiões, em que pese a contribuição do fator mix-industrial, fatores relacionados a competitividade foram determinantes para o fraco desempenho regional.

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



Fonte: resultado da pesquisa e elaborado pelo autor.

Assim como no Nordeste, mudanças estruturais mais significativas ocorreram em razão da *Extração de petróleo e gás natural*. A expansão dessa atividade contribuiu, de modo relevante, com o crescimento de uma grande região integrada que vai do Noroeste do Espírito Santo até Área Metropolitana do Rio de Janeiro. Devido abundância de recursos naturais, algumas mudanças vieram acompanhadas de ganhos de competitividade, caso do Norte Fluminense no Rio de Janeiro. Todavia, o *trade-off* existente entre o mix-industrial e ganhos de produtividade advindos de vantagens naturais, tem marcado o ritmo de crescimento no Sudeste.

Essa tendência também tem afetado o desempenho de estruturas no Sul do país. No entanto, a performance difere da encontrado no Sudeste, à medida em 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 distantes dos grandes centros urbanos, 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, onde dispersão geográfica tem ocorrido de forma relativamente homogênea entre níveis de produtividade.

A instabilidade estrutural também é verificada no Centro-Oeste. Esta característica está diretamente relacionada a produção industrial homogênea baseada em economias de escala. Os resultados mostram que a *Fabricação de produtos alimentícios* é o principal vetor de crescimento regional. Entre outras fontes, essas atividades se beneficiam com economias de custos formadas pela proximidade com agropecuária. Assim como no Norte, a excessivamente concentração produtiva especializada tem restringido encadeamentos intersetoriais, que a rigor, são correlacionados no espaço. Evidências acerca desse padrão podem ser vistas por meio da dispersão geográfica do *efeito competitividade vizinhança*, que evoluiu abaixo da média em grande parte do território (Figura 3).

### 3.3 Resultados do modelo SUR

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

Tabela 3 – Impactos regionais do diferencial da produtividade por trabalhador (SUR-SIM)  
M1: Modelo *shift-share* clássico.

Ano	Efeito Mix-Industrial Breusch-Pagan: 191.8 p-value: [4.95e-17]					Efeito Competitividade Regional Breusch-Pagan: 1372 p-value: [9.83e-251]				
	$\alpha_1$	$ep(\alpha_1)$	$\beta_1$	$ep(\beta_1)$	$R^2$	$\alpha_2$	$ep(\alpha_2)$	$\beta_2$	$ep(\beta_2)$	$R^2$
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.

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  $\Sigma$  é não diagonal, indicando que as covariâncias estimadas são capazes de corrigir os efeitos da autocorrelação serial.

Tabela 4 – Impactos regionais do diferencial da produtividade por trabalhador (SUR-SIM)  
M2: Modelo *shift-share* espacial.

Ano	Efeito Mix-Industrial Breusch-Pagan: 360.4 p-value: [1.86e-46]					Efeito Competitividade Regional Breusch-Pagan: 1221 p-value: [2.54e-219]				
	$\alpha_1$	$ep(\alpha_1)$	$\beta_1$	$ep(\beta_1)$	$R^2$	$\alpha_2$	$ep(\alpha_2)$	$\beta_2$	$ep(\beta_2)$	$R^2$
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.

Evidências indicam, também, que o diferencial da produtividade por trabalhador não tem reagido, de modo significativo, às mudanças no *mix-industrial*. Trata-se de um resultado frequente tanto sob a hipótese do modelo *shift-share* clássico (Tabela 3), quanto do modelo *shift-share* espacial (Tabela 4). Neste último caso, ainda que o coeficiente de elasticidade no período 2008-2010, 2013 e 2016, revele uma grandeza absoluta significativa, a 5% de probabilidade de erro, o diferencial de produtividade regional esteve sujeito à forte instabilidade estrutural. Além disso, o sinal positivo evidencia que, eventuais mudanças ocorridas na estrutura produtiva brasileira, não contribuíram para reduzir as disparidades regionais a longo prazo.

Os modelos orientados pela competitividade regional tem maior poder de explicação, bem como exercem maior influência sobre a evolução das disparidades regionais. O intercepto mostra que até o final de 2010, a produtividade regional por trabalhador em grande parte do Brasil esteve acima da média nacional. A partir de 2012, no entanto, esse quadro foi alterado e o desempenho de muitas regiões reduziu a níveis inferiores ao da média nacional. Por sua vez, a grandeza das elasticidades estimadas (coeficiente angular  $\beta_2$ , nas Tabelas 3 e 4), não deixa dúvida acerca da hipótese de transformação regressiva, que tem sido impulsionada pela competitividade de indústrias especializadas, intensivas em recursos naturais.

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 pelo agropecuário 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, serve para avaliar se a inclusão de um parâmetro autorregressivo espacial, aumenta o poder preditivo do modelo SUR. Ele compara a matriz variância-covariância transformada do SUR-SEM, com de um modelo restrito não espacial SUR-SIM. Os resultados mostram que tal diferença é estatisticamente significativa a 5%, apenas quando a especificação é orientada *efeito mix-industrial*. Embora os efeitos da autocorrelação espacial não se mostrem suficientes

para reverter a tendência concentradora, esse resultado corrobora com argumento de que a produção industrial diversificada tende ser mais integrada no espaço.

Tabela 5 – Impactos regionais do diferencial da produtividade por trabalhador (SUR-SEM)  
M1: Modelo *shift-share* clássico.

Ano	Efeito Mix-Industrial LM: 54,52 p-value: [5.15e-07]					Efeito Competitividade Regional LM: 14,62 p-value: [0,201]				
	$\alpha_1$	$ep(\alpha_1)$	$\beta_1$	$ep(\beta_1)$	$\lambda$	$\alpha_2$	$ep(\alpha_2)$	$\beta_2$	$ep(\beta_2)$	$\lambda$
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.

## 4 Conclusões

Empregando método que incorpora decomposição *shift-share* multisetorial a modelos baseados em regressões SUR, o artigo investigou como a produtividade regional por trabalhador tem reagido a mudanças na composição industrial e a fatores específicos da competitividade regional, no período 2007 a 2018.

A análise exploratória levantou as primeiras evidência acerca do *trade-off* existente entre ganhos de produtividade promovidos pelo mix-industrial e o efeito competitividade regional. Em consequência, o diferencial de produtividade tem aumentado com a competitividade de regiões específicas, efeito reforçado pela produtividade das vizinhanças. Esses resultados foram corroborados pelos testes econométricos baseados em SUR, indicando que a dotação específicas de fatores, relacionada principalmente a vantagens naturais, tem sido a principal causa do aumento das disparidade regionais em período recente.

Entre os fatores específicos, 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, concentradas no polo minero-metalúrgico Carajá no Sudeste do Pará; (3) vantagens locais proporcionadas pela agropecuário que elevou a produtividade de firmas 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.

Por fim, somente quando o diferencial de produtividade regional está condicionada ao *efeito mix-industrial*, os testes 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 o problema das disparidades regionais, a significância do processo autorregressivo reforça o argumento de que a produção industrial diversificada é mais integrada no espaço. Este resultado abre uma lacuna importante para a implementação de política de desenvolvimento regional, que vise incrementar ganhos de produtividade, aumentando a competitividade de indústrias intensivas em tecnologia.

## Referências

- ANSELIN, L. *Spatial econometrics: methods and models*. Dordrecht-Boston-London: Springer Science & Business Media, 1988. Citado 3 vezes nas páginas 5, 6 e 7.
- ANSELIN, L.; FLORAX, R.; REY, S. *Advances in spatial econometrics: methodology, tools and applications*. Madrid-Spain: Springer, 2004. Citado 2 vezes nas páginas 5 e 6.
- ARCELUS, F. J. An extension of shift-share analysis. *Growth and change*, Blackwell Publishing Ltd Oxford, UK, v. 15, n. 1, p. 3–8, 1984. Citado na página 3.
- BARFF, R. A.; Knight III, P. L. Dynamic shift-share analysis. *Growth and change*, Wiley Online Library, v. 19, n. 2, p. 1–10, 1988. Citado na página 3.
- BASTOS, E. K. X.; FERREIRA, P. A. d. A. *Termos de troca, ganhos de comércio e crescimento da renda interna bruta real no Brasil de 1948 a 2014*. Rio de Janeiro, 2016. Citado na página 2.
- CORSI, F. L.; SANTOS, A.; CAMARGO, J. M. A América latina: ciclo de commodities e crise do capitalismo global. *Austral: Revista Brasileira de Estratégia e Relações Internacionais*, v. 8, n. 15, p. 168–194, 2019. Citado 2 vezes nas páginas 2 e 8.
- DE NEGRI, F.; CAVALCANTE, L. R. Os dilemas e os desafios da produtividade no Brasil. In: DENEGRI, F.; CAVALCANTE, L. R. (Ed.). *Produtividade no Brasil: desempenho e determinantes*. Brasília: Ipea-IBDI, 2014. v. 1, cap. 1, p. 15–52. Citado na página 2.
- Dunn Jr, E. S. A statistical and analytical technique for regional analysis. *Papers in Regional Science*, Wiley Online Library, v. 6, n. 1, p. 97–112, 1960. Citado 2 vezes nas páginas 3 e 4.
- ESPA, G. et al. Decomposing regional business change at plant level in Italy: A novel spatial shift-share approach. *Papers in Regional Science*, Wiley Online Library, v. 93, p. S113–S135, 2014. Citado 3 vezes nas páginas 3, 4 e 5.
- ESTEBAN-MARQUILLAS, J. M. A reinterpretation of shift-share analysis. *Regional and urban economics*, Elsevier, v. 2, n. 3, p. 249–255, 1972. Citado na página 3.
- FERRAZ, L.; GUITIERRE, L.; CABRAL, R. A indústria brasileira na era das cadeias globais de valor. In: BARBOSA, N. et al. (Ed.). *Indústria e Desenvolvimento Produtivo no Brasil*. Rio de Janeiro: Elsevier-FVG, 2015. v. 1, cap. 8, p. 203–235. Citado na página 2.
- GALEANO, E.; FEIJÓ, C. A estagnação da produtividade do trabalho na indústria brasileira nos anos 1996-2007: análise nacional, regional e setorial. *Nova Economia*, SciELO Brasil, v. 23, n. 1, p. 9–50, 2013. Citado na página 3.
- GALEANO, E. A. V.; WANDERLEY, L. A. 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*, n. 40, p. 67–106, 2013. Citado na página 3.
- GALLO, J. L.; KAMARIANAKIS, Y. 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, v. 45, n. 1, p. 123–139, 2011. Citado 2 vezes nas páginas 3 e 5.
- KALDOR, N. Capital accumulation and economic growth. In: *The theory of capital*. London: Springer, 1961. p. 177–222. Citado na página 2.
- KUZNETS, S. Modern economic growth: findings and reflections. *The American economic review*, JSTOR, v. 63, n. 3, p. 247–258, 1973. Citado na página 2.
- MANZI, R. H. D. O fim do superciclo das commodities internacionais e seus reflexos na economia brasileira. *Conjuntura internacional*, v. 13, n. 1, p. 36–43, 2016. Citado 2 vezes nas páginas 2 e 8.

- MAYOR, M.; LÓPEZ, A. J. Spatial shift-share analysis versus spatial filtering: an application to spanish employment data. In: *Spatial Econometrics*. [S.l.]: Springer, 2009. p. 123–142. Citado 3 vezes nas páginas 3, 4 e 5.
- MONTEIRO NETO, A.; SILVA, R. d. O. Desconcentração territorial e reestruturação regressiva da indústria no brasil: padrões e ritmos. *Texto para Discussão N. 2402*, Ipea, Brasília, 2018. Citado na página 2.
- MUR, J.; LÓPEZ, F.; HERRERA, M. Testing for spatial effects in seemingly unrelated regressions. *Spatial Economic Analysis*, Taylor & Francis, v. 5, n. 4, p. 399–440, 2010. Citado 2 vezes nas páginas 6 e 7.
- NAZARA, S.; HEWINGS, G. J. Spatial structure and taxonomy of decomposition in shift-share analysis. *Growth and change*, Wiley Online Library, v. 35, n. 4, p. 476–490, 2004. Citado 3 vezes nas páginas 3, 4 e 5.
- SILVA, A. L. F.; DINIZ, M. B. Padrões de concentração regional da indústria de transformação brasileira. *Nova Economia*, SciELO Brasil, v. 30, n. 2, p. 407–454, 2020. Citado na página 2.
- SIMÕES, R. F. Métodos de análise regional e urbana: diagnóstico aplicado ao planejamento. *Cedeplar/UFMG*, Belo Horizonte, 2005. Citado na página 3.
- SOUZA, F. E. P. Por que a indústria parou? In: BARBOSA, N. et al. (Ed.). *Indústria e desenvolvimento produtivo no Brasil*. Rio de Janeiro: Elsevier-FGV, 2015. v. 1, cap. 1, p. 3–30. Citado na página 2.
- SQUEFF, G. C.; DE NEGRI, F. Produtividade do trabalho e mudança estrutural no brasil nos anos 2000. In: DE NEGRI, F.; CAVALCANTE, L. R. (Ed.). *Produtividade no Brasil: desempenho e determinantes*. Brasília: Ipea-IBDI, 2014. v. 1, cap. 8, p. 249–280. Citado na página 2.
- STILWELL, F. J. Regional growth and structural adaptation. *Urban studies*, Sage Publications Sage UK: London, England, v. 6, n. 2, p. 162–178, 1969. Citado na página 3.

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



Tabela 6 – Decomposição *shift-share* da taxa de crescimento por mesorregião.

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	Oeste 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	Pantaneis 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.