

Efeitos das Aglomerações Industriais sobre o Crescimento da Produtividade Local – Uma Análise Dinâmica Espacial de Dados em Paineis

André Luiz Ferreira e Silva *

Marcelo Bentes Diniz[†]

Área 10 - Economia Regional e Urbana

21 de Julho de 2017.

Abstract

The importance of externalities derived from the local productive structure is evaluated, estimating their effects on productivity growth. For this, a dynamic spatial model of panel data was specified at the level of the division (2 digits) CNAE 2.0 of the Brazilian manufacturing industry between 2007 and 2014. It was verified that most of the industry benefited from externalities derived from a diversified environment; in three specific sectors, the benefits of diversification versus local specialization may be exclusive; and the Brazilian industry has low capacity to diffuse externalities derived from business competitiveness. Finally, it was concluded that temporal inertia and spatial spillovers are important for regional growth.

Key-words: Agglomerations, Dynamic externalities, Local productivity.

JEL Classification: R11, R12, R15.

Resumo

Avalia-se a importância das externalidades derivadas da estrutura produtiva local, estimando seus efeitos sobre o crescimento da produtividade. Para tanto, especificou-se um modelo dinâmico espacial de dados em painéis, no nível da divisão (2 dígitos) CNAE 2.0 da indústria de transformação brasileira, no período 2007 a 2014. Constatou-se que a maior parte da indústria se beneficiou de externalidades derivadas de um ambiente diversificado; em três setores específicos, os benefícios da diversificação *versus* especialização local podem ser excludentes; e a indústria brasileira tem baixa capacidade de difusão de externalidades derivadas da competitividade empresarial. Por fim, concluiu-se que a inércia temporal e os *spillovers* espaciais são importantes para o crescimento regional.

Palavras-chaves: Aglomerações, Externalidades dinâmicas, Produtividade local.

Classificação JEL: R11, R12, R15.

*Doutorando em Economia do Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Pará. e-mail: alufpa@gmail.com

[†]Doutor em Economia. Professor da Faculdade de Ciências Econômicas e Programa de Pós-Graduação, Universidade Federal do Pará. e-mail: mbdiniz2007@hotmail.com

1 Introdução

A década de 1990 inaugura uma fase de resgate dos microfundamentos que deram sustentação teórica à formação das economias de aglomeração. Isso fica claro nos pressupostos do modelo centro-periferia de [Krugman \(1991a\)](#), em que as externalidades pecuniárias *marshallianas* surgem como uma consequência natural de interações nos mercados de trabalho e bens; ou ainda, no papel das externalidades do conhecimento (*knowledge spillovers*), enquanto determinante do crescimento de longo prazo das cidades, explorado empiricamente por [Glaeser et al. \(1992\)](#). Desde então, muitos estudos passaram a explorar a natureza da relação entre o ambiente econômico e o crescimento local. [Henderson, Kuncoro e Turner \(1995\)](#), por exemplo, analisaram os efeitos das externalidades sobre o crescimento urbano, classificando a indústria manufatureira norte-americana entre bens de capital e alta tecnologia. [Ciccone e Hall \(1996\)](#), analisaram como a densidade do emprego influencia o diferencial de produtividade entre regiões urbanas nos EUA. [Ciccone \(2002\)](#), estimou a influência das aglomerações sobre o crescimento da produtividade em regiões da França, Alemanha, Itália, Espanha e Reino Unido. [Henderson \(2003\)](#), mensurou o impacto das externalidades *marshallianas* sobre o crescimento da produtividade de firmas de bens de capital e alta tecnologia, nos EUA.

Entende-se, que por trás da formação de aglomerações industriais, atuam forças que determinam o diferencial de crescimento regional. Sob esta condição, os estudos passaram a investigar a extensão dos efeitos das aglomerações, considerando a natureza da interação econômica. Uma primeira interpretação associa o crescimento da produtividade a um tipo específico de externalidade do conhecimento que surge com o desenvolvimento inovativo de uma estrutura organizada nos moldes dos distritos *marshallianos*. Segundo [Glaeser et al. \(1992\)](#), esse tipo de ambiente gera as externalidades tipo MAR (Marshall-Arrow-Romer), onde os retornos crescentes surgem da ideia de *learning-by-doing*, presente nos trabalhos de [Arrow \(1962\)](#) e [Romer \(1986\)](#). Uma segunda interpretação entende que a competitividade, no sentido de [Porter \(1990\)](#), cria as condições necessárias para o desenvolvimento de atividades inovativas. Neste caso, há uma diferença entre a hipótese de externalidades tipo MAR com a de Porter. Se para a primeira, um certo grau de monopólio deve persistir, para a segunda, os *technological spillovers* florescem com a competitividade empresarial. Uma terceira interpretação entende que a diversidade urbana fomenta a fertilização cruzada de ideias e esse atributo dinamizaria das inovações. A ideia postulada por [Jacobs \(1969\)](#) contrasta com a teoria de MAR pela estrutura de mercado onde ocorrem os *technological spillovers*, pois para a autora, o princípio de eficiência baseado na divisão do trabalho, não levaria ao surgimento de novas ocupações, apenas torna as atividades mais especializadas. Nesse sentido, a estrutura idealizada por Jacobs estaria mais próxima daquilo que Porter define como ambiente concorrencial, do que o ambiente idealizado pelas teorias MAR.

Neste estudo, busca-se avaliar a extensão e os efeitos provocados pela interação multifirmas no contexto divisão (2 dígitos) CNAE 2.0 da indústria de transformação brasileira, no período de 2007 a 2014. Mais especificamente, pretende-se avaliar como a produtividade local tem respondido aos efeitos das aglomerações formadas a partir das três referências teóricas supracitadas. No Brasil, alguns estudos recentes ([MENEZES; AZZONI, 2006](#); [GALINARI et al., 2007](#); [SILVA; SILVEIRA-NETO, 2009](#); [FOCHEZATTO; VALENTINI, 2010](#); [MONTENEGRO; GONÇALVES; ALMEIDA, 2011](#)) têm discutido o tema, mas se observa certa dificuldade no controle dos efeitos não-observáveis das aglomerações. Isso ocorre porque se estendem por três dimensões, chamadas por [Rosenthal e Strange \(2004\)](#) de escopo: o industrial, o geográfica e o temporal. Em função disso, estima-se a especificação direta da função produtividade local, controlando os efeitos não-observáveis por meio do *modelo dinâmico espacial de dados em painel*. No Brasil, [Montenegro, Gonçalves e Almeida \(2011\)](#) foram pioneiro no uso desta técnica, corrigindo o viés de simultaneidade da dependência espacial, filtrando as variáveis de controle. Aqui, recorre-se às condições de momentos impostas por [Kukonova e Monteiro \(2009\)](#), de forma que o viés decorrente da relação espaço-tempo é controlado por parâmetros específicos. Dessa forma, é possível obter resultados consistentes através do estimador sistêmico GMM de [Blundell e Bond \(1998\)](#).

O artigo foi organizado a seguinte forma. Além desta seção introdutória, há mais quatro seções. Na seção 2 faz-se uma revisão da literatura sobre os principais estudos que analisaram o tema, destacando os diferenciais metodológicos. A seção 3 é reservada à metodologia, com destaque ao modelo dinâmico espacial de dados em painel, construção de variáveis das economias de aglomeração e fonte de dados. A seção 4 traz a análise dos resultados e as considerações finais constam na seção 5.

2 Modelando as aglomerações

A literatura tem demonstrado que retornos crescentes urbanos, conhecidos como economias de aglomeração, surgem de diferentes tipos de interações econômicas e se estendem por diferentes dimensões. [Rosenthal e Strange \(2004\)](#) alertam para problemas que podem ocorrer durante o esforço de mensuração dos efeitos das aglomerações, para tanto, analisam diversos estudos classificando-os segundo a natureza e fonte do problema investigado. No tocante à natureza, tais efeitos podem se estender por pelo menos três dimensões ou escopos: o industrial, o geográfico e o temporal. Segundo os autores, a extensão das externalidades expressa a natureza das aglomerações. Por outro lado, estudos que tratam da fonte, preocupam-se com os microfundamentos explicativos das causas dos retornos crescentes em atividades urbanas¹. Explora-se, aqui, somente os estudos aplicados à natureza das aglomerações, com ênfase nos três escopos supracitados. O objetivo desta revisão é subsidiar a escolha de uma especificação capaz de detectar os efeitos das aglomerações sobre o crescimento da produtividade local.

O escopo industrial, segundo [Rosenthal e Strange \(2004\)](#), é o mais familiar entre estudos empíricos e geralmente buscam quantificar a importância das economias de localização e/ou diversificação, enquanto fonte dos retornos crescentes. O estudo de [Glaeser et al. \(1992\)](#) segue esta linha, pois quantificam os efeitos de três tipos de externalidades: aquelas que surgem das economias de localização, chamadas de externalidades MAR (Marshall-Arrow-Romer); os efeitos da competitividade segundo [Porter \(1990\)](#); e aqueles que surgem de economias de urbanização no sentido de [Jacobs \(1969\)](#). No primeiro caso, retornos crescentes surgem de uma estrutura concentrada e especializada, típica de um monopólio local, a qual seria principal fonte de transmissão de conhecimento (*knowledge spillovers*). O argumento de [Porter \(1990\)](#), no entanto, contrasta com esta ideia, por entender que externalidades florescem melhor em ambiente com altíssima concorrência empresarial. A ideia de [Jacobs \(1969\)](#) também contrasta com as externalidades MAR, pois as externalidades florescem melhor em sistemas urbanos integrados e diversificados. Apesar das diferenças, todas as abordagens destacam a importância dos *knowledge spillovers* como fonte das externalidades dinâmicas, e, segundo [Glaeser et al. \(1992\)](#), todas são essenciais para a performance de longo prazo da produtividade.

O estudo de [Glaeser et al. \(1992\)](#) foi pioneiro na explanação dos efeitos dinâmicos das aglomerações, abrindo espaço para outras investigações. [Henderson, Kuncoro e Turner \(1995\)](#) segue a mesma linha de [Glaeser et al. \(1992\)](#), mas separa a indústria manufatureira norte-americana entre de bens de capital e de alta tecnologia, controlando os efeitos não observáveis através de variáveis de diversificação e concentração setorial. O estudo de [Rosenthal e Strange \(2001\)](#), explora o escopo industrial quantificando a importância dos microfundamentos *marshallianos* determinantes para a formação de aglomerações nos EUA. O estudo de [Henderson \(2003\)](#), usa modelo de dados em painel com observações no nível da planta, para quantificar o impacto das economias de escala *marshalliana* sobre a função de produção de firmas do setor de bens de capital e da indústria de alta tecnologia nos EUA. [Combes \(2000\)](#) usa equação do crescimento relativo do emprego setorial local para quantificar o impacto das externalidades da estrutura econômica sobre o desempenho de 52 setores industriais e 42 setores de serviços na França entre 1984-1993.

O escopo geográfico destaca o papel da distância física, enquanto condicionante das aglomerações. Pressupõe-se que, quanto menor for a distância entre os agentes, maiores serão os efeitos das aglomerações. O estudo de [Ciccone e Hall \(1996\)](#), analisa o impacto da densidade espacial do emprego sobre o diferencial de produtividade entre 46 regiões dos EUA. O problema é tratado através de dois modelos: o primeiro se baseia nas externalidades geográficas locais; e o segundo na diversidade dos serviços intermediários locais. O fato é que ambos partem da ideia de que a densidade das atividades econômicas, e os retornos crescentes que florescem desse ambiente, explicariam o diferencial de produtividade local. [Ciccone \(2002\)](#) focaliza na detecção dos efeitos das aglomerações sobre a produtividade em regiões da França, Alemanha, Itália, Espanha e Reino Unido. Recorrendo a modelos de variável dependente limitada do tipo Tobit e Probit, [Rosenthal e Strange \(2003\)](#) investigam como a concentração industrial pode contribuir com a formação de aglomerações urbanas.

No escopo temporal, infere-se a forma como as aglomerações produzem transformações sobre a trajetória da produtividade urbana. Entre os estudos citados em [Rosenthal e Strange \(2004\)](#), cabe destacar três: [Glaeser et al. \(1992\)](#), [Henderson \(1997\)](#), [Glaeser e Maré \(2001\)](#). O estudo de [Glaeser et al. \(1992\)](#), além de

¹ [Duranton e Puga \(2004\)](#) são uma boa referência para este tema.

abranger o escopo industrial, envolve o temporal, pois investigam os determinantes de longo prazo da produtividade em áreas urbanas nos EUA. [Henderson \(1997\)](#) compara os efeitos das externalidades tipo MAR e de urbanização de Jacobs, sob contexto de painel dinâmico. A metodologia permite controlar a heterogeneidade estrutural via efeitos fixos, de modo identificar o efeito recursivo sobre o desempenho da produtividade regional. [Glaeser e Maré \(2001\)](#) estimaram equações de diferenciais de salários em áreas urbanas dos EUA e concluíram que não só os salários são mais altos nos centros, mas o nível geral de preços também é, o que eleva o custo de mobilidade e permanência. Argumentam que as firmas permanecerão nas áreas mais densas, enquanto o ganho de produtividade proporcionado pelas aglomerações compensarem os custos com salários.

[Rosenthal e Strange \(2004\)](#) propõem uma estratégia de avaliação do escopo das aglomerações. Com base na hipótese *Hicks neutral* de [Henderson \(1986\)](#), os autores propõem a seguinte “especificação ideal”, a qual atenderia as necessidades dos três escopos

$$y_j = f(x_j) \cdot g(A_j). \quad (1)$$

Em que, $f(x_j)$ é a tecnologia de produção da firma j , sendo x_j um vetor com os insumos usuais (terra, trabalho, capital e bens intermediários); e A_j representa um conjunto de fatores ambientais externos à firma, mas importante para as mudanças tecnológicas da firma individual.

Para demonstrar o efeito recíproco da externalidade, [Rosenthal e Strange \(2004\)](#) consideram a existência de duas firmas, j e k . O efeito que k produz sobre j depende da escala de ambas as firmas. O efeito se propaga de forma concomitante nas três dimensões, mas o aumento da distância de qualquer dimensão, atenua a externalidade entre agentes. Para os autores, a distância d_{jk}^I depende do tipo de atividade econômica exercida por j e k , sendo que o subscrito I refere-se ao escopo industrial – quando j e k estiverem envolvidas numa mesma atividade industrial, então $d_{jk}^I = 0$. As externalidades dependem também da distância geográfica, d_{jk}^G , e da distância temporal, d_{jk}^T . Ainda segundo os autores, a externalidade gerada da interação j e k pode ser representada por, $q(x_j, x_k)a(d_{jk}^I, d_{jk}^G, d_{jk}^T)$, na qual a primeira expressão representa os benefícios derivados da escala das firmas e, a segunda, a redução dos efeitos em função do aumento das distâncias. Assim, o benefício total das aglomerações é representado por:

$$A_j = \sum_{k=1}^K q(x_j, x_k)a(d_{jk}^I, d_{jk}^G, d_{jk}^T). \quad (2)$$

Então, se A_j for plenamente especificado nas suas três dimensões, a tecnologia de produção poderia ser estimada na sua forma “ideal”, sendo que a estimação direta da produtividade, seria o meio mais apropriada para detecção dos efeitos das aglomerações. Entretanto, muitos autores preferem uma mensuração indireta, recorrendo a *proxies* positivamente correlacionadas com a produtividade. É comum avaliar o crescimento do emprego industrial em áreas urbanas como *proxy* para o crescimento da produtividade ([GLAESER et al., 1992](#)). Outros consideram o nascimento de firmas industriais em áreas urbanas ([ROSENTHAL; STRANGE, 2003](#)) e há aqueles que analisam o diferencial de salário ([GLAESER; MARÉ, 2001](#)).

Vários problemas podem ocorrer durante a estimação direta da função de produtividade. Eles podem surgir com acesso a informação de insumos em nível da planta industrial, e/ou, com a escolha do método inferencial para estimação do modelo. Entre os vários estudos analisados, [Rosenthal e Strange \(2004\)](#) argumentam que o de [Henderson \(2003\)](#) é o que mais se aproxima do “ideal”, pois o autor tenta detectar os efeitos das externalidades nas suas três dimensões. Usando microdados, o autor constrói um painel com informações no nível da firma classificada entre indústria de alta tecnologia e bens de capital, ao longo de 1972 a 1992, nos Estados Unidos. Porém, a ausência de informações sobre a localização da firma, obriga-o considerar a distância entre distritos ou áreas metropolitanas como medida de proximidade direta.

Em [Henderson \(2003\)](#), a produtividade é estimada pelo método GMM (*Generalized Method of Moments*), controlando a autocorrelação através de um parâmetro específico de tempo e a heterogeneidade é controlado pelos efeitos fixos. Entre os resultados encontrados, um chama atenção: a insignificância dos efeitos das economias de urbanização de Jacobs sobre o crescimento da produtividade das firmas do setor de alta tecnologia. [Henderson \(2003\)](#) explica que o viés de resultado pode advir da ausência de insumos fornecidos pelo setor de serviços, não captado na amostra. Outra causa potencial decorre da fragilidade dos instrumentos empregados. O autor reconhece que os três instrumentos empregados são frágeis, e destaca que um dos

desafios desse tipo de pesquisa é construir instrumentos capazes de controlar os efeitos não-observáveis das externalidades. [Rosenthal e Strange \(2004\)](#) completa afirmando que incluir efeitos fixos de área e tempo pode ser uma maneira eficaz para lidar com a natureza endógena do ambiente industrial, mas mesmo esta abordagem pode ser limitada frente a presença de forte endogeneidade.

No Brasil, estudos que investigaram o tema fazem uso de diferentes métodos e podem ser classificados três vertentes: há aqueles que empregam equação de salários como forma indireta de mensuração das externalidades; outros recorrem ao diferencial de emprego industrial; e uma minoria discute o tema sob enfoque direto da produtividade.

[Menezes e Azzoni \(2006\)](#) propuseram uma adaptação do modelo de convergência, em que o crescimento da renda é substituído pela taxa de salário. O painel foi construído com microdados da Pnad, para nove áreas metropolitanas brasileiras, entre 1981 a 2003. Concluíram que o diferencial de custo de vida, características regionais e capital humano, explicam as desigualdades regionais. Utilizando dados do Censo Demográfico de 1991 e 2000, [Galinari et al. \(2007\)](#) estimaram os efeitos das economias de especialização e diversificação sobre os salários urbanos-industriais. Os resultados sugerem que cidades com alta concentração industrial, sem forte especialização, estão mais sujeitas às economias de urbanização de Jacobs. Além disso, regiões especializadas com alto nível de educação, são as que oferecem os maiores salários.

Propondo um critério de agregação industrial em três segmentos: capital intensivo, trabalho intensivo e recursos naturais intensivos, [Silva e Silveira-Neto \(2009\)](#) caracterizaram padrões de concentração industrial e estimaram os determinantes do crescimento do emprego entre microrregiões brasileiras no período 1994 e 2004. Os resultados atestaram a importância das externalidades dinâmicas, dos *linkages* de mercado e custos de transportes, como determinantes do crescimento do emprego regional. Usando painel estático, [Focchezatto e Valentini \(2010\)](#) analisaram a relação entre estrutura produtiva e crescimento das regiões do Rio Grande do Sul. Seguindo [Combes \(2000\)](#), o crescimento relativo do emprego é explicado por variáveis de especialização, concentração, competição, tamanho dos estabelecimentos e densidade do emprego. Concluíram que todos os nove setores CNAE 2 dígitos pesquisados se beneficiaram de externalidades derivadas da estrutura produtiva local, mas os efeitos das economias de urbanização de Jacobs são mais relevantes.

[Montenegro, Gonçalves e Almeida \(2011\)](#) avaliaram em que medida o grau de especialização ou diversificação pode afetar o desempenho de atividades inovadoras em microrregiões do estado de São Paulo entre 1996 a 2003. Para tanto, utilizam um painel dinâmico, corrigindo o viés de simultaneidade através instrumentos obtidos via procedimento de filtragem da autocorrelação espacial. Os resultados revelaram que a diversidade e a especialização produtiva são igualmente importantes para explicar o desempenho inovador das microrregiões. [Schettini e Azzoni \(2013\)](#) analisaram a competitividade da indústria brasileira considerando os aspectos regionais de sua produtividade. Para análise da eficiência, recorreram a modelos de fronteira estocástica com dados agregados no nível das mesorregiões, entre 2000 a 2006. Concluíram pela permanência da concentração da produtividade industrial, mas com leve movimentação em áreas especializadas em recursos naturais e uma presença, ainda que tênue, de deseconomias de urbanização. Não foram encontradas evidências que suportem uma mudança importante na concentração regional, tanto da produção como da produtividade da indústria brasileira.

3 Metodologia

3.1 Modelo dinâmico espacial de dados em painel

O modelo econométrico foi especificado visando apreender os efeitos determinantes do crescimento da produtividade local, bem como, a dependência espacial que surge da interação multifirmas indexadas a diferentes localidades. Trata-se de um modelo dinâmico espacial apresentada por [Anselin \(2001\)](#) e explorada empiricamente por [Kukenova e Monteiro \(2009\)](#)

$$y_t = \delta_j y_{t-1} + \rho_j W_N y_t + X_t \beta_j + \mu_j + \varepsilon_t. \quad (3)$$

Para cada setor $j = 1, \dots, J$, em cada período de tempo $t = 1, \dots, T$, $y_t = (y_{1t}, \dots, y_{Nt})'$ é um vetor com a taxa de crescimento da produtividade local; o termo $\delta_j y_{t-1}$ controla a dinâmica do modelo, sendo $|\delta_j| < 1$ o parâmetro autorregressivo de primeira ordem; $\rho_j W_N y_t$ controla a dependência espacial contemporânea,

em que W_N é a matriz $N \times N$ de pesos espaciais $|\rho_j| < 1$ é o parâmetro autorregressivo espacial; $X_t = (K_t, L_t, DIV_t, ESP_t, COMP_t)$ é uma matriz com cinco variáveis explanatórias definidas a seguir e $\beta_j = (\beta_{1,j}, \dots, \beta_{5,j})'$ um vetor de coeficientes (elasticidades) associados; $\mu = (\mu_1, \dots, \mu_N)'$ é um vetor com efeitos fixos, específicos por área i , porém invariantes ao longo do tempo t ; os $\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t}, \dots, \varepsilon_{Nt})'$ são distúrbios aleatório, que devem ser independentes e identicamente distribuídos com média zero e variância constante, $\varepsilon_t \sim IID(0, \sigma_\varepsilon^2)$.

Note-se o papel do subscrito j em (3). Ele indica que o modelo deve ser estimado para cada indústria $j = 1, \dots, J$, deixando variar a dimensão temporal $t = 1, \dots, T$ e espacial $i = 1, \dots, N$, simultaneamente. Neste caso, os parâmetros δ_j , ρ_j e β_j , podem variar entre setores, como resultado da estimação de J regressões independentes, representando cada divisão (2 dígitos) CNAE 2.0 da indústria de transformação brasileira, no período 2007 a 2014. Dado que j é fixo, sua presença será ocultada daqui em diante.

O modelo (3) admite que as externalidades locais afetam o crescimento da produtividade tanto contemporaneamente quanto num futuro próximo, tal como nos modelos convencionais de dados em painel dinâmico (ARELLANO; BOND, 1991; BLUNDELL; BOND, 1998). Além disso, devido ao problema da dependência espacial, é provável que os efeitos das economias de aglomeração ultrapassem à dimensão geográfica local (*spatial spillovers effects*), afetando o crescimento da produtividade das economias vizinhas. Pela combinação destes dois efeitos, especifica-se o *modelo espaço-temporal*, chamado por Anselin, Le Gallo e Jayet (2008) de *time-space simultaneous model*.

As hipóteses mencionadas proporcionam uma interpretação dos parâmetros do *modelo espaço-temporal* que difere daquela oferecida pelo modelo clássico. Para ver isso, considere o modelo (3) escrito na forma reduzida, tal como em Anselin, Le Gallo e Jayet (2008)²

$$y_t = (I_N - \rho W_N)^{-1} [\delta y_{t-1} + X_t \beta + \mu + \varepsilon_t]. \quad (4)$$

Note-se que, uma mudança numa variável explanatória qualquer, digamos em K_t , gera um *efeito marginal contemporâneo* sobre a variável dependente, que se estende da seguinte forma:

$$\frac{\partial y_t}{\partial K_t} = (I_N - \rho W_N)^{-1} \beta_1 = (I_N + \rho W_N + \rho^2 W_N^2 + \dots) \beta_1. \quad (5)$$

Se as localidades forem independentes entre si e não há dependência espacial ($\rho = 0$), como admite o modelo clássico, então a equação (5) resume-se a um efeito marginal linear $\frac{\partial y}{\partial K_t} = \beta_1$, também chamado de *efeito direto*. Mas havendo dependência espacial, então este efeito ganha o reforço do *efeito indireto*, que são manifestações dos *spillovers* espaciais, definidos como derivadas marginais cruzadas diferentes de zero, presentes entre os elementos de fora da diagonal principal da matriz (5). Com isso, os *spillovers* conferem ao *modelo espaço-temporal* uma dinâmica não linear de alcance global, pois uma mudança em qualquer variável explanatória, fixada em dada localidade i , afetará o desempenho não apenas dela própria pelo efeito direto, mas influirá nas vizinhanças por meio do multiplicador ρ espacial.

Ademais, o modelo (3) é dotado de pelo menos duas fontes de endogeneidade. A primeira surge com a dinâmica temporal, pois se o parâmetro δ for estatisticamente diferente de zero, então a hipótese de exogeneidade estrita $E(y_{t-1} \cdot \varepsilon_t) = 0$ do primeiro regressor é violada. A violação desta hipótese também pode ser agravada pela significância do parâmetro ρ , pois havendo dependência espacial contemporânea, a hipótese $E(W_N y_t \cdot \varepsilon_t) = 0$, não se verifica. Outro problema que pode afetar a eficiência dos resultados diz respeito a heterogeneidade regional. Esta, relaciona-se com diferencial tecnológico de firmas que operam no mesmo setor, mas pertencem a localidades distintas. São efeitos não observáveis, mas que podem ser controlados pelos efeitos fixos, desde que se tenha, $\mu \sim IID(0, \sigma_\mu^2)$, para todo t .

A estimação de parâmetros consistentes e eficientes depende controle da endogeneidade espaço-temporal, bem como da heterogeneidade regional. Começando por este último. Se os efeitos não observáveis forem invariantes em t , uma forma de correção resulta da própria remoção dos efeitos fixos. Este procedimento pode ser realizado diferenciando o modelo (3) em um período:

$$\Delta y_t = \delta \Delta y_{t-1} + \rho \Delta W_N y_t + \Delta X_t \beta + \Delta \varepsilon_t. \quad (6)$$

² Assume-se que a matriz $(I_N - \rho W_N)$ é não singular. Esta condição é obtida operando a normalização de W_N , conforme a definição (13). Além disso, a inversa $(I_N - \rho W_N)^{-1} = (I_N + \rho W_N + \rho^2 W_N^2 + \dots)$, pode ser representada por uma série infinita, que decai exponencialmente no espaço, devido $|\rho| < 1$.

Com a diferenciação, o problema de ineficiência causado pela heterogeneidade estrutural é superado, pela remoção dos efeitos fixos. No entanto, o problema da endogeneidade espaço-temporal ainda persiste. Segundo, [Kukenova e Monteiro \(2009\)](#)³ os parâmetros do modelo (6) podem ser identificados, se as seguintes restrições de momentos forem satisfeitas:

$$E(X_\tau \cdot \Delta \varepsilon_t) = 0; \text{ para } t = 3, \dots, T \text{ e } 1 \leq \tau \leq T, \quad (7)$$

$$E(y_{t-\tau} \cdot \Delta \varepsilon_t) = 0; \text{ para } t = 3, \dots, T \text{ e } 2 \leq \tau \leq t-1, \quad (8)$$

$$E(W_N y_{t-\tau} \cdot \Delta \varepsilon_t) = 0; \text{ para } t = 3, \dots, T \text{ e } 2 \leq \tau \leq t-1. \quad (9)$$

Ainda segundo os autores, a hipótese (7) estabelece que as variáveis explanatórias exibem exogeneidade estrita, isto é, são não correlacionados com os distúrbios em qualquer período de tempo. A hipótese (8) implica na ausência de correlação temporal da variável dependente defasada em ordem igual ou superior ao segundo período ($\tau \geq 2$). Esta mesma ordem de defasagem vale para a hipótese (9), que indica ausência de correlação espacial operada pela variável dependente defasada espacialmente.

Os estimadores convencionais de dados em painel ([ARELLANO; BOND, 1991](#); [BLUNDELL; BOND, 1998](#)), são consistentes para corrigir o problema da endogeneidade temporal, mas não a espacial. [Arellano e Bond \(1991\)](#) desenvolveram um método de instrumentalização baseado nas restrições (5) e (6). Os autores demonstraram que existem $m = 0,5(T-1)(T-2)$ condições ortogonais suficientes para identificar δ . Assim, para um painel com N grande, bastaria ter $T = 3$ e $\tau = 2$ para identificar exatamente o modelo, e os parâmetros poderiam ser estimado pelo método de momento generalizados (GMM - *generalized method of moments*). [Blundell e Bond \(1998\)](#) demonstraram que resultados obtidos via estimador em diferença de [Arellano e Bond \(1991\)](#) acomodam um viés, que aumenta quando há forte persistência temporal, pois à medida que δ se aproxima de 1, a razão de variância $\sigma_\mu^2/\sigma_\varepsilon^2$ cresce exponencialmente. Para melhorar a performance do estimador, [Blundell e Bond \(1998\)](#) propuseram restrições de momentos adicionais extraídas da condição inicial. Como resultado, tem-se que, a menos que a trajetória da variável dependente exerça fraca persistência temporal, recorre-se aos procedimentos de [Arellano e Bond \(1991\)](#). Mas havendo forte persistência temporal, deve-se utilizar o sistema GMM de [Blundell e Bond \(1998\)](#), formado pelas equações (6) e (3).

A natureza multidimensional da dependência espacial, pode ser representada como um sistema com N de equações simultâneas ([ANSELIN, 1988](#)), e uma forma de corrigir o viés de simultaneidade é através de variáveis instrumentais. Sabe-se que qualquer bom instrumento deve guarda estreita correlação com o vetor *lag* espacial $W_N y_t$, mas não pode manter correlação com os distúrbios do modelo, como sugere a hipótese (7). Para amostra *cross-sectional*, [Kelejian e Prucha \(1998\)](#) argumentam que bons instrumentos podem ser extraídos, por meio do estimador GS2SLS (*generalized spatial two-stage least squares*), de $W_N X_t$ ou $W_N^2 X_t$. Para um modelo de vetor autorregressivo espacial (SpVAR - *spatial vector autoregressive model*), [Beenstock e Felsenstein \(2007\)](#) sugerem procedimento em dois estágios: no primeiro, extrai-se o vetor ajustado \hat{y}_t via estimador LSDV (*least square dummy variables*); o qual é usado para computar $W_N \hat{y}_t$, como instrumento para $W_N y_t$. Já [Kukenova e Monteiro \(2009\)](#) utilizam além das restrições (7) a (9), momentos adicionais extraídos da condição inicial e compatíveis com o estimador sistêmico GMM de [Blundell e Bond \(1998\)](#)

$$E(\Delta X_t \cdot \varepsilon_t) = 0; \text{ para } t = 3, \dots, T, \quad (10)$$

$$E(\Delta y_{t-1} \cdot \varepsilon_t) = 0; \text{ para } t = 3, \dots, T, \quad (11)$$

$$E(\Delta[W_N y_{t-1}] \cdot \varepsilon_t) = 0; \text{ para } t = 3, \dots, T. \quad (12)$$

De acordo com estes autores, bons instrumentos para $W_N y_t$ podem ser extraídos das restrições (9) e (12), para $\tau = 2, 3$.

Se todas restrições de momentos forem suficientes para o problema de identificação, o modelo espaço-temporal poderá ser estimado via sistema GMM de [Blundell e Bond \(1998\)](#), tal como em [Kukenova e Monteiro \(2009\)](#). Mas para isso, uma questão iminente deve ser resolvida: qual critério deve ser usado para definir a matriz de pesos espaciais? Há vários critérios usados na determinação de $w_{iv}^*(k) \in W_N$, mas o da ‘proximidade

³ Neste estudo, admite-se a presença de outras variáveis explanatórias potencialmente endógenas no lado direito de (3), implicando numa quarta restrição de momentos. Aqui, a especificação é menos restrita, por considera que todos as variáveis de X_t são estritamente exógenas.

geográfica' medida pelos k vizinhos mais próximos está entre os mais empregados. Trata-se de uma matriz binária cuja convenção de proximidade é baseada na distância geográfica (em quilômetros) entre os centroides da região i e seus vizinhos v , d_{iv} . Seguindo [Baumont \(2004\)](#), $W_N(k)$ é definida por:

$$\begin{cases} w_{iv}^*(k) = 0 & \text{se } i = v \quad \forall k \\ w_{iv}^*(k) = 1 & \text{se } d_{iv} \leq d_i(k) \quad \text{e } w_{iv}(k) = w_{iv}^*(k) / \sum_v w_{iv}^*(k) \\ w_{iv}^*(k) = 0 & \text{se } d_{iv} > d_i(k). \end{cases} \quad (13)$$

Em que, $w_{iv}(k)$ correspondem aos elementos normalizados da matriz W_N , que são fixos ao longo do tempo t , e $d_i(k)$ é a distância crítica de corte para a região i .

Esta matriz foi escolhida por ser apropriada para ponderar 'espaços com ilhas', ou seja, localidades totalmente isoladas. Essa propriedade deriva do método de determinação dos pesos $w_{iv}(k)$, pois a distância crítica de corte $d_i(k)$ deve variar até garantir que cada localidade i tenha exatamente k vizinhos, independente da presença de ilhas. Neste estudo, adota-se a microrregião do IBGE como unidade de área, e como a produção industrial é fortemente concentrada, algumas localidades periféricas assemelham-se a 'ilhas', conforme mostra a Figura 1. Outra questão importante refere-se a determinação de k . Uma alternativa é escolher a matriz $W_N(k)$ que proporciona o valor I de Moran mais significativo ([BAUMONT, 2004](#)). Esse critério será utilizado no diagnóstico de dependência espacial, cujo objetivo é verificar se a autocorrelação espacial operada pela variável dependente do modelo, pode constituir fonte genuína de simultaneidade. Em cada *cross-sectional* do painel, a estatística I de Moran é dada por:

$$\mathbf{I} = \frac{N}{S_0} \frac{(y - \bar{y})' W_N (y - \bar{y})}{(y - \bar{y})' (y - \bar{y})}. \quad (14)$$

Em que, $(y - \bar{y})$ é o logaritmo do VTI local medido em termos de desvio em torno da média, N é o número de localidades e $S_0 = \sum_v \sum_i w_{iv}$ é um escalar.

Dado que W_N é normalizada na linha, então $S_0 = N$, e, portanto, $\frac{N}{S_0} = 1$ é um elemento neutro no cálculo do I de Moran. Com isso, o resultado dependerá somente da razão entre a autocovariância espacial, no numerador de (14), e a variância, no denominador. A hipótese nula é de que o logaritmo do VTI se distribui aleatoriamente no espaço. Assumindo-se que $(y - \bar{y})$ segue normalmente distribuída, a inferência estatística pode ser feita pela variável padronizada, $z = \mathbf{I} - E(\mathbf{I}) / \hat{\sigma}$, sendo $E(\mathbf{I}) = -1/(N - 1)$ o valor esperado e $\hat{\sigma}$ o erro-padrão. Mas se a distribuição de $(y - \bar{y})$ for desconhecida, a inferência pode ser feita por meio de permutações estocásticas. A rotina computacional **moran.test** do pacote **spdep**, aplicado ao *software* [R](#), dispõe desse mecanismo de permutação.

3.2 Indicadores de aglomeração

Indicadores de concentração tipo Herfindahl, de especialização do tipo Quociente Locacional e de diversificação produtiva, passaram a ocupar espaço na literatura, desde os primeiros estudos aplicados à ciência regional. Tal notoriedade se deve à simplicidade do método, mas também ao poder identificação de padrões de concentração industrial e a capacidade de rastrear mudanças na estrutura econômica regional.

Sobre as propriedades, o índice de Herfindahl mede a grandeza da firma em relação ao tamanho da indústria, é apropriado para quantificar o grau de concentração intrasetorial. O Quociente Locacional (QL), por sua vez, é o índice mais utilizado para mensurar o grau de especialização regional. Ele difere do índice de Herfindahl por não configurar uma medida de dispersão, mas permite distinguir localidades especializadas. O índice de Gini locacional também é bastante usado para mensurar o grau de concentração geográfica da produção industrial. [Krugman \(1991b\)](#), é um estudo de referência nesse sentido, o autor analisou o grau de concentração geográfica de atividades inovativas nos EUA. No Brasil, cabe destacar o estudo de [Suzigan, Garcia e Furtado \(2005\)](#), no qual foi apresentada uma metodologia para identificação de sistemas locais de produção/ inovação baseada no QL e índice de Gini locacional.

A proposta de quantificar aglomerações visa explorar, no escopo do modelo econométrico, a extensão das economias externas em suas três fontes: economias de diversificação de Jacobs, economias de especialização tipo MAR e externalidades de Porter. Assim, com base em dados de emprego industrial, formaliza-se três indicadores locacionais ($i = 1, \dots, N$), agregados segundo divisão CNAE 2.0 indústria de transformação ($j = 1, \dots, J$), ao longo de 2007 a 2014 ($t = 1, \dots, 8$).

- **Índice de diversificação industrial.** Este índice reflete o grau de diversificação com que se depara a indústria j em dada região i no tempo t , obtido pelo inverso do coeficiente de Gini.

$$DIV_{jit} = [G_{j*,it}]^{-1} = \left[1 - \frac{1}{K} \sum_{l=1}^L (\tilde{e}_{l-1,it} + \tilde{e}_{l,it}) \right]^{-1}. \quad (15)$$

Em (15), o coeficiente de Gini é calculado para o aglomerado de indústrias $j^* = 1, \dots, J-1$ com que se depara a indústria j em questão; a presença subscrito j^* indica que informações da indústria j foram excluídas da quantificação do índice de diversificação industrial; $l = 1, \dots, L \in j^*$ é o número de plantas localizadas em i e $\tilde{e}_{l,it}$ é a proporção acumulada do emprego da planta l na região i no tempo t .

Dado que $0 < G < 1$, então $DIV > 1$. Assim, quanto menos diversificada (mais concentrada) for a indústria local, mais próximo de 1 estará o índice de diversificação. Por outro lado, à medida que a distribuição do emprego torne-se mais uniforme, mais homogênea vai se tornando a estrutura industrial local, e, portanto, maior será o valor do índice de diversificação.

- **Índice de especialização local.** Este segue as propriedades do QL e pode ser formalizado por

$$ESP_{jit} = \frac{\bar{e}_{jit} / \sum_j \bar{e}_{jit}}{\sum_j \bar{e}_{jit} / \sum_i \sum_j \bar{e}_{jit}}. \quad (16)$$

Dado que \bar{e}_{jit} é o emprego da indústria j , na localidade i , no tempo t , o numerador de (16) demonstra a participação da indústria j para a formação do emprego local, o qual é comparado com a participação de i para a formação do emprego total do país, no denominador.

Suzigan, Garcia e Furtado (2005) chamam atenção para duas deficiências do QL. Argumentam que é limitado se o problema envolve comparações regionais, pois uma região pouco desenvolvida pode apresentar elevado índice simplesmente pela presença de uma unidade produtiva, mesmo de dimensões modestas. Outra deficiência refere-se a dificuldade para identificar economias de especialização em regiões desenvolvidas, pois uma base industrial diversificada eleva a formação do emprego total, ocultando tal característica.

Ressalta-se que, a primeira deficiência não compromete o resultado da pesquisa, pois comparações regionais entre estruturas especializadas não fazem parte do objeto de estudo. Entretanto, a segunda pode comprometer, pois regiões desenvolvidas geralmente oferecem economias de especialização e urbanização, simultaneamente. Para contornar esse problema, incorporou-se no modelo econométrico, mais uma variável de controle, definida abaixo.

- **Índice de competição setorial.** Trata-se de um indicador que mede o grau de competição de firmas estabelecidas dentro do mesmo ramo de atividade. Tal como exposto em Combes (2000), este indicador reflete o inverso do índice de Herfindahl

$$COMP_{jit} = [H_{jit}]^{-1} = \left[\sum_{l=1}^L e_{l,jit}^2 \right]^{-1}, \quad (17)$$

em que, $e_{l,jit}$ é a participação da planta l na composição do emprego da indústria j , na localidade i , no tempo t .

Se um índice de Herfindahl elevado ($H \rightarrow 1$) reflete poder de monopólio local, medido pela concentração do emprego em única planta, então, à medida que $H \rightarrow 0$, mais uniforme vai ficando a distribuição, evidenciando que a competição entre firmas do mesmo ramo de atividade está acirrada.

A construção dos índices (15), (16) e (17) depende de dados de emprego observados no nível da planta industrial. Esse tipo de informação, no Brasil, é fornecida pela Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) do Ministério do Trabalho e Emprego (MTE), exposta em dois tipos de relatórios anuais: a RAIS Estabelecimento e a RAIS Trabalhador. O primeiro fornece informações sobre as características do estabelecimento, o estoque de emprego por estabelecimento, sua localização e CNAE; e segundo, fornece informações sobre

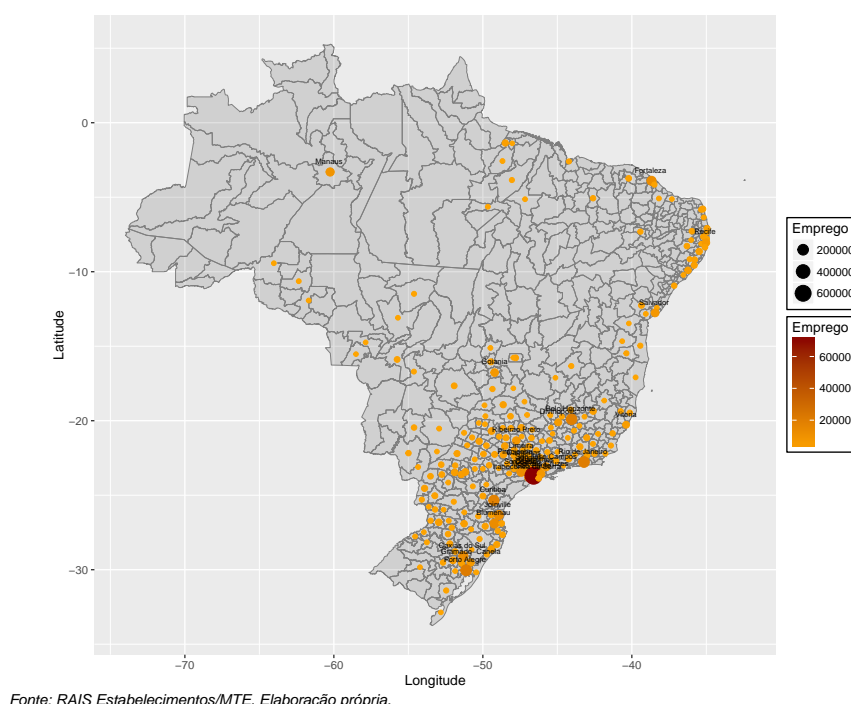
as características do trabalhador, como o grau de escolaridade, gênero, rendimento, faixa etária e tempo de serviço. Os referidos índices foram calculados através dos microdados da [RAIS Estabelecimento](#) disponibilizados pelo MTE.

Observa-se, no entanto, que a RAIS não fornece informações suficientes para análise da produtividade. Atualmente, a [PIA Empresa do IBGE](#) é a fonte mais detalhada sobre as características estruturais da indústria de transformação brasileira, com agregações para divisão (2 dígitos) e grupo (3 dígitos) da CNAE 2.0. Assim, para completar a formação das amostras dados em painel, recorreu-se a três variáveis da PIA Empresa: o valor da transformação industrial (VTI), o custo das operações industriais (COI) e o número de pessoal ocupado (PO). O VTI corresponde a diferença entre o valor bruto da produção industrial (VBPI) e o COI, é a *proxy* mais usada para mensuração da produtividade. O COI, por sua vez, corresponde aos custos diretos de produção, exceto salários e encargos, obtido pelo consumo de matérias-primas, energia elétrica e combustíveis e consumo de peças e acessórios para manutenção e reparação de máquinas e equipamentos. PO compreende a totalidade das pessoas ocupadas em 31/12 do ano de referência da pesquisa, com ou sem vínculo empregatício. As variáveis COI e PO foram usadas, no escopo do modelo econométrico, como *proxies* para a participação do estoque de capital K_{jit} e trabalho L_{jit} , respectivamente.

Uma dificuldade encontrada foi desagregar dados do VTI e COI para as microrregiões do IBGE. Uma aproximação foi feita pelo rateio da participação do PO, como adotado por [Schettini e Azzoni \(2013\)](#), cujos dados podem ser observados nesta escala através do [Cadastro Central de Empresas](#), que usa a mesma base amostral da PIA Empresa. No tocante aos *cross-sections* dos painéis, selecionou-se aquelas microrregiões com 90% do emprego industrial no ano inicial 2007. Nos casos onde a indústria é fortemente concentrada, esta margem foi aumentada, para obter uma dimensão *cross-sectional* razoável ($N > 40$). Mesmo assim, os setores ‘Fumo’ e ‘Equipamentos de transporte, exceto veículos’ ficaram de fora da amostra, pois a totalidade da produção industrial está concentrada em 15 e 17 microrregiões, respectivamente. Ademais, o VTI e COI foram corrigidos pelo Índice de Preço ao Consumidor Amplo (IPCA-IBGE) para valores constantes em dezembro de 2014.

A Figura 1 ilustra a distribuição geográfica do emprego gerado pela indústria de transformação em 2007. Entre as 218 microrregiões amostrais, destacam-se 27 polos industriais com mais de 40.000 empregos, que juntos responderam com 56% do emprego total naquele ano. Os dados refletem a presença de forte integração regional entre polos localizados nas regiões Sudeste e Sul do Brasil. A mesma não se observa as demais regiões do país.

Figura 1 – Concentração geográfica da indústria de transformação brasileira em 2007.



4 Resultados e discussões

4.1 Diagnóstico de dependência espacial

Nesta seção, a dependência espacial ganha destaque, pois pode representar um problema para o controle da endogeneidade no modelo espaço-temporal. Para [Anselin \(1988\)](#), a dependência espacial é um caso particular de *cross sectional dependence*, que aflora quando as unidades de corte transversal deixam de ser independentes entre si. Este ideia surgiu com a Primeira Lei da Geografia ou lei de Tobler: “tudo depende de todo restante, mas o que está mais próximo depende mais do que aquilo que está mais distante”. Esta lei estabelece que fenômenos que ocorrem no espaço tendem a ser mais interativos com o aumento da proximidade geográfica.

O diagnóstico de dependência espacial segue as proposições do teste I de Moran para autocorrelação espacial. Na análise do teste, tomou-se uma lista de matrizes $W_N(k)$, com k vizinhos variando de 3 a 10. Seguindo o critério de [Baumont \(2004\)](#), escolheu-se a matriz com o número k que proporciona o valor I de Moran significativo e mais elevado. A Tabela 1, no Apêndice A, demonstra os resultados da estatística I de Moran inferida sobre a variável dependente do modelo espaço-temporal. A hipótese nula é de que a proximidade geográfica entre os polos industriais não influencia a distribuição espacial da taxa de crescimento do VTI.⁴

Os resultados da Tabela 1, demonstram que a distribuição espacial da taxa de crescimento do VTI, é autocorrelacionada positivamente, em todos setores pesquisados. Este resultado se apoia na estatística I de Moran, cujo coeficiente mostrou-se significativo (a 5% de probabilidade de erro), em pelo menos um *cross-section* de cada amostra de dados em painel. Isto leva a crer que a dependência espacial representa uma fonte de simultaneidade, a qual deve ser controlada no processo de estimação do modelo econométrico. Pode-se constatar, também, que o parâmetro k ideal varia entre 3 a 8 vizinhos, indicando que a estrutura de ponderação espacial empregada nos 22 painéis, não é uniforme ao longo do espaço. Com base nesse diagnóstico, estimou-se, via sistema GMM, os parâmetros do modelo econométrico, os quais são analisados seguir.

4.2 Resultados do modelo espaço-temporal

Antes de seguir à análise dos resultados, cabe fazer algumas considerações acerca de sua inferência. Visando obter parâmetros eficientes, adotou-se o mecanismo de correção *two-step*, em que os resíduos da primeira etapa, são empregados para ponderar a matriz de variância-covariância na segunda etapa de estimação ([BLUNDELL; BOND, 1998](#)). Este procedimento foi realizado com auxílio do pacote **plm** do **R**, que oferece vários recursos para estimação de modelos de dados em painel.

Os resultados do modelo espaço-temporal estão na Tabela 2, no Apêndice A. Nela constam os parâmetros estimados pelo sistema GMM e a estatística Sargan, cuja a hipótese nula é de instrumentos válidos. Em cada modelo, admitiu-se a presença de dois regressores endógenos, y_{t-1} e $W_N y_t$, para os quais empregaram-se os conjuntos de variáveis instrumentais: $[y_1, \dots, y_6; \Delta y_1, \dots, \Delta y_6]$ e $[W_N y_1, \dots, W_N y_6; \Delta W_N y_1, \dots, \Delta W_N y_6]$. Estas variáveis foram extraídas das restrições (8) e (11), (9) e (12), para uma defasagem de 2 períodos ($\tau = 2$), com $t = 3, \dots, 8$.

Pelos resultados da estatística Sargan, é possível verificar, em todas as amostras pesquisadas e considerando um nível de significância de 5%, que o conjunto de instrumentos oferecidos pelo método de [Kukenova e Monteiro \(2009\)](#) são válidos. Significa dizer que todos os regressores são estritamente exógenos e, portanto, não correlacionados com os distúrbios do modelo. Ainda que em quatro amostras (‘Vestuário e acessórios’, ‘Produtos de madeira’, ‘Coque e derivados de petróleo’ e ‘Minerais não-metálicos’), hajam indícios de autocorrelação serial operando nos resíduos do modelo (ver resultado do AC test, na Tabela 2), pode-se atestar pela consistência dos parâmetros estimados via sistema GMM.

Sobre a inferência do parâmetro δ , que capta a inércia temporal, verificou-se que o mesmo é, na maioria dos casos, positivo e estatisticamente significativo, sugerindo que não se pode desprezar a natureza dinâmica das aglomerações. Este resultado corrobora com o postulado de [Rosenthal e Strange \(2004\)](#), bem como, com

⁴ A Figura 2, no Apêndice A, demonstra as trajetórias das taxas de crescimento do VTI segundo divisão CNAE 2.0 da indústria de transformação brasileira.

os resultados de estudos aplicados ao caso dos EUA (GLAESER et al., 1992; HENDERSON; KUNCORO; TURNER, 1995; HENDERSON, 1997; HENDERSON, 2003) e brasileiro (MONTENEGRO; GONÇALVES; ALMEIDA, 2011). Somente entre firmas do setor de ‘Alimentos’ e ‘Produtos químicos’, não se encontraram evidências capazes de atestar a superioridade dinâmica dos determinantes da produtividade local. No caso de ‘Alimentos’, este resultado relaciona-se com trajetória bem comportada do VTI, que se mostra insensível à inércia temporal (Ver a Figura 2, no Apêndice A). Já a dinâmica da atividade de ‘Produtos químicos’, foi fortemente afetada por choques, expressados pela grandeza do erro-padrão (0.0903); em consequência, o intervalo de confiança de δ , oscila frequentemente em torno de zero.

Em todas as amostras pesquisadas, as elasticidades do estoque de capital K_t e trabalho L_t , também se mostraram significantes e dentro do intervalo esperado, $0 < \beta_1 < 1$ e $0 < \beta_2 < 1$ (Tabela 2, no Apêndice A). Este resultado sugere que somente os efeitos das economias internas não são capazes de proporcionar retornos crescentes, no nível das divisões CNAE 2.0 da indústria de transformação. Cabe chamar atenção para dois casos específicos – ‘Papel e celulose’ e ‘Coque e derivados de petróleo’ – em que a elasticidade do fator trabalho não se mostrou significativa, ao nível de 5%. É possível que este resultado relacione-se com o padrão tecnológico das firmas participantes, que a rigor, fazem uso intensivo do fator capital.

Em resposta ao objetivo proposto, foi possível identificar oito padrões de manifestação das aglomerações, os quais foram classificados em ‘Cenários’, pois reproduzem o ambiente onde interagem diferentes firmas. O Quadro 1 reproduz tais Cenários. Trata-se de um resumo da Tabela 2, haja vista que foi construído a partir do sentido atribuído aos três parâmetros que expressam a importância das economias de aglomeração.

Quadro 1 – Resumo dos resultados gerados pelo modelo espaço-temporal.

Cenário ou padrões	Efeito das economias de aglomeração	Firmas do setor
1) $\beta_3 = \beta_4 = \beta_5 = 0$	A produtividade não é influenciada por economias externas de qualquer natureza.	‘Bebidas’, ‘Têxteis’, ‘Vestuário e acessórios’, ‘Impressão e gravações’, ‘Produtos diversos’ e ‘Manutenção e reparo de máquinas e equipamentos’.
2) $\beta_3 > 0$ e $\beta_4 = \beta_5 = 0$	A produtividade é influenciado por economias de diversificação, exclusivamente.	‘Papel e celulose’, ‘Produtos borracha e plástico’, ‘Metalurgia’, ‘Metal, exceto máquinas e equipamentos’, ‘Informática e eletrônicos’ e ‘Móveis’.
3) $\beta_3 > 0, \beta_4 = 0$ e $\beta_5 > 0$	A produtividade é influenciado por economias de diversificação e competição.	‘Máquinas e equipamentos’.
4) $\beta_3 > 0, \beta_4 > 0$ e $\beta_5 = 0$	A produtividade é influenciado por economias de diversificação e especialização.	‘Minerais não-metálicos’.
5) $\beta_3 = 0, \beta_4 > 0$ e $\beta_5 > 0$	A produtividade é influenciado por economias de competição e especialização.	‘Materiais elétricos’.
6) $\beta_3 > 0, \beta_4 < 0$ e $\beta_5 = 0$	A produtividade é influenciado por economias de diversificação, mas sofre com deseconomias de especialização local.	‘Alimentos’, ‘Produtos químicos’ e ‘Veículos automotores’.
7) $\beta_3 < 0$ e $\beta_4 = \beta_5 = 0$	A produtividade é afetada negativamente por economias de diversificação local.	‘Coque e derivados petróleo’ e ‘Farmaquímicos e farmacêuticos’.
8) $\beta_3 = 0, \beta_4 < 0$ e $\beta_5 = 0$	A produtividade é afetada negativamente pela especialização produtiva local.	‘Produtos de couro’ e ‘Produtos de madeira’.

Fonte: resultado da pesquisa.

O ‘Cenário 1’ expressa a existência de um conjunto de firmas distribuídas ao longo do território nacional, onde o crescimento da produtividade não é influenciado por economias externas de qualquer natureza. Neste ambiente, prevalece a interação de firmas tradicionais, dotadas de um padrão tecnológico baseado no uso intensivo do fator trabalho, o que favorece a localização em qualquer região do país. Por se tratar de firmas de pequeno porte, a capacidade de apropriação-difusão tecnológica da firma padrão é reduzida. Vale dizer que as firmas do ‘Cenário 1’ responderam por 10,6% do VTI e 19,6% do emprego industrial em 2007.

O ‘Cenário 2’ difere do último, na medida em que o crescimento da produtividade é influenciado por economias de diversificação local. Este ambiente condiz com a organização industrial de cidades médias e grandes, onde a formação de economias de urbanização no sentido de Jacobs (1969) favorece o intercâmbio

de conhecimento (*knowledge spillovers*) entre firmas de diferentes setores. Geralmente, são firmas que atuam na produção de bens intermediários, mas nota-se a presença de produtores de bens capital e duráveis com alto valor adicionado, como no caso da indústria de ‘Informática e eletrônicos’.

Já as firmas dos ‘Cenários 3 e 4’, interagem em contexto semelhante, mas com uma breve diferença. A indústria de ‘Máquinas e equipamentos’, no ‘Cenário 3’, é composta por produtores de bens de capital, que se beneficiaram com economias externas derivadas da diversificação e competição industrial, o que corrobora com o postulado teórico de [Jacobs \(1969\)](#) e [Porter \(1990\)](#), respectivamente. Analogamente, firmas do setor de ‘Minerais não-metálicos’, no ‘Cenário 4’, também respondem positivamente à diversificação industrial, mas a especialização produtiva também se mostra importante para o crescimento da produtividade local. Firms integrantes aos ‘Cenários 2, 3 e 4’ responderam por 33,8% do VTI e 34,5% da formação do emprego industrial em 2007.

Um caso particular que chama atenção refere-se ao comportamento dos produtores de ‘Materiais elétricos’. Embora a especialização local configure uma fonte de retornos crescentes, corroborando com o postulado de MAR, as firmas integrantes se beneficiaram de uma estrutura competitiva, no sentido de [Porter \(1990\)](#). Isto reflete um ambiente com forte rivalidade empresarial, ao mesmo tempo que a especialização constitui um importante atributo para o desempenho coletivo. Esta indústria participou com 2,7% do VTI nacional e 2,9% do emprego total em 2007.

O ‘Cenário 6’ contempla três setores importantes para a formação do produto industrial, que juntos responderam por 31,9% do VTI e 29,5% do emprego total em 2007. Nota-se que o desempenho destes setores é fortemente dependente de uma estrutura diversificada, mas tem sido prejudicado pelo excessivo grau de especialização local. Trata-se de um cenário onde a tensão entre forças que promovem a concentração (economias de diversificação) e aquelas que estimulam a dispersão (deseconomia de especialização), determinam o diferencial de crescimento regional. Um caso emblemático refere-se a indústria de ‘Veículos automotores’, em que o crescimento da produtividade é fortemente dependente da diversificação no sentido de [Jacobs \(1969\)](#) – Tabela 2, no Apêndice A.

O ‘Cenário 7’ reflete um processo de dispersão das aglomerações, pois a produtividade evoluiu na direção oposta à diversificação produtiva local. Estas transformações referem-se ao desempenho dos setores de ‘Coque e derivados petróleo’ e ‘Farmaquímicos e farmacêuticos’, que exercem forte peso na formação do produto industrial (15,1% do VTI em 2007). Apesar da aparente diferença de seus padrões tecnológicos, estes setores são fortemente concentrados na produção e, por isso, necessitam de uma rede de transporte que permita atender as demandas, em qualquer parte do território nacional. No ‘Cenário 8’, o desempenho setorial depende unicamente da especialização local, mas o coeficiente de elasticidade subjacente, embora significativo (a 5% de probabilidade de erro), foi estimado com o sinal negativo, atestando o curso das deseconomias de especialização. Firms integrantes ao ‘Cenário 8’ responderam por 3,1% do VTI e 9,1% do emprego total em 2007, e estão localizadas predominantemente na periferia.

A variável dependente defasada espacialmente, W_{Ny_t} , foi introduzida com o propósito de isolar os efeitos *spillovers* espaciais, produzidos pelos determinantes do crescimento da produtividade local. Em 19 das 22 amostras, o coeficiente autorregressivo ρ mostrou-se positivo e dentro do intervalo esperado. Somente entre as indústrias de ‘Couro’, ‘Papel e celulose’ e ‘Coque e derivados de petróleo’, tal resultado não foi significativo, indicando que a dependência espacial não constitui um problema. Entre os resultados significantes, estima-se que uma pequena mudança nos fatores determinísticos do modelo, que pode ocorrer em qualquer localidade i , tende a afetar o crescimento das vizinhanças, na proporção do coeficiente ρ . Em média, tal coeficiente varia no intervalo $0.0599 \leq \hat{\rho} \leq 0.2828$, conforme mostram os resultados da Tabela 2, no Apêndice A.

Como demonstrado anteriormente, a influência dos *spillovers* espaciais, torna a interpretação dos coeficientes $\beta_j = (\beta_{1,j}, \dots, \beta_{5,j})'$, um exercício não trivial. Pode-se dizer que cada β_k com $k = 1, \dots, 5$ reflete um *efeito direto*, ou seja, um impacto local de uma mudança em qualquer variável explanatória do modelo. Por outro lado, o ρ atua como um multiplicador que potencializa o *efeito direto* e determina o alcance do *efeito global*. Dada a estrutura da matriz $W_N(k)$, o *efeito global* do processo autorregressivo espacial em primeira ordem do modelo espaço-temporal é dado por, $(1 - \rho)^{-1} \times \beta_k$.

Com base no exposto, é possível calcular os *efeitos marginais globais* das aglomerações de qualquer setor da indústria de transformação brasileira. Para uma aplicação, considere as indústrias de ‘Informática e Eletrônicos’ e ‘Veículos automotores’, as quais se destacam pelo poder de interação com firmas de ou-

tros setores, o que fica claro na grandeza de suas respectivas elasticidades: $\hat{\beta}_3 = 1.2306$ e $\hat{\beta}_3 = 1.0388$ (Tabela 2). Assim, um aumento (*coeteris paribus*), digamos de 1%, no grau de diversificação industrial, contribui diretamente com o crescimento da produtividade da indústria de ‘Informática e Eletrônicos’ em 1.23%, aproximadamente. Veja que se trata de poderosa fonte de retornos crescentes, que pode se expandir a taxa $(1 - 0.1113)^{-1} \times 1.2306 = 1.3847$, com os *spillovers* espaciais. No caso da indústria de ‘Veículos automotores’, o efeito marginal da elasticidade diversificação pode atingir a taxa $(1 - 0.0861)^{-1} \times 1.0388 = 1.1366$, em termos globais.

5 Conclusões

Quantificou-se a importância das externalidades derivadas da estrutura produtiva local, estimando seus efeitos sobre o crescimento da produtividade da indústria de transformação brasileira, no período 2007 a 2014. Trata-se de uma análise setorial sobre os determinantes do crescimento da produtividade local. O primeiro resultado importante revelou a existência de uma parcela – firmas do ‘Cenário 1’ – da indústria, onde o crescimento da produtividade não é influenciado por economias externas de qualquer natureza. São firmas que exibem baixa capacidade de intercâmbio tecnológico e responderam por 10,6% do VTI e 19,6% do emprego industrial em 2007.

Por outro lado, a produtividade da maior parcela da estrutura industrial é influenciada por algum tipo de externalidade. Nesse contexto, ressalta-se o papel da diversificação industrial, que demonstrou ser poderosa fonte de retornos crescentes. Estima-se, que 2/3 das firmas que contribuíram com o VTI em 2007, se beneficiaram, em alguma medida, de externalidades que floresceram de um ambiente diversificado. Em dois casos específicos – ‘Coque e derivados petróleo’ e ‘Farmaquímicos e farmacêuticos’ – há evidências de desconcentração geográfica da produção industrial, revelando que as economias (periféricas) heterogêneas, foram as que obtiveram os maiores ganhos de produtividade no período analisado.

Com relação às externalidades tipo MAR, verificou-se que o desempenho de uma parcela significativa (41,1% do VTI e 46,5% do emprego em 2007) da indústria de transformação brasileira, é influenciada por uma estrutura industrial especializada. Ocorre que na maioria dos casos o efeito marginal é negativo; e em três casos específicos – ‘Alimentos’, ‘Produtos químicos’ e ‘Veículos automotores’ – há sinais de que os benefícios da diversificação *versus* a especialização podem ser excludentes, ainda que em proporções diferenciadas. Apesar do sentido dos efeitos, o valor absoluto da elasticidade especialização é relativamente inferior ao valor da elasticidade diversificação, atestando a superioridade das externalidades dinâmicas de [Jacobs \(1969\)](#). Verificou-se, também, que indústria brasileira exibe uma capacidade muito limitada de produzir externalidades derivadas da competitividade empresarial, no sentido de [Porter \(1990\)](#). Tais efeitos mostraram-se significativos apenas para o crescimento da indústria de ‘Materiais elétricos’ e ‘Máquinas e equipamentos’.

Cabe ainda destacar o papel da inércia temporal e dos *spillovers* espaciais para a dinâmica da produtividade local. As estimativas dos parâmetros, δ e ρ , responsáveis por isolar tais efeitos, mostraram-se significantes, com sinal positivo e dentro do intervalo esperado, em grande parte da indústria de transformação brasileira. Este resultado corrobora com o postulado de [Rosenthal e Strange \(2004\)](#), em que efeitos das aglomerações se estendem por três dimensões: o escopo geográfico, o temporal e o industrial.

Apesar da sofisticação do modelo espaço-temporal, vale chamar atenção para algumas limitações metodológicas. A primeira refere-se a forma de controle dos efeitos espaciais, baseado unicamente na especificação SAR (*Spatial Autoregressive*). Sabe-se que, se a produtividade estiver sujeita a choques, os efeitos espaciais poderiam ser transmitidos pelos distúrbios. Entretanto, a especificação SEM (*Spatial Error Model*), ou outra interação alternativa, não foi testada. Outra limitação refere-se à medida de ponderação dos efeitos espaciais, pois o coeficiente autoregressivo ρ pode alterar com o tipo de matriz W_N empregada. Evidentemente, estas limitações abrem espaço para novos testes de especificação de modelos, sob diferentes medidas de ponderação espacial.

A principal contribuição deste estudo foi compreender a importância das economias de aglomeração para o crescimento da produtividade local, dentro de um contexto que antecede a abertura da divisão (2 dígitos) CNAE 2.0 da indústria de transformação brasileira. Vale dizer que no Brasil, os estudos que tratam do tema, utilizaram frequentemente um nível de agregação superior. Além disso, o método justifica-se pela heterogeneidade do padrão tecnológico industrial, que pode diferir ao longo da relação espaço-tempo. Esta característica

justifica, por sua vez, a inovadora implementação do modelo dinâmico espacial, apresentado por [Anselin \(2001\)](#) e explorada empiricamente por [Kukenova e Monteiro \(2009\)](#), num contexto que envolve a interação entre países da OECD (*Organisation for Economic Co-operation and Development*).

Bibliography

ANSELIN, L. *Spatial Econometrics: Methods and Models*. [S.l.]: Dordrecht: Kluwer Academic Publishers, 1988. Citado 2 vezes nas páginas [7](#) and [11](#).

ANSELIN, L. *Spatial econometrics. A companion to theoretical econometrics*, v. 310330, 2001. Citado 2 vezes nas páginas [5](#) and [15](#).

ANSELIN, L.; Le Gallo, J.; JAYET, H. Spatial panel econometrics. In: *The econometrics of panel data*. [S.l.]: Springer, 2008. p. 625–660. Citado na página [6](#).

ARELLANO, M.; BOND, S. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The review of economic studies*, Oxford University Press, v. 58, n. 2, p. 277–297, 1991. Citado 2 vezes nas páginas [6](#) and [7](#).

ARROW, K. J. The economic implications of learning by doing. *The review of economic studies*, JSTOR, p. 155–173, 1962. Citado na página [2](#).

BAUMONT, C. Spatial effects in housing price models: do housing prices capitalize urban development policies in the agglomeration of Dijon (1999)? *LEG*, 2004. Citado 2 vezes nas páginas [8](#) and [11](#).

BEENSTOCK, M.; FELSENSTEIN, D. Spatial vector autoregressions. *Spatial Economic Analysis*, Taylor & Francis Group, v. 2, n. 2, p. 167–196, 2007. Citado na página [7](#).

BLUNDELL, R.; BOND, S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of econometrics*, Elsevier, v. 87, n. 1, p. 115–143, 1998. Citado 4 vezes nas páginas [2](#), [6](#), [7](#), and [11](#).

CICCONE, A. Agglomeration effects in europe. *European Economic Review*, Elsevier, v. 46, n. 2, p. 213–227, 2002. Citado 2 vezes nas páginas [2](#) and [3](#).

CICCONE, A.; HALL, R. E. *Productivity and the density of economic activity*. [S.l.], 1996. Citado 2 vezes nas páginas [2](#) and [3](#).

COMBES, P.-P. Economic structure and local growth: France, 1984–1993. *Journal of urban economics*, Elsevier, v. 47, n. 3, p. 329–355, 2000. Citado 3 vezes nas páginas [3](#), [5](#), and [9](#).

DURANTON, G.; PUGA, D. Micro-foundations of urban agglomeration economies. *Handbook of regional and urban economics*, Elsevier, v. 4, p. 2063–2117, 2004. Citado na página [3](#).

FOCHEZATTO, A.; VALENTINI, P. J. Economias de aglomeração e crescimento econômico regional: um estudo aplicado ao Rio Grande do Sul usando um modelo econométrico com dados de painel. *Revista EconomiA*, 2010. Citado 2 vezes nas páginas [2](#) and [5](#).

GALINARI, R. et al. O efeito das economias de aglomeração sobre os salários industriais: uma aplicação ao caso brasileiro. *Revista de Economia Contemporânea*, v. 11, n. 3, p. 391–420, 2007. Citado 2 vezes nas páginas [2](#) and [5](#).

GLAESER, E. et al. Growth in cities. *Journal of Political Economy*, The University of Chicago, v. 100, n. 6, 1992. Citado 4 vezes nas páginas [2](#), [3](#), [4](#), and [12](#).

GLAESER, E. L.; MARÉ, D. C. Cities and skills. *Journal of Labor Economics*, v. 19, n. 2, p. 316–342, 2001. Citado 2 vezes nas páginas [3](#) and [4](#).

HENDERSON, J. V. Efficiency of resource usage and city size. *Journal of Urban economics*, Academic Press, v. 19, n. 1, p. 47–70, 1986. Citado na página [4](#).

- HENDERSON, J. V. Marshall's scale economies. *Journal of urban economics*, Elsevier, v. 53, n. 1, p. 1–28, 2003. Citado 4 vezes nas páginas 2, 3, 4, and 12.
- HENDERSON, J. V.; KUNCORO, A.; TURNER, M. *Industrial development in cities*. [S.l.], 1995. Citado 3 vezes nas páginas 2, 3, and 12.
- HENDERSON, V. Externalities and industrial development. *Journal of urban economics*, Elsevier, v. 42, n. 3, p. 449–470, 1997. Citado 3 vezes nas páginas 3, 4, and 12.
- JACOBS, J. The economy of cities. *The economy of cities*., London: Jonathan Cape., 1969. Citado 5 vezes nas páginas 2, 3, 12, 13, and 14.
- KELEJIAN, H.; PRUCHA, I. A generalized spatial two-stage least squares procedure for estimating a spatial autoregressive model with autoregressive disturbances. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, Springer, v. 17, n. 1, p. 99–121, 1998. Citado na página 7.
- KRUGMAN, P. *Increasing returns and economic geography*. [S.l.], 1991. Citado na página 2.
- KRUGMAN, P. R. *Geography and trade*. [S.l.]: MIT press, 1991. Citado na página 8.
- KUKENOVA, M.; MONTEIRO, J.-A. Spatial dynamic panel model and system gmm: a monte carlo investigation. Citeseer, 2009. Citado 5 vezes nas páginas 2, 5, 7, 11, and 15.
- MENEZES, T. A.; AZZONI, C. R. Convergência de salários entre as regiões metropolitanas brasileiras: custo de vida e aspectos de demanda e oferta de trabalho. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), 2006. Citado 2 vezes nas páginas 2 and 5.
- MONTENEGRO, R. L.; GONÇALVES, E.; ALMEIDA, E. Dinâmica espacial e temporal da inovação no estado de São Paulo: uma análise das externalidades de diversificação e especialização. *Estudos Econômicos (São Paulo)*, SciELO Brasil, v. 41, n. 4, p. 743–776, 2011. Citado 3 vezes nas páginas 2, 5, and 12.
- PORTER, M. E. The competitive advantage of notions. *Harvard business review*, v. 68, n. 2, p. 73–93, 1990. Citado 4 vezes nas páginas 2, 3, 13, and 14.
- ROMER, P. Increasing returns and long-run growth. *The Journal of Political Economy*, JSTOR, p. 1002–1037, 1986. Citado na página 2.
- ROSENTHAL, S. S.; STRANGE, W. C. The determinants of agglomeration. *Journal of urban economics*, Elsevier, v. 50, n. 2, p. 191–229, 2001. Citado na página 3.
- ROSENTHAL, S. S.; STRANGE, W. C. Geography, industrial organization, and agglomeration. *review of Economics and Statistics*, MIT Press, v. 85, n. 2, p. 377–393, 2003. Citado 2 vezes nas páginas 3 and 4.
- ROSENTHAL, S. S.; STRANGE, W. C. Evidence on the nature and sources of agglomeration economies. *Handbook of regional and urban economics*, Elsevier, v. 4, p. 2119–2171, 2004. Citado 6 vezes nas páginas 2, 3, 4, 5, 11, and 14.
- SCHETTINI, D.; AZZONI, C. Diferenciais Regionais de Competitividade Industrial do Brasil no Século 21. *Economia*, ANPEC-Associação Nacional dos Centros de Pósgraduação em Economia [Brazilian Association of Graduate Programs in Economics], v. 14, n. 1b, 2013. Citado 2 vezes nas páginas 5 and 10.
- SILVA, M. V. B. d.; SILVEIRA-NETO, R. d. M. Dinâmica da concentração da atividade industrial no Brasil entre 1994 e 2004: uma análise a partir de economias de aglomeração e da nova geografia econômica. *Economia Aplicada*, SciELO Brasil, v. 13, n. 2, p. 299–331, 2009. Citado 2 vezes nas páginas 2 and 5.
- SUZIGAN, W.; GARCIA, R.; FURTADO, J. Sistemas locais de produção/inovação: metodologia para identificação, estudos de casos e sugestões de políticas. DINIZ, CC; LEMOS, MB *Economia e território*. Belo Horizonte: Editora UFMG, p. 287–320, 2005. Citado 2 vezes nas páginas 8 and 9.

APPENDIX A – Resultados do modelo de crescimento da produtividade local

Table 1 – Teste I de Moran de autocorrelação espacial entre *cross-sections* dos painéis de dados.

Indústria de transformação	Cross-sections												
	N	k	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014			
10 Alimentos	180	5	0.268 [0.000]	0.238 [0.000]	0.255 [0.000]	0.298 [0.000]	0.306 [0.000]	0.314 [0.000]	0.306 [0.000]	0.306 [0.000]			
11 Bebidas	100	8	0.067 [0.049]	0.022 [0.229]	0.015 [0.280]	-0.041 [0.525]	-0.003 [0.437]	0.025 [0.206]	0.018 [0.293]	-0.019 [0.583]			
13 Têxteis	100	5	0.282 [0.000]	0.281 [0.000]	0.275 [0.000]	0.287 [0.000]	0.260 [0.000]	0.192 [0.002]	0.170 [0.002]	0.172 [0.001]			
14 Vestuário e acessórios	120	5	0.059 [0.125]	0.016 [0.339]	0.067 [0.098]	0.120 [0.014]	0.093 [0.042]	0.079 [0.068]	0.087 [0.052]	0.126 [0.011]			
15 Produtos de couro	80	5	0.265 [0.000]	0.206 [0.001]	0.192 [0.002]	0.059 [0.153]	0.158 [0.007]	0.117 [0.031]	0.104 [0.047]	0.096 [0.059]			
16 Produtos de madeira	140	5	0.365 [0.000]	0.323 [0.000]	0.281 [0.000]	0.314 [0.000]	0.311 [0.000]	0.325 [0.000]	0.325 [0.000]	0.341 [0.000]			
17 Papel e celulose	90	5	0.383 [0.000]	0.356 [0.000]	0.246 [0.000]	0.229 [0.000]	0.226 [0.000]	0.171 [0.003]	0.143 [0.011]	0.177 [0.003]			
18 Impressão e gravações	100	5	0.246 [0.000]	0.250 [0.000]	0.209 [0.000]	0.208 [0.000]	0.223 [0.000]	0.194 [0.001]	0.172 [0.002]	0.180 [0.001]			
19 Coque e derivados petróleo	60	5	0.420 [0.000]	0.343 [0.000]	0.291 [0.000]	0.225 [0.001]	0.249 [0.000]	0.173 [0.008]	0.157 [0.014]	0.058 [0.171]			
20 Produtos químicos	90	3	0.293 [0.000]	0.301 [0.000]	0.327 [0.000]	0.282 [0.000]	0.303 [0.000]	0.284 [0.000]	0.307 [0.000]	0.274 [0.000]			
21 Farmoquímicos e farmacêuticos	42	4	0.439 [0.000]	0.412 [0.000]	0.314 [0.000]	0.317 [0.000]	0.321 [0.000]	0.327 [0.000]	0.353 [0.000]	0.359 [0.000]			
22 Produtos borracha e plástico	100	3	0.315 [0.000]	0.296 [0.000]	0.255 [0.000]	0.291 [0.000]	0.266 [0.000]	0.253 [0.000]	0.230 [0.000]	0.227 [0.000]			

Tabela 1 (Continuação)

Indústria de transformação			Cross-sections								
			N	k	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
23	Minerais não-metálicos	160	4	0.265 [0.000]	0.237 [0.000]	0.239 [0.000]	0.214 [0.000]	0.192 [0.000]	0.197 [0.000]	0.187 [0.000]	0.177 [0.000]
24	Metalurgia	80	4	0.387 [0.000]	0.348 [0.000]	0.263 [0.000]	0.058 [0.159]	0.291 [0.000]	0.261 [0.000]	0.193 [0.002]	0.206 [0.001]
25	Metal, exceto máquinas e equipamentos	120	4	0.248 [0.000]	0.258 [0.000]	0.231 [0.000]	0.246 [0.000]	0.268 [0.000]	0.240 [0.000]	0.202 [0.000]	0.182 [0.001]
26	Informática e eletrônicos	50	4	0.041 [0.242]	0.069 [0.155]	0.043 [0.234]	0.041 [0.242]	0.075 [0.138]	0.110 [0.068]	0.191 [0.008]	0.157 [0.021]
27	Materiais elétricos	60	4	0.124 [0.038]	0.230 [0.001]	0.202 [0.003]	0.219 [0.002]	0.215 [0.002]	0.175 [0.008]	0.196 [0.004]	0.178 [0.007]
28	Máquinas e equipamentos	80	4	0.265 [0.000]	0.268 [0.000]	0.207 [0.001]	0.188 [0.002]	0.259 [0.000]	0.238 [0.000]	0.182 [0.003]	0.204 [0.001]
29	Veículos automotores	60	7	0.085 [0.039]	0.036 [0.182]	0.022 [0.317]	-0.043 [0.631]	0.027 [0.222]	0.041 [0.165]	0.046 [0.137]	0.043 [0.149]
31	Móveis	120	4	0.184 [0.001]	0.187 [0.000]	0.133 [0.008]	0.158 [0.002]	0.185 [0.001]	0.208 [0.000]	0.189 [0.000]	0.194 [0.000]
32	Produtos diversos	100	4	0.310 [0.000]	0.261 [0.000]	0.282 [0.000]	0.263 [0.000]	0.259 [0.000]	0.230 [0.000]	0.194 [0.001]	0.144 [0.008]
33	Manutenção de máquinas e equipamentos	100	4	0.294 [0.000]	0.274 [0.000]	0.226 [0.000]	0.205 [0.000]	0.132 [0.012]	0.134 [0.011]	0.101 [0.039]	0.125 [0.016]

Nota: 1) valores entre [...] são probabilidades. 2) Os setores '12 Fumo' e '30 Transporte, exceto veículos' foram excluídos devido a elevada concentração geográfica. Fonte: resultado da pesquisa e elaborado pelo autor.

Table 2 – Resultados estimados via sistema GMM do modelo espaço-temporal

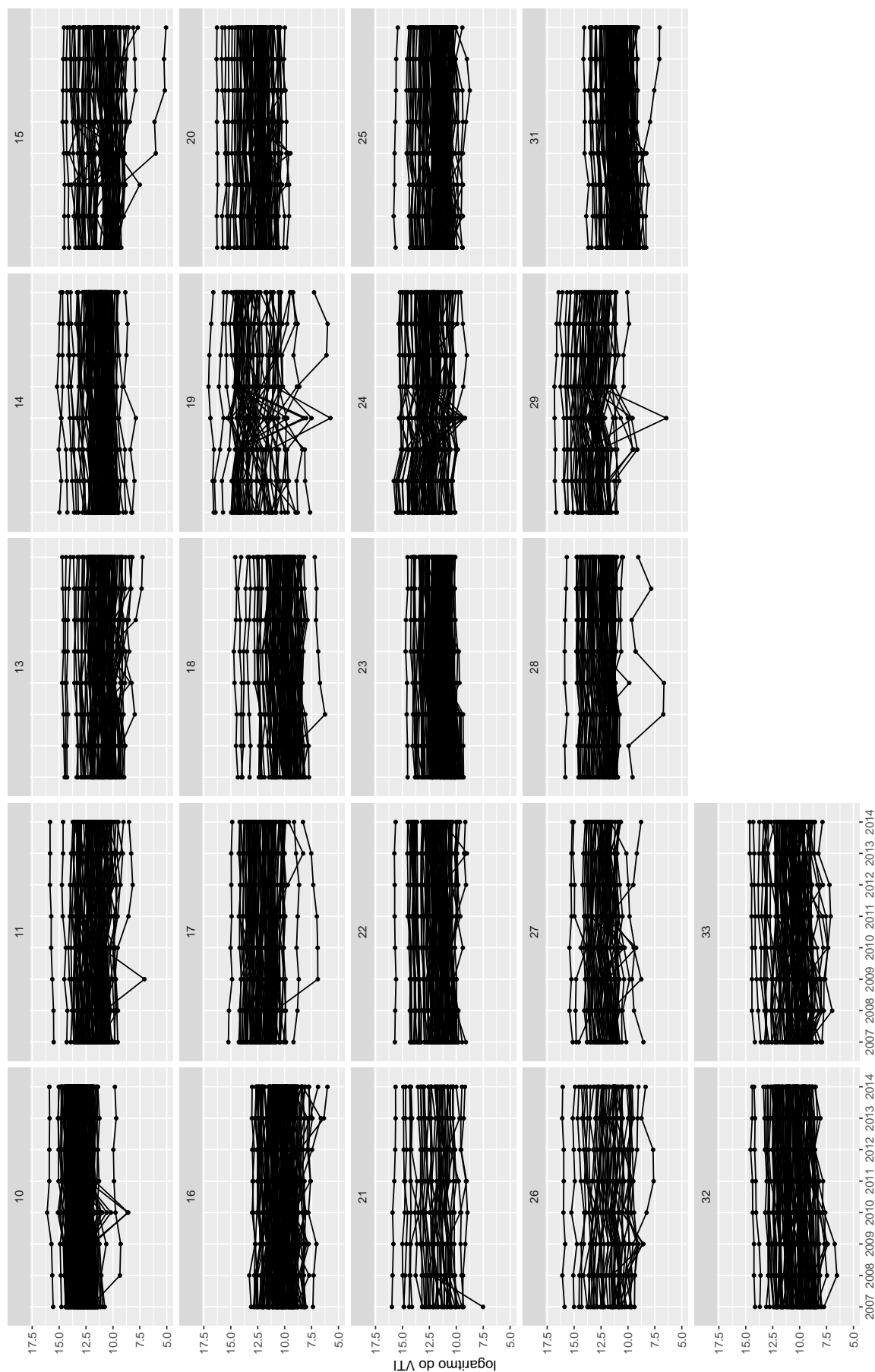
Indústria de transformação	y_{t-1}	$W_{N}y_t$	K_t	L_t	DIV_t	ESP_t	$COMP_t$	Sargan	AC test	$N \times T$
10 Alimentos	0.0248 (0.0186)	0.2239** (0.0296)	0.4297** (0.0315)	0.4656** (0.0225)	0.3366* (0.1708)	-0.0367** (0.0125)	0.0297 (0.0221)	159.42 [0.124]	-1.805 [0.071]	(180 × 8)
11 Bebidas	0.2371* (0.0946)	0.1361* (0.0660)	0.4122** (0.0781)	0.3859** (0.1063)	0.3498 (0.3835)	-0.0206 (0.0237)	0.0325 (0.0974)	95.86 [0.998]	-0.214 [0.831]	(100 × 8)
13 Têxteis	0.0843** (0.0321)	0.2143** (0.0384)	0.3385** (0.0618)	0.5432** (0.0586)	0.1933 (0.2646)	0.0049 (0.0199)	-0.0184 (0.0279)	89.48 [0.998]	-0.961 [0.336]	(100 × 8)
14 Vestuário e acessórios	0.2913** (0.0400)	0.1794** (0.0273)	0.2903** (0.0506)	0.3731** (0.0489)	-0.3797 (0.26755)	0.0149 (0.0177)	-0.0094 (0.0235)	118.84 [0.793]	3.625 [0.002]	(120 × 8)
15 Produtos de couro	0.2062** (0.0520)	0.0238 (0.0306)	0.5027** (0.0559)	0.4064** (0.0681)	-0.1724 (0.3059)	-0.0498* (0.0247)	0.0354 (0.0345)	79.35 [0.985]	1.123 [0.261]	(80 × 8)
16 Produtos de madeira	0.2548** (0.0479)	0.1707** (0.0337)	0.3246** (0.0482)	0.3921** (0.0535)	0.3752 (0.2499)	-0.0391** (0.0147)	-0.0231 (0.0363)	139.76 [0.305]	2.189 [0.028]	(140 × 8)
17 Papel e celulose	0.2428** (0.0730)	0.0008 (0.0187)	0.7323** (0.0633)	0.0215 (0.0528)	0.3752* (0.1835)	-0.0097 (0.0147)	-0.0305 (0.0200)	81.23 [0.998]	-0.481 [0.631]	(90 × 8)
18 Impressão e gravações	0.2448** (0.0625)	0.1146** (0.0359)	0.4438** (0.0490)	0.3261** (0.0662)	0.2315 (0.2213)	0.0297 (0.0248)	0.0382 (0.0287)	98.23 [0.987]	0.772 [0.439]	(100 × 8)
19 Coque e derivados do petróleo	0.1347** (0.0517)	0.0331 (0.0382)	0.8475** (0.1052)	0.0693 (0.0970)	-1.3999* (0.7296)	-0.0297 (0.0259)	-0.0666 (0.1030)	58.88 [0.406]	4.701 [0.000]	(60 × 8)
20 Produtos químicos	0.1136 (0.0903)	0.1336** (0.0365)	0.5168** (0.0684)	0.3524** (0.0579)	0.6596* (0.3344)	-0.0574* (0.0208)	0.0078 (0.0381)	86.39 [0.998]	-1.067 [0.285]	(90 × 8)
21 Farmoquímicos e farmacêuticos	0.2879** (0.1001)	0.2365** (0.0703)	0.2299** (0.0921)	0.4719** (0.145)	-1.082* (0.5131)	0.0021 (0.0113)	0.0187 (0.0308)	40.39 [0.952]	-1.027 [0.304]	(42 × 8)
22 Produtos borracha e plástico	0.1236** (0.0505)	0.1532** (0.0266)	0.3986** (0.0734)	0.4838** (0.0692)	0.3973* (0.1944)	0.0239 (0.0247)	-0.0336 (0.0347)	88.99 [0.998]	-0.125 [0.900]	(100 × 8)

Tabela 2 (Continuação)

Indústria de transformação	y_{t-1}	$W_N y_t$	K_t	L_t	DIV_t	ESP_t	$COMP_t$	Sargan	AC test	$N \times T$
23 Minerais não-metálicos	0.2083** (0.0352)	0.0599** (0.0205)	0.6321** (0.0384)	0.1503** (0.0321)	0.4325** (0.1157)	0.0152* (0.0077)	-0.0315 (0.0214)	156.29 [0.115]	1.920 [0.0548]	(160×8)
24 Metalurgia	0.0794** (0.0258)	0.1238** (0.0391)	0.4854** (0.0858)	0.4567** (0.0865)	1.0295* (0.4451)	0.0056 (0.0186)	0.0415 (0.0554)	79.57 [0.354]	1.049 [0.293]	(80×8)
25 Metal, exceto máquinas e equipamentos	0.1001** (0.0329)	0.1773** (0.0295)	0.3541** (0.0321)	0.5394** (0.0402)	0.5024* (0.2208)	0.0306 (0.0216)	0.0205 (0.0216)	93.84 [0.985]	-0.298 [0.765]	(120×8)
26 Informática e eletrônicos	0.1687** (0.0514)	0.1113** (0.0437)	0.4308** (0.0732)	0.4181** (0.0748)	1.2306* (0.4998)	0.0122 (0.0259)	-0.0042 (0.0316)	47.37 [0.812]	-0.472 [0.636]	(50×8)
27 Materiais elétricos	0.0829** (0.0297)	0.1587** (0.0374)	0.3747** (0.0600)	0.5874** (0.0658)	-0.2001 (0.3847)	0.0198* (0.0101)	0.0552* (0.0227)	58.51 [0.494]	0.795 [0.426]	(60×8)
28 Máquinas e equipamentos	0.1626** (0.0572)	0.1206** (0.0218)	0.4075** (0.0743)	0.4608** (0.0418)	0.4314* (0.1953)	0.0028 (0.0157)	0.0373* (0.0191)	77.40 [0.137]	-0.680 [0.496]	(80×8)
29 Veículos automotores	0.0317* (0.0163)	0.0861** (0.0181)	0.6457** (0.0498)	0.3292** (0.0465)	1.0388* (0.3552)	-0.0210* (0.0107)	-0.0398* (0.0190)	46.32 [0.843]	-0.936 [0.349]	(60×8)
31 Móveis	0.1162* (0.0544)	0.1957** (0.0259)	0.3158** (0.0467)	0.5531** (0.0511)	0.3532* (0.1854)	0.0055 (0.0157)	-0.0018 (0.02006)	112.23 [0.981]	1.425 [0.153]	(120×8)
32 Produtos diversos	0.2873** (0.0679)	0.2051** (0.0371)	0.1982** (0.0775)	0.5157** (0.0867)	-0.2733 (0.2501)	-0.0109 (0.0152)	0.0295 (0.0308)	82.85 [0.458]	1.847 [0.064]	(100×8)
33 Manutenção de máquinas e equipamentos	0.1547** (0.0407)	0.2828** (0.0281)	0.1592** (0.0331)	0.6831** (0.0415)	0.3217 (0.3687)	-0.0097 (0.0115)	-0.0106 (0.0218)	89.21 [0.275]	-1.099 [0.272]	(100×8)

Nota: ** e * são significantes até 1% e 5%, respectivamente. Valores entre parênteses são erros-padrão e entre colchetes são probabilidades. A hipótese nula do teste de Sargan é instrumentos válidos. AC Test é o teste de autocorrelação inferido sobre os resíduos em segunda ordem; a hipótese nula é ausência de autocorrelação. Fonte: resultado da pesquisa e elaborado pelo autor.

Figure 2 – Trajetórias do logaritmo do VTI segundo divisão CNAE 2.0 da indústria de transformação brasileira (2007 a 2014).



Fonte: PIA Empresa do IBGE. Elaborado pelo autor.