

Dinâmica da Estrutura Produtiva dos municípios brasileiros na crise econômica de 2015¹

Samara Cristina Vieceli

Doutoranda em Economia Aplicada
(Cedeplar, UFMG)

Jefferson Andronio Ramundo Staduto

Professor Adjunto da Unioeste – Toledo-PR
Pós-doutorando (Unicamp)
Doutor em Economia Aplicada (USP)

Área temática:

Economia – desenvolvimento e economia do trabalho

Resumo

A década de 2010 na economia brasileira foi marcada por uma crise macroeconômica significativa, iniciada em 2012 e com auge dos seus efeitos no mercado de trabalho entre 2015 e 2016, afetando até 2019. Este estudo analisa o transbordamento espacial das oscilações de emprego nos municípios brasileiros em 2015, examinando a estrutura produtiva e características socioeconômicas. Há duas hipóteses principais: Regiões mais dinâmicas integram melhor os trabalhadores ao mercado de trabalho, enquanto regiões menos ativas perdem mais trabalhadores; Indivíduos com salários menores enfrentam maiores volatilidades de emprego durante crises. O estudo, apesar de preliminar, confirmou ambas.

Palavras-Chave: Indicadores Regionais. Mercado de trabalho. Crise econômica. Turbulência. Transbordamentos espaciais.

Productive Structure Dynamics in Brazilian municipalities in the economic crisis of 2015

Abstract

The Brazilian economy in the 2010s was marked by a significant macroeconomic crisis, which began in 2012 and peaked in its effects on the labor market between 2015 and 2016, affecting it until 2019. This study analyzes the spatial spillover of employment fluctuations in Brazilian municipalities in 2015, examining productive structures and socioeconomic characteristics. There are two main hypotheses: more dynamic regions integrate workers into the labor market better, while less active regions lose more workers; individuals with lower wages face greater employment volatility during crises. The study, although preliminary, confirmed both hypotheses.

Keywords: Regional Indicators. Labor market. Economic crisis. Turbulence. Spatial overflows.

¹Pesquisa financiada pela CAPES na forma de bolsa de mestrado (2020) e pela Fapemig na forma de bolsa de doutorado.

1 INTRODUÇÃO

Na função de produção de uma economia, o *fator trabalho* é caracterizado pelo mercado de trabalho. Dessa forma, a estrutura produtiva das economias e sua dinâmica entre as regiões são comumente retratadas pela composição do mercado de trabalho no espaço. Nesse sentido, a mobilidade dos fatores de produção é um aspecto marcante da economia capitalista contemporânea, pois tem importante influência na eficácia das políticas de desenvolvimento regional.

Partindo deste conceito de função de produção, grandes fluxos de capital e maiores níveis de diversificação² produtiva aceleram o crescimento e o desenvolvimento econômico das regiões a partir de externalidades como, por exemplo, o conhecimento e seus efeitos sobre o crescimento econômico em regiões próximas (MARSHALL, 1920; ARROW, 1971; ROMER, 1986; JACOBS, 1969; PORTER, 1996). Entretanto, este trabalho busca identificar o potencial das dinâmicas produtivas locais, dos municípios brasileiros, diante de uma crise econômica. Para isso, foi analisado a relação entre a turbulência³ do mercado de trabalho e a estrutura produtiva dos municípios brasileiros no período recessivo, de 2012 a 2019, utilizando para esse estudo prévio apenas o primeiro ano de auge da crise, 2015.

A crise macroeconômica de 2015 acarretou o declínio do PIB e da produção industrial, acelerando o processo de desindustrialização observado há décadas no país (SCNT-IBGE, 2022). Concomitante às reduções no PIB, o mercado de trabalho também foi fortemente influenciado, sobretudo nos anos de 2015 e 2016, quando ocorreram os maiores saldos negativos de emprego formal registrados até então no Brasil, o que justifica a escolha do período para esse estudo prévio. Por simplicidade, denominamos todo este período recessivo como "crise de 2015", em menção ao seu período mais intenso.

Segundo Barbosa (2019), a partir da crise de 2015, a desigualdade da renda do trabalho voltou a aumentar no Brasil a níveis semelhantes aos observados há mais de uma década. Isso ocorre pois, como um importante fator de produção, o trabalho também é a principal fonte de renda dos brasileiros, o que o torna essencial para o funcionamento da economia. Apesar de as

² Geralmente mensurada pela aglomeração do número de vínculos de emprego nas atividades econômicas.

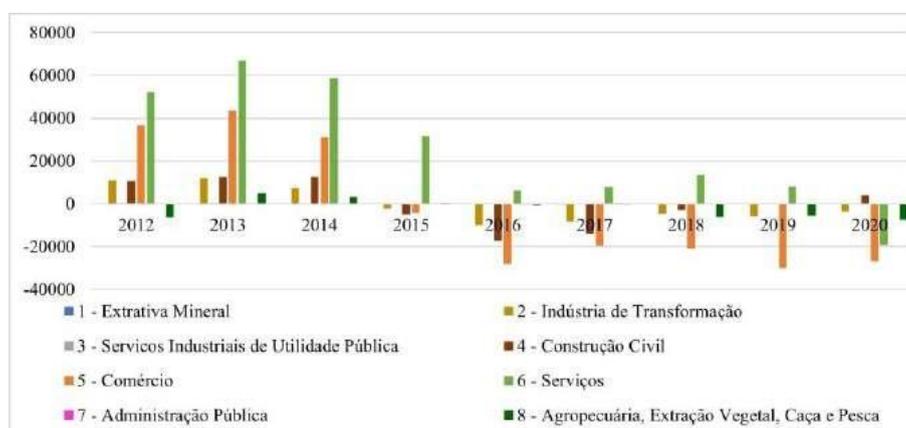
³ Variações do emprego formal no tempo, provocadas por um choque externo, caracterizado pela crise macroeconômica de 2015. Para medir os ajustamentos, foi calculado o índice de turbulência, seguindo a metodologia proposta por Jackman, Layard e Savouri (1990).

tendências da desigualdade expressarem os efeitos conjunturais da crise, a dimensão do seu efeito no mercado de trabalho indica mudanças estruturais mais duradouras. Isso ocorre pois o equilíbrio da economia é prejudicado em períodos de escassez, há altas taxas de desemprego e esses momentos geralmente vêm acompanhados por grandes problemas econômicos, sociais e políticos, como já apontado por Keynes.

[...] if real aggregate demand exceeds the supply potential of the economy, you will tend to get inflationary pressures building up and inflation itself occurring. On the other hand, if aggregate demand is below the supply potential then you will have unemployment (KEYNES, 1974, p. 4).

Sempre que ocorrem expressivas flutuações no cenário econômico, dizemos que o mercado de trabalho foi atingido por um choque, podendo este ser idiossincrático ou agregado. Um choque agregado afeta todos os setores uniformemente, enquanto um choque idiossincrático tem efeitos heterogêneos nos setores de atividade econômica, prejudicando mais alguns setores enquanto pode até beneficiar outros (BARROS et al., 2009). A crise de 2015 apresentou características de um choque idiossincrático, ou seja, os setores de atividade econômica sofreram diferentes impactos, conforme demonstrado na Figura 1.

Figura 1 – Evolução do Saldo do emprego por atividade econômica de 2012 a 2020



Fonte: Elaboração própria, a partir de dados da RAIS

Evidentemente, estes ajustamentos podem gerar efeitos negativos sobre a produtividade e o crescimento econômico. As idiossincrasias mais abordadas na literatura sobre a flexibilização e ajustamentos do mercado de trabalho foram associadas principalmente ao aspecto salarial (SAVEDOFF, 1990; BARROS et al., 2009; SILVA; MONSUETO; PORSSE, 2015a). Enquanto Tupy et al. (2021) analisaram a resiliência do mercado de trabalho brasileiro em crises de naturezas distintas, a partir do PIB, observando características regionais do país.

Em vista dos problemas decorrentes do aumento do desemprego, a partir da crise de 2015, este estudo pretende responder se os efeitos do choque econômico de 2015 no mercado de trabalho apresentam autocorrelação espacial e se as oscilações do emprego de 2014 para 2015 estão relacionadas com as características da estrutura produtiva dos municípios brasileiros. Para a estimativa empírica, foi utilizado um modelo econométrico com defasagem espacial de corte transversal para explicar como a estrutura produtiva regional pode explicar os diversos padrões de ajustamentos do mercado de trabalho brasileiro na crise de 2015.

A principal hipótese é que regiões mais dinâmicas tendem a integrar mais os indivíduos ao mercado de trabalho (aumentar a turbulência), enquanto regiões com poucas atividades perdem trabalhadores (turbulência negativa). A segunda hipótese é que pessoas com salários mais baixos tendem a passar por maiores volatilidades de emprego em períodos de crise, portanto, devem influenciar mais na turbulência do mercado.

2 REVISÃO DA LITERATURA

O mercado de trabalho é constantemente influenciado por diversas variáveis que implicam em consequências positivas ou negativas na economia. Quando estas consequências atingem a economia intensamente, elas passam a influenciar o mercado de trabalho. A literatura nomeia estas fortes consequências como choques. Diante de choques negativos que incidem sobre a demanda agregada, um dos sintomas é o aumento do desemprego.

O mercado de trabalho, por sua vez, influencia o comportamento dos trabalhadores, que respondem conforme suas particularidades individuais e às particularidades dos mercados em que estão inseridos (BEHRMAN, 1999; LEMOS et al., 2003; STADUTO; SCHIO, 2010). Diante de um choque na economia, há duas formas do mercado de trabalho se ajustar: via alteração dos níveis salariais ou pela realocação da mão de obra entre os subsetores. O melhor ajuste dependerá da natureza do choque, conforme Barros e Mendonça (1997) explicam:

Suponha uma economia em perfeito equilíbrio onde a alocação setorial da mão de obra é tal que o salário é inicialmente o mesmo em todos os setores. No caso de um choque agregado, como todos os subsetores são afetados de forma idêntica, a realocação da mão de obra tem um papel bastante limitado para eliminar os desequilíbrios do mercado. Nesse caso, a variável importante no ajuste será o nível salarial. [...] Caso haja flexibilidade salarial, mas a elasticidade da demanda com relação ao salário varie entre os diversos subsetores do mercado, para que haja uma queda uniforme nos salários será necessária alguma realocação da força de trabalho, com trabalhadores se transferindo dos subsetores onde a demanda é menos elástica para aqueles onde ela é mais

elástica. [...] Caso não haja perfeita flexibilidade alocativa, haverá quedas salariais diferenciadas nos diversos subsetores, levando ao surgimento de diferenças de salário e, portanto, de produtividade entre trabalhadores igualmente produtivos, evidenciando a incapacidade do mercado de trabalho de se ajustar completamente (BARROS; MENDONÇA, 1997, p. 1).

Para Amadeo et al. (2015), flexibilidade alocativa é a capacidade do mercado de trabalho de alocar a mão de obra de modo eficiente, mantendo a produtividade marginal do trabalho constante em todas as atividades, podendo ser caracterizada ainda pela ausência de segmentação. Por essa perspectiva, a flexibilidade pode ser vista como indício da existência de barreiras à mobilidade da mão de obra, como aumento de desemprego e do grau de informalidade, ou ainda, mudanças na composição setorial da ocupação.

A capacidade e velocidade de ajustamento do mercado de trabalho dependem do seu grau de flexibilidade alocativa, da abrangência e dimensão do choque, do grau de descasamento⁴ e também das características dos indivíduos e dos subsetores de atividade econômica que compõe o mercado de trabalho (BARROS; MENDONÇA, 1997; SILVA; MONSUETO; PORSSE, 2015a).

2.1 Ajustamentos regionais de aglomeração

Há uma gama de análises que associam o mercado de trabalho às teorias de aglomeração e desaglomeração (DINIZ; CROCCO et al., 1996; ANDRADE; SERRA, 1998; CANO, 2007; DALBERTO; STADUTO, 2013; GONÇALVES et al., 2019; SOUZA; VERÍSSIMO, 2019). A partir destes fenômenos, aglomeração e desaglomeração, os quais demonstram parte importante do comportamento do mercado de trabalho regional, é possível observar a alta volatilidade da mão de obra diante de choques econômicos (BARROS et al., 2009; STADUTO; SCHIO, 2010).

O mercado de trabalho é responsável por boa parte do processo de distribuição de renda e, sua estrutura pode ser suscetível às influências da oferta e demanda, tais como: cenário macroeconômico, características regionais, decisões políticas, estoque do capital humano, entre outros (TELES; MIRANDA, 2006; SILVA; MONSUETO; PORSSE, 2015b). Em virtude de absorver e refletir vetores socioeconômicos do meio em que está inserido, a estrutura produtiva

⁴ Número de pessoas que estavam desempregadas ou perderam o emprego no período da crise e não foram realocadas no mercado de trabalho (JACKMAN; LAYARD; SAVOURI, 1990).

medida pelo mercado de trabalho permite analisar a dinâmica econômica de um país e suas regiões, por meio da sua distribuição no espaço (geográfica) e seu ritmo ajustamentos diante de turbulências (BARROS et al., 2009; STADUTO; SCHIO, 2010; GONÇALVES et al., 2019).

Jackman, Layard e Savouri (1990) foram os responsáveis pela elaboração do índice de turbulência, o qual avalia as dinâmicas do mercado de trabalho em função do desemprego e sua relação com o descasamento de vagas de emprego disponíveis. Enquanto Barros et al. (2009) e Staduto e Schio (2010), ao utilizar este indicador para diferentes regionalizações identificaram que regiões mais diversificadas e dinâmicas tendem a oferecer melhores condições de ajustamento do mercado de trabalho (apresentam maiores movimentações, tanto de entrada no mercado de trabalho quanto de saída no mercado de trabalho).

Gonçalves et al. (2019), por outro lado, investigaram o grau de especialização e/ou diversificação industrial e o crescimento de emprego local no território nacional para o período de 1995 a 2014, por meio dos efeitos de transbordamento. Os autores evidenciam a importância da dependência espacial para analisar a intensidade tecnológica e suas implicações no emprego de regiões vizinhas por meio de uma análise econométrica espacial. Tupy et al. (2021), por sua vez, unem os dois assuntos em pauta neste estudo. Os autores também utilizam uma abordagem espacial para analisar a estrutura produtiva das regiões brasileiras em duas crises distintas (crise de 2015 e no início da pandemia de 2020). Os autores aplicam elementos da literatura de resiliência utilizando modelos de regressões espaciais *spatial seemingly unrelated regressions* (SUR). Seus resultados apontam que economias mais dependentes de uma produção especializada (pouco diversificada) sofreram impactos mais significativos na resiliência regional.

3 METODOLOGIA

3.1 Dados

Este estudo abrange 5570 municípios do Brasil para o ano de 2015. Os dados foram obtidos por duas bases: (1) Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) e (2) Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). A Tabela 1 sintetiza a equivalência dos nomes das variáveis, assim como a fonte de dados, o período em que são consideradas e a característica da variável no modelo.

Tabela 1 – Descrição das Variáveis

Sigla	Descrição	Período	Fonte	Característica
Turb	Índice de Turbulência	2014 e 2015	RAIS	Dependente
T_reduc	Variações negativas do mercado Negativas = 1; Positivas = 0	2014 e 2015	RAIS	Dummy
IHHm	Índice Hirschman-Herfindahl ajustado	2015	RAIS	Endógena
Divers	Diversificação (QL > 1)	2015	RAIS	Endógena
R1SM	Trabalhadores com renda até 1 SM	2015	RAIS	Endógena
R3MS	Renda de 1,01 a 3 SM	2015	RAIS	Endógena
R7MS	Renda de 3,01 a 7 SM	2015	RAIS	Endógena
RM7	Renda maior do que 7 SM	2015	RAIS	Endógena
PIBpc	Produto Interno Bruto per capita	2015	IBGE	Exógena
Pop50	Até 50.000 habitantes	2015	IBGE	Dummy
Pop200	De 50.001 a 200.000 habitantes	2015	IBGE	Dummy
Pop201	Mais de 200.000 habitantes	2015	IBGE	Dummy

Fonte: Elaboração Própria.

A principal variável de interesse é a variável dependente, o Índice de Turbulência, que mede a intensidade de choques idiossincráticos na estrutura do mercado de trabalho, de modo a representar a fração dos trabalhadores a ser realocada entre dois instantes de tempo. Sua formalização matemática é representada conforme [Equação 1](#):

$$Turb_i = \sum_{E_{i,se}=1}^{mi} |P_{m,i,t1} - P_{m,i,t0}| \quad (1)$$

Sendo, $P_{m,i,t} = (E_{m,i,t}/EB)100$; m são os subsetores que compõem cada grande setor; $E_{i,se}$ é o emprego no grande; setor de atividade econômica do IBGE se ; EB é o total de emprego formal no Brasil; $t0$, período inicial; $t1$, período final; e $p_{m,i,t}$ é a proporção de trabalhadores em cada subsetor, por município, em relação ao total do Brasil (EB).

Na sequência, os indicadores de desenvolvimento regional que mensuram a estrutura produtiva são o *IHHm* e a Diversificação. Índice Hirschman-Herfindahl modificado compara a importância do setor se do município i em relação à importância desse setor na estrutura do país, com o objetivo de medir a especialização (ou concentração) da estrutura produtiva local

(CROCCO et al., 2006; CARMO; STEGE; RAIHER, 2020). O indicador foi calculado conforme Equação 2:

$$IHHm_i = \sum_{i=1}^m \left(\frac{E_{i,se}}{E_i} \right) - \left(\frac{EB_{se}}{EB} \right) \quad (2)$$

O $IHHm$ tem variação entre 0 e 2. Se igual a 0 indica que o município é perfeitamente diversificado e, se igual a 2 demonstra que o município é especializado (concentrado) em poucas atividades econômicas.

A variável *Diversificação* é uma medida de especialização setorial calculada a partir da soma de atividades econômicas com Quociente Locacional (QL) > 1. O QL , por sua vez é calculado por:

$$QL_{i,m} = \left(\frac{E_{i,se}}{\sum_{se} E_{i,se}} / \frac{\sum_i E_{i,se}}{EB} \right) \quad (3)$$

Se o valor do QL calculado for maior do que um, então o município i apresenta uma alta participação do subsetor m comparado com a proporção relativa ao total produzido do setor no país, ou seja, consideramos que o subsetor m tem vantagens comparativas no município de referência (CROCCO et al., 2006). Para o Cálculo da *Diversificação*, se QL for maior ou igual a um, adotamos o valor 1 para o subsetor, caso contrário receberá o valor 0. Dessa forma, a diversificação se caracteriza como a soma das vantagens comparativas locais.

A variável T_reduc consiste em uma *dummy* para a turbulência negativa do mercado de trabalho, ou redução do emprego. Ela foi calculada a partir da Equação 1, sem o módulo na proporção do emprego setorial entre $t0$ e $t1$. Dessa forma, a *dummy* identifica as variações negativas nas ocupações = 1 e as variações positivas = 0.

Por fim, as variáveis de *faixa de renda* caracterizam o número de trabalhadores formais que recebem renda equivalente a cada faixa. Essas variáveis têm o objetivo de identificar os níveis de renda mais afetados pelo choque da crise econômica. A variável $PIBpc$, por sua vez, compõe o modelo como uma variável de controle.

O modelo básico estimado consiste em um corte transversal (*cross-section*) e pode ser descrito como:

$$Turb = \alpha_0 + \beta_1 T_{reduc} + \beta_2 Divers + \beta_3 IHHm + \beta_4 Pop50 + \beta_5 Pop200 + \beta_6 R1sm + \beta_7 R3sm + \beta_8 R7sm + \beta_9 RM7 + \beta_{10} PIBpc + \epsilon \quad (4)$$

Em que (4), α é uma constante, β_j para $j = 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8, 9$ e 10 são coeficientes a serem estimados, sendo ϵ o termo de erro.

3.2 Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE)

A análise exploratória de dados espaciais se baseia em analisar informações sob uma perspectiva de dados espaciais em forma de pontos no espaço, ou ainda, de polígonos que conectam localizações geograficamente mais próximas umas às outras. A AEDE tem o objetivo de testar estatisticamente a hipótese de aleatoriedade espacial dos dados, ou seja, que os valores de interesse em uma determinada região não dependem dos valores do mesmo atributo nas regiões vizinhas (ALMEIDA, 2012).

Utilizando a análise exploratória, é possível observar como os valores das regiões são distribuídas no espaço e identificar estatisticamente se há dependência espacial entre regiões contíguas ou fisicamente mais próximas. Para isso, é necessário determinar a matriz de contiguidade (ou matriz de pesos espaciais), que pode ser caracterizada pela vizinhança (fronteiras em comum), por distância geográfica ou socioeconômica, ou até mesmo por combinação das duas últimas (ANSELIN, 1999; ALMEIDA, 2012). As matrizes de pesos espaciais consistem em expressar a primeira lei de Tobler: *"Everything is related to everything else, but near things are more related than distant things"*.

A estrutura de vizinhança é expressa por uma matriz binária simétrica, em que se atribui 1 para municípios que compartilham fronteira e 0 para municípios que não possuem fronteira em comum. As matrizes mais utilizadas que utilizam as fronteiras como parâmetro de vizinhança são a matriz torre (Rook) e Rainha (Queen), lembrando que vizinhos que dividem fronteira são vizinhos de primeira ordem, mas é possível considerar uma segunda ordem de vizinhança, a partir dos vizinhos dos seus vizinhos. Matrizes formadas a partir da distância geográfica (do centroide das localizações) podem ser binárias ou não. Um exemplo é a matriz de k-vizinhos mais próximos, que considera 1 para as k localizações mais próximas e 0, caso contrário, ou ainda, é possível construir uma matriz não binária com base na inversa da distância (TYSZLER, 2006).

Uma das formas de mensurar a correlação espacial é estimar o Índice de Moran Local, pelo Indicador Local de Associação Espacial (LISA)⁵. Quando I de Moran for positivo, há autocorrelação direta da variável de interesse no espaço em relação aos valores das regiões consideradas na contiguidade. Se igual a zero, dizemos há aleatoriedade espacial e, se negativa,

⁵ Sigla originada do inglês: *Local indicators of spatial autocorrelation*

a relação de dependência espacial é inversa. Esses indicadores apresentam os padrões estatisticamente significativos de associações locais, considerando determinada matriz de contiguidade. Essa estatística pode ser visualizada no mapa, para a verificação de *clusters* de associações espaciais, podendo ser utilizada em um contexto univariado ou bivariado (ANSELIN, 1995; ALMEIDA, 2012).

3.3 Modelagem econométrica da espacialidade

A fim de fundamentar a escolha do modelo econométrico, primeiramente foi estimada uma regressão de corte transversal por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Na sequência, uma matriz de pesos espaciais foi incluída para realizar testes de dependência espacial com os resultados das estimativas⁶. O principal teste que conduz a escolha do modelo é o Multiplicador de Lagrange (LM) e sua hipótese nula (h_0) é de aleatoriedade espacial. O teste LM informa se os modelos SAR, ERRO ou SARAR⁷ têm aleatoriedade espacial, para auxiliar na escolha do modelo que melhor modela a espacialidade do modelo.

Em um modelo SAR⁸, a defasagem espacial é inserida na variável dependente, W^*Turb . No modelo ERRO, como o nome sugere, defasamos o erro espacialmente, $W^*\epsilon$, de modo que o residual do modelo passe a ser denominado por μ . Por fim, o modelo SARAR geralmente é selecionado quando a espacialidade é significativa no modelo SAR e também no modelo ERRO, o que nos leva a defasar ambos, a variável dependente e o erro.

4 RESULTADOS EMPÍRICOS

4.1 Análise Exploratória

A Tabela 2 apresenta estatísticas descritivas dos dados utilizados no modelo. É perceptível que algumas variáveis têm grande amplitude, por exemplo o número de trabalhadores formais que recebe o valor correspondente a cada faixa salarial.

⁶ Essencial a esses cálculos são os resíduos, portanto, quando escolhemos $X = \epsilon$ já não podemos continuar testando a dependência espacial em nossos modelos.

⁷ Há modelos de modelagem econométrica espacial que utilizam a defasagem nas variáveis independentes do modelo, mas esse não foi o objetivo do presente estudo.

⁸ *Spatial Autoregressive*

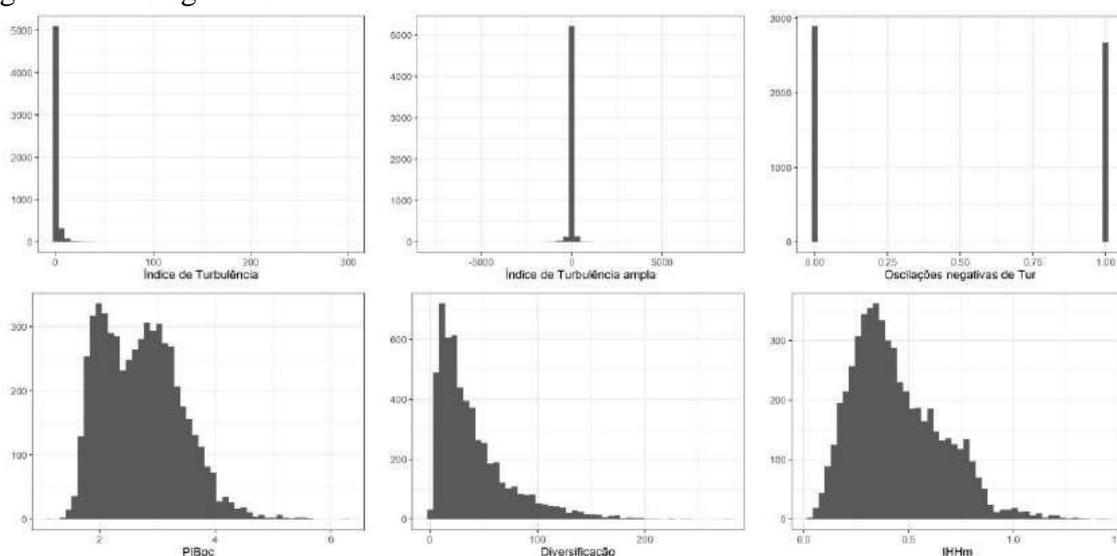
Tabela 2 – Estatísticas Descritivas

Variable	Obs	Mean	Std.Dev.	Min	Max
Turb	5570	1.464	7.286	0.003	297.9
IHHm	5570	0.444	0.214	0.032	1.443
Divers	5570	40.22	34.91	0	275
R1sm	5570	466.9	3020	0	160607
R3sm	5570	5372	47069	0	2712650
R7sm	5570	1665	20857	0	1300013
Rm7	5570	753.0	13095	0	749561
PIBpc	5570	19.64	20.06	3.090	513.1
T_reduc	5570	0.481	0.500	0	1
Pop50	5570	0.882	0.322	0	1
Pop200	5570	0.091	0.288	0	1
Pop201	5570	0.026	0.160	0	1

Fonte: Elaboração Própria.

O Índice de Turbulência, apesar da grande amplitude entre seu valor mínimo e máximo, se concentra próximo de zero, com média baixa, de 1,464 (como é possível observar na [Figura 2](#)). Dessa forma, a *Dummy* T_reduc representa as oscilações negativas, à esquerda do histograma, evidenciando que a maior parte dos municípios apresenta turbulência igual a zero ou muito próximas desse valor, o que indica que municípios com valores altos de turbulência tiveram uma diferença relevante dos níveis de emprego. O PIBpc, a Diversificação e IHHm apresentam uma distribuição que tende à esquerda pois não foram padronizadas.

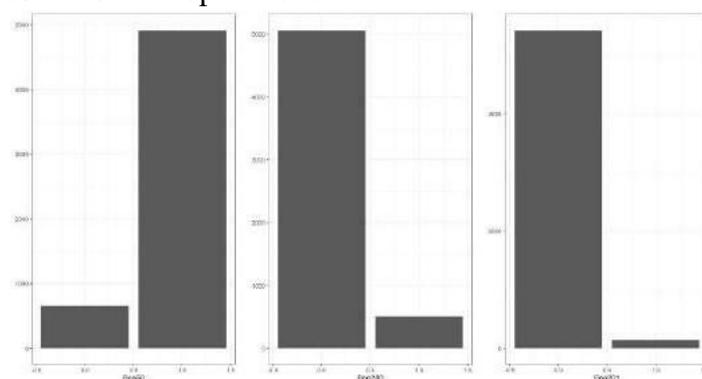
Figura 2 – Histogramas



Fonte: Elaboração Própria.

A variável *Turbulência ampla* é o resultante do cálculo do índice de turbulência, porém sem módulo, para identificar se as oscilações do mercado foram positivas ou negativas. As *dummies* de população foram determinadas para captar os efeitos da crise nos distintos tamanhos de municípios, visto que o Brasil é um país muito heterogêneo e as diferentes escalas não são diretamente comparáveis. A [Figura 3](#) mostra a distribuição das *Dummies* em frequência do número de municípios com 0 e 1 em cada escala alocada.

Figura 3 – *Dummies* de escala Populacional



Fonte: Elaboração Própria.

Em complemento, a [Tabela 3](#) demonstra que um corte de população com até 50 mil habitantes representa cerca de 88% dos municípios brasileiros. Em relação aos demais municípios, cerca de 9%, em 2015 tinha entre 50 mil e 200 mil habitantes, enquanto apenas 2,64% tinham mais do que 200 mil habitantes, portanto, podem ser consideradas cidades grandes.

Tabela 3 – Estatística das Escalas Populacionais

Valor	Pop50		Pop200		Pop201	
	Freq.	Percent	Freq.	Percent	Freq.	Percent
0	655	11.76	5062	90.88	5423	97.36
1	4915	88.24	508	9.12	147	2.64
Total	5570	100	5570	100	5570	100

Fonte: Elaboração Própria.

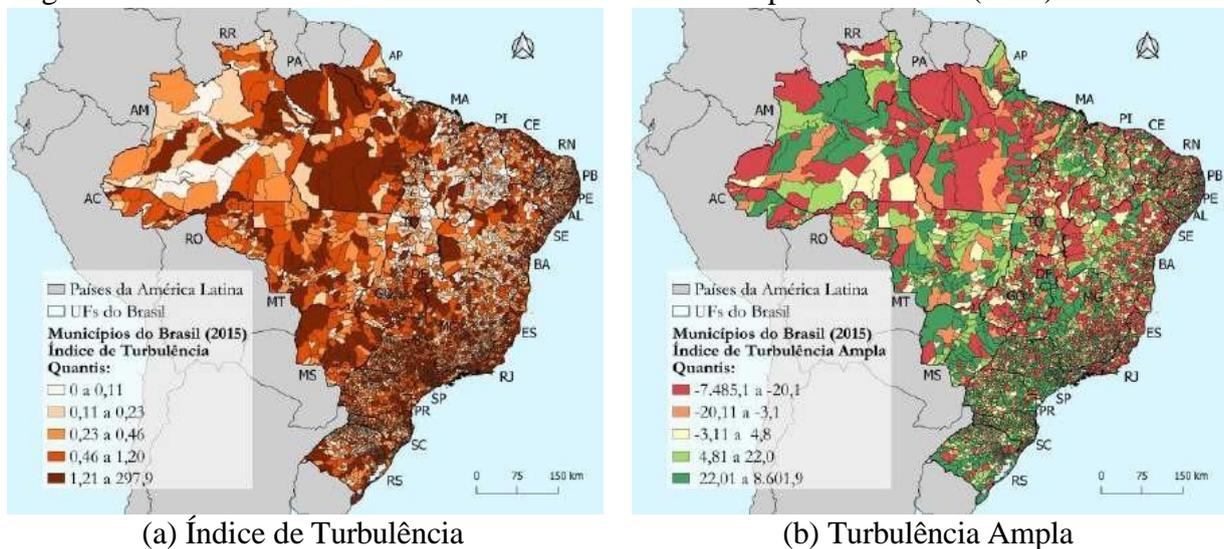
A próxima seção faz uma análise da distribuição espacial dos dados. Especificamente, é feita uma análise exploratória dos dados espaciais (AEDE).

4.2 AEDE

Com o intuito de analisar as associações espaciais da turbulência da crise de 2015 em relação à espacialidade da diversificação produtiva no espaço, essas técnicas foram aplicadas no presente estudo, utilizando as matrizes de pesos espaciais: i) Rainha de primeira ordem (rainha 1), ii) Rainha de segunda ordem (Rainha 2) e iii) 10 vizinhos ($k=10$).

Primeiramente foi analisada a distribuição do Índice de Turbulência dos municípios brasileiros em comparação com a Turbulência ampla (Figura 4) para melhor identificar se as localizações que apresentaram turbulência tiveram mais entradas ou mais saídas do mercado de trabalho de 2014 para 2015.

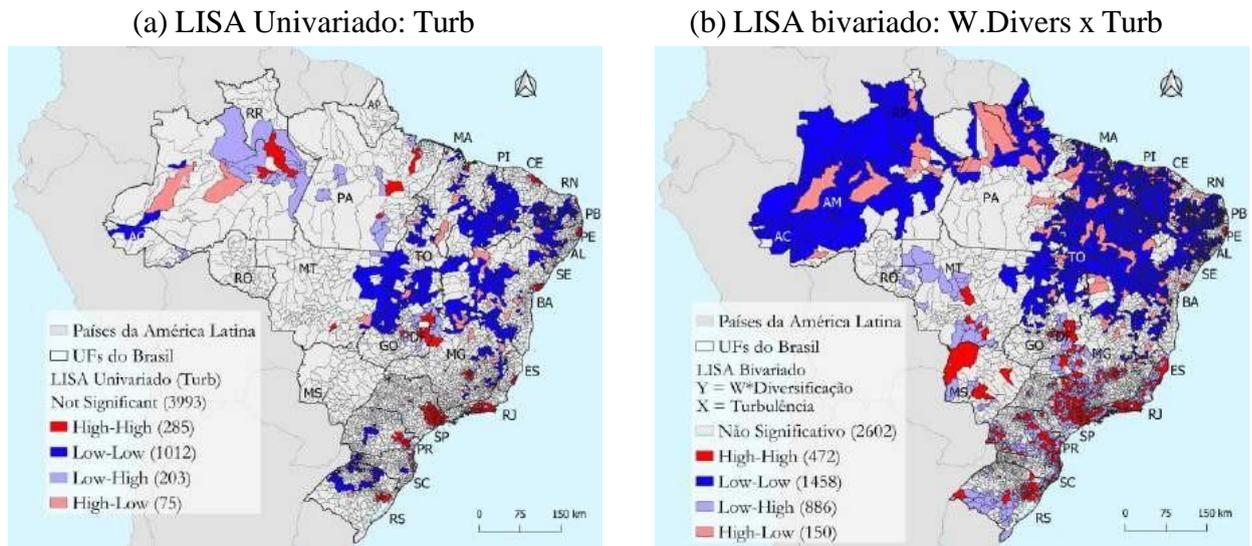
Figura 4 – Turbulência do mercado de trabalho nos municípios brasileiros (2015)



Não há um padrão claro, mas é possível observar que regiões mais dinâmicas, como as regiões metropolitanas de São Paulo, Minas Gerais e Rio de Janeiro, por exemplo, apresentaram altos índices de turbulência em Figura 4.a), mas em Figura 4.b) essas mesmas regiões não apresentam um padrão nítido de entradas ou saídas do mercado de trabalho.

Essa relação fica mais evidente ao incluirmos uma matriz de contiguidade para a análise de autocorrelação espacial local (LISA) univariada (Figura 5.a), onde a matriz de contiguidade utilizada foi *Rainha 2*. A Figura 4.a) evidencia que a Turbulência apresenta concentrações espaciais de altos valores distribuídos heterogeneamente no território, mas, principalmente, as regiões metropolitanas.

Figura 5 – Autocorrelação espacial da Turbulência



Fonte: Elaboração Própria

A (Figura 5.b) apresenta uma análise bivariada da Turbulência em relação à Diversificação dos vizinhos. Essa estatística indica o grau de associação linear entre o Índice de Turbulência do município i e a média da Diversificação dos municípios vizinhos (j). Sendo assim, podemos observar que nas regiões Sul e Sudeste do Brasil há *clusters* de municípios com alta turbulência que são vizinhos de municípios com alta diversificação (especialização em muitas atividades). Ao passo que em torno destes *clusters*, há um padrão de municípios com baixa Turbulência que são vizinhos de municípios com média de valores altos de diversificação. Enquanto isso, no Norte e, principalmente, no Nordeste há um padrão predominante de municípios com baixa turbulência, ou seja, há *outliers* de alta turbulência, porém que também apresentaram vizinhos com uma baixa média de diversificação produtiva. Portanto, a associação predominante foi positiva.

4.3 Estimação dos efeitos de transbordamento

Os testes de I de Moran Global e Local Univariado apontaram que a matriz de contiguidade *Rainha 1* apresentou autocorrelação espacial da Turbulência do mercado de trabalho entre municípios vizinhos. No entanto, a regressão econométrica com essa contiguidade apontou para aleatoriedade espacial no modelo, não rejeitando a Hipótese nula de I de Moran, enquanto a hipótese foi fortemente rejeitada para com *Rainha 2* e $k=10$ (Tabela 4).

A partir da regressão por Mínimos Quadrados Ordinários, as hipóteses de normalidade dos resíduos e de homoscedasticidade foram rejeitadas. Em função do grande número de

observações do modelo – *cross section* com 5570 municípios e 12 variáveis, estes resultados nos conduzem a utilizar o Método dos Momentos Generalizados (GMM)⁹. O diagnóstico de espacialidade para guiar a seleção do modelo que melhor modela a espacialidade pode ser conferido na [Tabela 4](#).

Tabela 4 – Diagnóstico de Dependência Espacial

Teste	Rainha 1	Rainha 2	k=10
Moran's I (error)	0.3938	0.0000	0.0032
Lagrange Multiplier (lag)	0.0000	0.0000	0.0000
Robust LM (lag)	0.0000	0.0000	0.0000
Lagrange Multiplier (error)	0.4231	0.0000	0.0040
Robust LM (error)	0.3219	0.0139	0.7888
Lagrange Multiplier (SARMA)	0.0000	0.0000	0.0000

Fonte: Elaboração Própria.

O teste de I de Moran, com hipótese nula de aleatoriedade espacial dos erros não foi rejeitada apenas para o modelo com a matriz *Rainha 1*, portanto, as estimações da [Tabela 5](#) apresentam os resultados das regressões apenas com as demais matrizes. Os resultados do diagnóstico de dependência espacial pouco se alteram em relação à contiguidade *Rainha 1* ou $k=10$ e, em ambas as contiguidades, o teste LM (lag e error) indica que o modelo que melhor ajusta a dependência espacial seria o modelo SAR, formalizado na [Equação 5](#):

$$Turb = \alpha_0 + \rho W * Turb + \beta_1 T_{reduc} + \beta_2 Divers + \beta_3 IHHm + \beta_4 Pop50 + \beta_5 Pop200 + \beta_6 R1sm + \beta_7 R3sm + \beta_8 R7sm + \beta_9 RM7 + \beta_{10} PIBpc + \epsilon \quad (5)$$

onde ρW denota o uso de uma *lag* espacial para defasar a variável dependente. O termo de defasagem espacial deve ser tratado como uma variável endógena, assim como o método de estimação (GMM) leva em conta essa endogeneidade. Os coeficientes denotados por β_i representam os efeitos diretos do modelo. Para identificarmos os efeitos totais, seguimos a proposição do Multiplicador Espacial, formalizado em [Equação 6](#).¹⁰

$$Y = (I - \rho W) * X\beta + (I - \rho W) * \epsilon \quad (6)$$

sendo que Y é a variável resposta, X representa as variáveis explicativas e ρ é o coeficiente de $W*Y$. Cada inverso pode ser expandido em uma série infinita, incluindo as variáveis explicativas

⁹ Da sigla em inglês, *Generalized Method of Moments*.

¹⁰ Para mais detalhes, consultar [Anselin \(2001\)](#) ¹⁰

Denota a defasagem no termo erro.

e os termos de erro em todas as localizações, por isso é denominado multiplicador espacial. A seguir se encontram os resultados das regressões por MQO, SAR, ERRO e SARAR para demonstrar a robustez do modelo e para testar a escolha do modelo com mais alguns testes.

A [Tabela 5](#) apresenta os resultados das regressões espaciais, com os coeficientes das respectivas variáveis na linha e com as matrizes de pesos espaciais na coluna, além da primeira especificação estimada por MQO. Aplicando a [Equação 6](#), verificamos que o multiplicador espacial apresentou um valor relativamente baixo, de aproximadamente de 1.10. Nota-se que os resultados ficam basicamente inalterados em relação ao sinal e significância para diferentes especificações, o que demonstra robustez do modelo. Na coluna correspondente ao modelo SAR, o teste Anselin-Kelejian não rejeita a hipótese de ausência de autocorrelação espacial nos resíduos do modelo, reiterando o resultado do teste LM. Ou seja, o modelo SAR foi capaz de modelar bem a espacialidade do modelo e não há mais espacialidade significativa para ser modelada no erro.

Se seguirmos as estimações pelo modelo ERRO, o $Lambda^{10}$ é significativo apenas com a contiguidade *Rainha 2*, o que nos leva a estimar o modelo SARAR. Contudo, o $Lambda$ não é significante neste último modelo, apenas a defasagem na variável dependente se mantém significativa, o que evidencia o controle da *lag* ($W * Turb$) sobre a espacialidade.

A Diversificação apresentou correlação direta e significativa, mas com um efeito total baixo em relação às demais variáveis controle do modelo. Podemos inferir que o aumento em uma unidade de Diversificação (especialização em uma nova atividade econômica) gera cerca de 0.006 de turbulência nos municípios vizinhos considerando a simultaneidade do multiplicador. Se tratando de um efeito direto, consideramos que um aumento em *Divers* corresponde a um aumento do número de empregos. Esse resultado pode ser corroborado com o mapa de associação linear LISA bivariado, que demonstrava que regiões mais diversificadas, como algumas regiões metropolitanas apresentavam também alta turbulência. Todavia essa relação não é predominante no território brasileiro, o que pode justificar o pequeno efeito de resposta.

Tabela 5 – Regressões com defasagem espacial

	Variável Dependente: TURB						
	MQO	SAR		ERRO (HET)		SARAR	
		rainha2	k=10	rainha2	k=10	rainha2	k=10
Const.	5.716*** (0.000)	5.096*** (0.000)	5.206*** (0.000)	5.531*** (0.000)	5.590*** (0.000)	5.098*** (0.000)	5.232*** (0.000)
Divers	0.006*** (0.000)	0.006*** (0.000)	0.006*** (0.000)	0.007*** (0.007)	0.006*** (0.007)	0.006** (0.015)	0.006*** (0.011)
IHHm	0.617*** (0.000)	0.660*** (0.000)	0.639*** (0.000)	0.627*** (0.000)	0.617*** (0.000)	0.660*** (0.000)	0.640*** (0.000)
PIBpc	0.018*** (0.000)	0.016*** (0.000)	0.017*** (0.000)	0.018*** (0.000)	0.018*** (0.000)	0.016*** (0.000)	0.017*** (0.000)
Pop50	-6.294*** (0.000)	-5.766*** (0.000)	-5.842*** (0.000)	-6.103*** (0.000)	-6.159*** (0.000)	-5.767*** (0.000)	-5.870*** (0.000)
Pop200	-5.005*** (0.000)	-4.687*** (0.000)	-4.700*** (0.000)	-4.911*** (0.000)	-4.940*** (0.000)	-4.688*** (0.000)	-4.708*** (0.000)
R1sm	0.0004*** (0.000)	0.0005*** (0.000)	0.0005*** (0.000)	0.0005 (0.183)	0.0004 (0.190)	0.0005 (0.148)	0.0005 (0.162)
R3sm	0.0002*** (0.000)	0.0002*** (0.000)	0.0002*** (0.000)	0.0002*** (0.002)	0.0002*** (0.002)	0.0002 (0.002)	0.0002 (0.002)
R7sm	-0.0004*** (0.000)	-0.0004*** (0.000)	-0.0004*** (0.000)	-0.0004*** (0.006)	-0.0004*** (0.006)	-0.0004*** (0.006)	-0.0004*** (0.006)
Rm7	0.0003*** (0.000)	0.0003*** (0.000)	0.0003*** (0.000)	0.0003*** (0.000)	0.0003*** (0.000)	0.0003*** (0.000)	0.0003*** (0.000)
T_reduc	0.132** (0.034)	0.107* (0.083)	0.117* (0.059)	0.115* (0.067)	0.123* (0.052)	0.108* (0.086)	0.120* (0.060)
W*Turb		0.097*** (0.000)	0.079*** (0.000)			0.097*** (0.000)	0.081*** (0.001)
Lambda				0.122*** (0.003)	0.051 (0.206)	-0.022 (0.704)	-0.077 (0.177)
R2	0.9014						
Pseudo R ²		0.9029	0.9024	0.9015	0.9616	0.9028	0.9024
AK Test	(0.000)	(0.6041)	(0.1079)				

Instrumented: W*T urb

Instruments: W*Divers, W*IHHm, W*PIBpc, W*Pop50, W*Pop200, W*R1sm, W*R3sm, W*R7sm, W*Rm7, W*T_reduc

Níveis de significância: *** a 1%; ** a 5%; * a 10%.

Fonte: Elaboração Própria.

Por outro lado, o Índice Hirschman-Herfindahl ajustado apresentou um efeito total bastante significativo e com efeito considerável na Turbulência. A cada uma unidade acrescida no IHHm, mais concentrada se torna a economia, portanto, há indícios de redução nos níveis de emprego. Considerando os efeitos de simultaneidade, um aumento da concentração gerou um aumento da turbulência de 0.7. Ou seja, as expansões de emprego (aumento da Diversificação) no ano de 2015 influenciaram menos a turbulência em comparação com a concentração (aumento do IHHm), o que pode ser embasado pelo saldo negativo de emprego em todo o país neste ano. Deste modo, pode ser inferido que a concentração e/ou especialização produtiva das atividades econômicas corrobora para o aumento da turbulência do mercado de trabalho, contribuindo para aumentar sua intensidade de ajustamentos diante do choque macroeconômico em estudo, considerando as movimentações de entrada ou de saída do mercado de trabalho (formal).

Em complemento, os dados utilizados apontam que municípios com os valores mais altos de IHHm (com estrutura produtiva mais especializada ou concentrada) se localizam majoritariamente em municípios de pequeno porte na região Nordeste, cuja predominância apresentou mais contratações do que de demissões no período. Estes altos IHHm estão associados à concentração de emprego nas atividades da agropecuária e, principalmente, na administração pública, assim como apresentaram maior concentração com faixas de renda entre 1,01 a 3 salários mínimos. Portanto, tal concentração não ocorreu devido à especialização e atividades com altas densidades tecnológicas, mas à concentração em atividades econômicas de baixa densidade tecnológica. Essa concentração em atividades específicas na região Nordeste também foi observada no estudo de [Dalberto e Staduto \(2013\)](#) para o ano de 2001, porém em atividades voltadas à indústria, tais como, madeireira, couro/calçadista e construção civil.

A *dummy* de redução da turbulência apresentou relação direta, conforme esperado. Apesar do cálculo da turbulência ser realizado com as variações de emprego em módulo, o *T_reduc* apresentou relação direta, portanto, corrobora que as reduções de emprego foram maiores do que as entradas no mercado de trabalho no período analisado. Ainda em relação às *dummies*, Pop50 e POP200 apresentaram relação inversa com a Turbulência do mercado de trabalho. Isso é um indicativo que a *dummy* omitida, de população maior do que 200 mil habitantes, apresentou relação direta com Turb. Novamente, a regressão corrobora com o resultado de associação linear espacial demonstrada pelo LISA na [Figura 4](#).

Todas as faixas de renda foram significativas no modelo, porém com um coeficiente baixo. Aparentemente, os níveis de renda pouco influenciaram nas decisões de demissões do

mercado de trabalho nesse ano de 2015. A única faixa de renda que apresentou correlação negativa com turbulência foi a de trabalhadores que recebem mais de 3 mil reais até 7 mil reais. Ou seja, a redução de um trabalhador nessa faixa salarial aumentou o Índice de turbulência em 0.0005 considerando os efeitos de simultaneidade espacial. Em contrapartida, a faixa que apresentou o maior coeficiente, ou seja, que mais participou das oscilações do mercado de trabalho em 2015 foi a faixa dos menores salários. Em suma, há evidências de redução do número de trabalhadores com salários mais altos em regiões com maiores turbulência, e aumento da participação de trabalhadores formais recebendo até 1 salário mínimo. Ainda que essas respostas em relação à turbulência foram pequenas, elas foram muito significativas.

5 CONCLUSÃO

A principal hipótese do estudo é que regiões mais dinâmicas tendem a integrar mais os indivíduos ao mercado de trabalho (aumentar a turbulência), enquanto regiões com poucas atividades perdem trabalhadores (turbulência negativa). A segunda hipótese é que pessoas com salários mais baixos tendem a passar por maiores volatilidades de emprego em períodos de crise, portanto, devem influenciar mais na turbulência do mercado. O estudo, apesar de preliminar, confirmou ambas.

Os resultados indicam que a concentração econômica teve um impacto maior na turbulência do mercado de trabalho em comparação com a diversificação, ou seja, sofreu maiores oscilações de emprego. Os municípios com altos valores de concentração produtiva estão principalmente localizados em municípios de pequeno porte no Nordeste do Brasil, com alta concentração de empregos na agropecuária e administração pública. Ou seja, está relacionada a atividades de baixa intensidade tecnológica. A redução no emprego foi maior do que as contratações durante o período analisado, indicando uma relação direta entre a redução da turbulência e as demissões. Além disso, as variáveis de população (Pop50 e POP200) tiveram uma relação inversa com a turbulência do mercado de trabalho, indicando que a população com mais de 200 mil habitantes teve uma relação direta com a turbulência.

As faixas de renda foram significativas, mas tiveram um coeficiente baixo. A faixa salarial que apresentou a maior participação nas oscilações do mercado de trabalho foi a dos menores salários, enquanto a faixa salarial mais alta teve uma correlação negativa com a turbulência. No geral, os resultados mostraram evidências de redução no número de trabalhadores com salários mais altos em regiões com maior turbulência, e um aumento na

participação de trabalhadores com salários mais baixos. Essas respostas, embora pequenas, foram estatisticamente significativas.

Referências

- ALMEIDA, E. Econometria espacial. *Campinas–SP. Alínea*, 2012. Citado 2 vezes nas páginas 7 e 8.
- AMADEO, E. J. et al. *Human resources in the adjustment process*. [S.l.], 2015. Citado na página 4.
- ANDRADE, T. A.; SERRA, R. V. O recente desempenho das cidades médias no crescimento populacional urbano brasileiro. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), 1998. Citado na página 5.
- ANSELIN, L. Local indicators of spatial association—lisa. *Geographical analysis*, Wiley Online Library, v. 27, n. 2, p. 93–115, 1995. Citado na página 8.
- ANSELIN, L. The future of spatial analysis in the social sciences. *Geographic information sciences*, Taylor & Francis, v. 5, n. 2, p. 67–76, 1999. Citado na página 8.
- ANSELIN, L. Spatial econometrics. Blackwell Publishing Ltd., p. 310–330, 2001. Citado na página 13.
- ARROW, K. J. *The economic implications of learning by doing*. [S.l.]: Springer, 1971. 131–149 p. Citado na página 2.
- BARBOSA, R. J. Estagnação desigual: desemprego, desalento, informalidade e a distribuição da renda do trabalho no período recente (2012-2019). Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), 2019. Citado na página 3.
- BARROS, R. P. d.; MENDONÇA, R. S. P. d. Flexibilidade do mercado de trabalho brasileiro: uma avaliação empírica. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), 1997. Citado 2 vezes nas páginas 4 e 5.
- BARROS, R. P. de et al. Uma avaliação empírica do grau de flexibilidade alocativa do mercado de trabalho brasileiro. *Planejamento e Políticas Públicas*, n. 15, 2009. Citado 2 vezes nas páginas 3 e 5.
- BEHRMAN, J. R. Labor markets in developing countries. *Handbook of labor economics*, Elsevier, v. 3, p. 2859–2939, 1999. Citado na página 4.
- CANO, W. *Desconcentração produtiva regional do Brasil: 1970-2005*. [S.l.]: Editora Unesp, 2007. Citado na página 5.
- CARMO, A. S. Souza do; STEGE, A. L.; RAIHER, A. P. A densidade industrial dos municípios paranaenses: Uma análise dos seus determinantes. *RDE-Revista de Desenvolvimento Econômico*, v. 2, n. 46, 2020. Citado na página 6.
- CROCCO, M. A. et al. Metodologia de identificação de aglomerações produtivas locais. *Nova economia*, SciELO Brasil, v. 16, p. 211–241, 2006. Citado 2 vezes nas páginas 6 e 7.
- DALBERTO, C. R.; STADUTO, J. A. R. Uma análise das economias de aglomeração e seus efeitos sobre os salários industriais brasileiros. *Revista de Economia Contemporânea*, SciELO Brasil, v. 17, p. 539–569, 2013. Citado 2 vezes nas páginas 5 e 15.
- DINIZ, C. C.; CROCCO, M. A. et al. Reestruturação econômica e impacto regional: o novo mapa da indústria brasileira. *Nova economia*, Economics Department, Universidade Federal de Minas Gerais (Brazil), v. 6, n. 1, p. 77–103, 1996. Citado na página 5.
- GONÇALVES, E. et al. Crescimento do emprego industrial local no brasil: o grau de especialização por intensidade tecnológica importa? *Nova Economia*, SciELO Brasil, v. 29, p. 41–74, 2019. Citado na página 5.

JACKMAN, R.; LAYARD, R.; SAVOURI, S. Labour-market mismatch: a framework for thought. *Centre for Economic Performance*, ESRC, London, UK, v. 1, n. 1, 1990. Citado 2 vezes nas páginas 2 e 5.

JACOBS, J. The economy of cities random house. *New York*, p. 48, 1969. Citado na página 2.

KEYNES, J. M. *Keynes: Aspects of the Man and His Work: the First Keynes Seminar Held at the University of Kent at Canterbury, 1972*. [S.l.]: London: Macmillan, 1974. Citado na página 3.

LEMONS, M. B. et al. A nova configuração regional brasileira e sua geografia econômica. *Estudos Econômicos (São Paulo)*, SciELO Brasil, v. 33, p. 665–700, 2003. Citado na página 4.

MARSHALL, A. *Principles of economics*. 8th. ed. [S.l.]: Macmillan and Company, 1920. 731 p. Citado na página 2.

PORTER, M. E. Competitive advantage, agglomeration economies, and regional policy. *International regional science review*, SAGE Publications Sage CA: Los Angeles, CA, v. 19, n. 1-2, p. 85–90, 1996. Citado na página 2.

ROMER, P. M. Increasing returns and long-run growth. *Journal of Political Economy*, University of Chicago Press, v. 94, n. 5, p. 1002–1037, 1986. ISSN 00223808, 1537534X. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/1833190>>. Citado na página 2.

SAVEDOFF, W. D. Os diferenciais regionais de salários no brasil: segmentação versus dinamismo da demanda. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 20, n. 3, p. 521–556, 1990. Citado na página 3.

SCNT-IBGE. *Sistema de Contas Nacionais Trimestrais - IBGE*. 2022. Disponível em: <<https://www.ibge.gov.br/estatisticas/economicas/contas-nacionais/9300-contas-nacionais-trimestrais>>. Citado na página 2.

SILVA, A. S. P. d.; MONSUETO, S. E.; PORSSE, A. A. Flexibilidade do mercado de trabalho: uma análise comparativa entre segmentos socioeconômicos no brasil (2002-2009). Brasil, 2015. Citado 2 vezes nas páginas 3 e 5.

SILVA, A. S. P. d.; MONSUETO, S. E.; PORSSE, A. A. Flexibilidade do mercado de trabalho: uma análise comparativa entre segmentos socioeconômicos no brasil (2002-2009). Brasil, 2015. Citado na página 5.

SOUZA, I. E. L. d.; VERÍSSIMO, M. P. Produção e emprego industrial nos estados brasileiros: evidências de desindustrialização. *Nova Economia*, SciELO Brasil, v. 29, p. 75–101, 2019. Citado na página 5.

STADUTO, J. A. R.; SCHIO, T. A. Flexibilidade alocativa do mercado de trabalho brasileiro: uma avaliação empírica dos estados e das regiões metropolitanas e não-metropolitanas. *Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos*, v. 4, n. 2, p. 51–66, 2010. Citado 2 vezes nas páginas 4 e 5.

TELES, V. K.; MIRANDA, M. C. Política monetária e ciclos regionais no brasil: uma investigação das condições para uma área monetária ótima. *Estudos Econômicos (São Paulo)*, SciELO Brasil, v. 36, p. 263–291, 2006. Citado na página 5.

TUPY, I. S. et al. The spatial features of recent crises in a developing country: analysing regional economic resilience for the brazilian case. *Regional Studies*, Routledge, v. 55, n. 4, p. 693–706, 2021. Disponível em: <<https://doi.org/10.1080/00343404.2020.1851025>>. Citado 2 vezes nas páginas 3 e 5.

TYSZLER, M. *Econometria espacial: discutindo medidas para a matriz de ponderação espacial*. Tese (Doutorado), 2006. Citado na página 8.