

# Economias de aglomeração e crescimento regional do emprego industrial no Brasil: uma análise em painel de dados por nível de intensidade tecnológica

Fábio Heleno Mourão da Costa <sup>\*</sup>      Sérgio Luiz de Medeiros Rivero <sup>†</sup>  
Guilherme Anthony Pinheiro Jacob <sup>‡</sup>

## Resumo

Este artigo analisa a relação entre a estrutura produtiva industrial, por nível tecnológico, e o crescimento do emprego industrial dos estados brasileiros no período de 2006 a 2014. Para tanto, são utilizados modelos econométricos estáticos de dados em painel de efeitos fixos, com intuito de identificar a existência de externalidades espaciais com base nos microdados da RAIS-MTE. Os principais resultados indicam que as externalidades tipo MAR e de urbanização-Jacobs atuam de forma mais evidente, reduzindo a diferença entre o crescimento na região-estado e o país, acompanhadas de forças de dispersão.

**Palavras-chave:** classificação tecnológica. painel de dados. economias de aglomeração. nova geografia econômica.

## Abstract

This article analyzes the relationship between the industrial productive structure, by technological level, and the growth of industrial employment in the Brazilian states in the period from 2006 to 2014. For this purpose, static econometric models of data are used in a fixed effects panel, in order to identify the existence of spatial externalities based on RAIS-MTE microdata. The main results indicate that the MAR and urbanization-Jacobs externalities act more clearly, reducing the difference between growth in the region-state and the country, accompanied by dispersion forces.

**Keywords:** technological classification. data panel. agglomeration economies. new economic geography.

**Área temática:** 5. Crescimento econômico e desenvolvimento regional.

**JEL:** R10. R11. R15.

---

<sup>\*</sup>FACICON/ICSA/UFGA. E-mail: fabio.mourao.costa@icsa.ufpa.br

<sup>†</sup>Programa de Pós-Graduação em Economia - UFGA. Rua Augusto Correia, 01 - Belém - PA. E-mail: rivero@ufpa.br

<sup>‡</sup>Mestrando em População, Território e Estatísticas Públicas na Escola Nacional de Ciências Estatísticas. Bacharel em Economia pela Universidade Federal do Amazonas. Bacharel em Direito pela Faculdade Martha Falcão. E-mail: guilhermejacob91@gmail.com

## Introdução

Os estudos sobre Economias de Aglomeração, particularmente, das aglomerações industriais, datam do final do século XIX, mais precisamente a partir do seminal trabalho sobre organização industrial de Alfred Marshall em 1890. Com base nos *insights* deste autor, no século seguinte os trabalhos de François Perroux, Albet O. Hirschman e, mais recentemente, dos autores da Nova Geografia Econômica (NGE), principalmente Paul R. Krugman, notabilizaram-se como referências teóricas.

De maneira geral, estes autores se preocuparam em estudar as causas da concentração espacial da indústria e a sua relação com o desenvolvimento das regiões onde se localizavam. Neste sentido, a produção teórica se baseou em analisar as externalidades econômicas advindas da aglomeração industrial, efeitos em cadeia e/ou conexões setoriais, o transbordamento tecnológico, entre outros.

Por conta disso, no final do século XX, houve um profícuo desenvolvimento de estudos empíricos afim de testar essas perspectivas teóricas. Neste sentido, alguns trabalhos merecem destaque, como os de Glaser et al. (1992), Hanson (1998), Combes (2000) e Henderson (2003). Seguindo estes autores, no Brasil, destacam-se os estudos de Diniz (1993), Iglioni (2001), Silveira Neto (2005), Suzigan, Garcia e Furtado (2005), Crocco et al. (2006) e Silva e Silveira Neto (2009) e Fochezatto e Valentini (2010).

Nesses estudos, a identificação das aglomerações industriais é algo em comum. As principais diferenças são observadas nos indicadores regionais utilizados, *proxys* dos modelos econométricos, os próprios modelos e no tratamento dos dados em níveis setoriais e a escala espacial, com a perspectiva de se determinar as causas da concentração espacial.

Com o intuito de dar prosseguimento nessa linha investigativa, o presente estudo pretende contribuir com essa discussão analisando os fatores determinantes do crescimento do emprego industrial dos estados brasileiros por nível de intensidade tecnológica, no período de 2006 a 2014. De fato, no período de 2006 a 2014, a economia brasileira apresentou crescimento expressivo em alguns de seus principais indicadores macroeconômicos, o que a princípio demonstra um certo dinamismo econômico.<sup>1</sup> O PIB real cresceu em média 3,55% neste período. No caso da produção industrial, o crescimento real foi de 2,43%. Em 2014, o país apresentou o menor nível de desemprego neste início de século, conforme a Pesquisa Mensal de Emprego (PME) do IBGE, de 4,8%.<sup>2</sup>

Embora estes indicadores demonstrem um certo dinamismo da economia brasileira e o país tenha apresentado uma desconcentração industrial nas últimas décadas, conforme Cano (2007), nos anos de 2004 e 2006, as regiões sul e sudeste possuíam juntas 77,4% e 78,7% da ocupação da mão-de-obra formal na indústria de transformação, respectivamente. Com relação a ano de 2014, houve uma pequena queda neste percentual, passando a ocuparem cerca de 77%, indicando desconcentração da indústria em direção de outras regiões, sobretudo, as regiões Nordeste e Centro-Oeste que apresentaram crescimento.

Neste sentido, alguns pontos se diferenciam dos demais estudos em termos metodológicos, os principais são: i) os indicadores foram calculado a partir dos microdados disponíveis na RAIS-MTE; ii) as atividades econômicas da indústria por nível tecnológico seguem a classificação da OCDE, para a composição de dois dígitos da Classificação Nacional de Atividade Econômicas (CNAE), versão 2.0, a mais recente no país.

Além desta introdução, este estudo possui mais quatro seções. A seção 2 apresenta as principais contribuições teóricas sobre a (des)concentração espacial das atividades. Na

<sup>1</sup> Neste estudo, a expressão dinamismo e dinâmico se referem ao movimento e/ou crescimento dos indicadores/índices analisados e que são determinados por seus fatores intrínsecos.

<sup>2</sup> Pesquisa realizada nas principais regiões metropolitanas do país.

seção 3 é apresentada a metodologia. A seção 4 apresenta os resultados obtidos. Por fim, a última seção apresenta as principais conclusões extraídas deste estudo.

## 1 Referencial teórico

Para compreender a concentração, desconcentração e o dinamismo regional da indústria brasileira, bem como esta relação com o desenvolvimento regional, faz-se nesta seção uma revisão das principais contribuições teóricas que sustentam e/ou norteiam esses processos. Neste sentido, são levantadas as contribuições teóricas de desenvolvimento regional com ênfase nos fatores clássicos das economias de aglomeração e o tratamento dado ao tema pela Nova Geografia Econômica – NGE. Além disso, também são apresentados os principais estudos empíricos que procuraram testar e/ou averiguar estes fundamentos teóricos, tanto em nível internacional e nacional.

### 1.1 Economias de aglomeração e desenvolvimento regional

Nos anos 1950, como aponta [Cavalcante \(2008\)](#), o debate em torno do desenvolvimento regional ganhou fôlego, com ênfase no mecanismo dinâmico de auto reforço associado a economias de aglomeração. Entre os principais autores deste período, destacam-se as contribuições teóricas de [Perroux \(1967\)](#) e [Hirschman \(1976\)](#).

Mais recentemente, mesmo que ao custo de extrema simplificação, foi constituído o arcabouço teórico da Nova Geografia Econômica (NGE), cujo os principais estudos se destacam os de [Fujita \(1988\)](#), [Krugman \(1991a\)](#), [Krugman \(1991b\)](#), [Krugman \(1995\)](#) e [Fujita, Krugman e Venables \(2002\)](#). A NGE desenvolveu novas ferramentas, metodologicamente tratáveis, tais como economias de escala, interligações produtivas (*backward e forward*) e equilíbrios múltiplos forças centrípetas e centrífugas, para entender o fenômeno da aglomeração das atividades econômicas no espaço.

Apesar desse alvoroço debate em torno do tema nas últimas décadas, deve-se as contribuições de Alfred Marshall no final do século XIX, sobre organização industrial, presente em seu *Princípios de Economia*, o pioneirismo no desenvolvimento teórico do assunto ao expor o papel das economias externas como promotoras de aglomerações industriais ([IGLIORI, 2001](#)) ([SILVA; SILVEIRA NETO, 2009](#)).

Na análise de [Marshall \(1920\)](#) sobre a produção e a organização industrial, o conhecimento presente nas faculdades humanas ganha destaque como fator determinante do desempenho das firmas, regiões e países. Dessa forma, essas faculdades são colocadas em pé de igualdade aos demais fatores de produção.

Este conhecimento da produção é classificado de duas formas pelo autor: habilidades de ordem geral e habilidades específicas. A primeira se refere as faculdades, conhecimento e inteligências que podem ser aplicadas de diversas maneiras, aos mais distintos segmentos industriais. No caso das específicas, trata-se de um conhecimento de natureza manual, específico de processos e materiais aplicados a poucas atividades industriais. Fica claro para o cientista a importância das habilidades de conhecimentos gerais ligadas à indústria, em decorrência da necessidade dos trabalhadores poderem sempre se adaptarem às mudanças que são impostas pelo dinamismo da organização social. A este respeito, [Marshall \(1920, p. 184\)](#):

As qualidades que fazem um grande povo industrial são a capacidade de ter em mente muita coisa ao mesmo tempo, cada coisa pronta a seu tempo, agir rapidamente e saber resolver as dificuldades que se possam

apresentar, de se acomodar facilmente a qualquer mudança nos detalhes do trabalho executado, de ser constante e digno de confiança, de ter sempre uma reserva de forças para ser utilizada em caso de emergência.

Aliado ao conhecimento, a organização industrial é também tratada como um fator de produção de igual importância, pois esta é a responsável pela aplicação do conhecimento nas práticas empresariais. Dessa forma, [Marshall \(1920\)](#) identifica dois movimentos aparentemente opostos, mas que são responsáveis conjuntamente para a obtenção de economias. O primeiro é a diferenciação, que diz respeito a divisão do trabalho e especialização dos meios de produção. O segundo se refere a integração, que está relacionado ao aumento das relações e conexões das diferentes partes de uma organização industrial ([IGLIORI, 2001](#)).

Para [Marshall \(1920\)](#), a especialização da divisão do trabalho é fundamental para o aumento de eficiência e qualidade dos processos produtivos da firma. Vale ressaltar, no entanto, que não é um padrão que as economias de fatores de produção, normalmente presente em grandes *players*, depende do tamanho destes estabelecimentos mas, dependam na verdade do volume de produção de toda a indústria.

Assim, o autor desenvolveu dois termos de grande importância sobre economias decorrentes do aumento de escala, ou seja: *i*) economias internas, que decorrem do aumento de escala de produção de uma firma individual e da otimização da organização administrativa; e *ii*) as economias externas, que ocorrem graças ao desenvolvimento geral de um setor industrial, independente do tamanho da firma individual.

Dessa forma, dada a localização das empresas, as economias externas dependerão do desenvolvimento geral da indústria e da concentração de empresas interdependentes. Elas surgem fora da firma e independem de sua ação; constituem vantagens que atraem outras atividades, de sorte a promover uma expansão diferenciada do local em relação a outras regiões.

Segundo [Marshall \(1920\)](#), a concentração de mão-de-obra especializada em torno de uma região industrial contribuiu para a divisão do trabalho, com os respectivos desdobramentos nas técnicas de produção e organização administrativa das firmas. Para o autor, as principais causas dessa concentração, deve-se a existência de condições naturais, tais como matéria-prima e fontes de energia, bem como a existência de demanda interna ([IGLIORI, 2001](#)).

Aliado a isso, teoria *marshalliana* identificou três motivos que justificam a atração de firmas em uma aglomeração industrial: *i*) a concentração permitiria acomodar fornecedores especializados; *ii*) disponibilidade de mão-de-obra especializada; e *iii*) informação dispersa no meio geográfico concentrado ([FUJITA; KRUGMAN; VENABLES, 2002](#)).

Diante disso, fica claro na análise exposta por [Marshall \(1920\)](#), como bem argumenta [Igliori \(2001\)](#), que as economias externas possuem uma importância maior frente às economias internas. Para o autor, o crescimento geral da escala de produção de uma região e/ou país gera economias que independe do tamanho das firmas, mas sim da localização e das conexões existentes entre firmas.

A este respeito, [Marshall \(1920, p. 267\)](#):

As mais importantes delas resultam do crescimento dos ramos de indústrias conexos, os quais se ajudam mutuamente, seja porque centralizados na mesma localidade, seja em qualquer caso, por que se utilizam das facilidades modernas de comunicação, oferecidas pelo transporte a vapor, pelo telégrafo e pela imprensa.

Um aspecto importante da análise de Marshall (1920) sobre a localização industrial, é de que, independentemente dos fatores históricos que originaram a concentração industrial, tal processo só foi possível graças à liberdade das empresas, que segundo ele é uma condição necessária para tal dinamismo industrial.

Embora não concordasse com a condição necessária de Marshall (1920), alguns anos mais tarde, na década de 1950, François Perroux, aliado ao pensamento teórico de Joseph Alois Schumpeter, explorou as influências das indústrias motrizes sobre as movidas, ou seja, desenvolveu uma nova perspectiva para se obter economias externas em uma determinada região.<sup>3</sup> A este respeito, Perroux (1967, p. 172) define:

Conceba-se uma indústria que tenha a propriedade de, mediante o aumento do seu volume de produção (e de compra de serviços produtivos), aumentar o volume de produção (e de compra de serviços) de outra ou várias indústrias. Designemos de momento (segundo esta aceção determinada) a primeira indústria como motriz e a segunda (ou segundas) como movida.

Para Perroux (1967), o crescimento não ocorre de forma homogênea no espaço, mas em pontos específicos ou polos de crescimento com intensidades variáveis, expandindo-se por meios e com efeitos finais variáveis em toda a economia. Logo, além de permitir um crescimento global do produto, a indústria motriz proporciona um crescimento por conta de sua conexão com as demais indústrias (movidas). Desse modo, permite que o polo industrial complexo modifique o meio geográfico e a estrutura da economia nacional em que se situa, por conta do dinamismo ocasionado pelo encadeamento das novas necessidades coletivas.

Aliás, nesta perspectiva sobre encadeamentos, o economista Albert Otto Hirschman em seu livro *The Strategy of Economic Development* de 1958, teceu profícua discussão sobre os efeitos em cadeia para frente e para trás. Segundo Hirschman (1976), o desenvolvimento é acelerado quando inversões em projetos industriais possuem acentuadas repercussões em cadeias retrospectivas ou prospectivas. Argumenta que a tomada de decisões empresariais, tanto no setor público quanto no privado, também responde a efeitos em cadeia originados do lado do produto.

Efeitos em cadeia de uma dada linha de produto surgem como forças geradoras de investimento que são postas em ação, via relações de insumo-produto, quando as facilidades produtivas que suprem os insumos necessários à mencionada linha de produto ou que utilizam sua produção são inadequadas ou inexistentes. “Os efeitos em cadeia retrospectivos levam a novos investimentos no setor de fornecimento dos insumos (*input-supplying*), e os efeitos de cadeia prospectivos levarão a investimentos no setor da utilização da produção (*output-using*)”.<sup>4</sup>

Ainda segundo este autor, a memória do desenvolvimento é essencialmente o registro de como uma “coisa leva à outra”. Assim, atividades em curso podem impulsionar ou “convidar” alguns operadores a enveredarem por novas empreitadas. Quando tal evento ocorre, há um efeito em cadeia, partindo da atividade em operação para uma nova.

## 1.2 As contribuições da nova geografia econômica

Em linhas gerais, os enfoques de Perroux (1967) e Hirschman (1976) passaram a influenciar e inspirar a intervenção do Estado na promoção do desenvolvimento regional

<sup>3</sup> François Perroux defendia a imposição do Estado na determinação de onde determinadas firmas poderiam ser implantadas, com o intuito de dinamizar regiões menos desenvolvidas.

<sup>4</sup> Ibid., p. 11-12

e o desenvolvimento de estudos analíticos para aferir o grau de adequação à realidade. Embora o desenvolvimento teórico destes autores tenha sido de extrema relevância a discussão do processo de desenvolvimento econômico das regiões e países, estes autores foram duramente criticados pelos da escola ortodoxa por não adequar suas ideias às modelagens disponíveis na época, o que impediu que suas teorias fossem incorporadas ao *mainstream* econômico (FUJITA, 1988), (KRUGMAN, 1991a), (KRUGMAN, 1991b), (KRUGMAN, 1995), (VENABLES, 1996) e (CAVALCANTE, 2008).

Como já apontado anteriormente, recentemente, mesmo que ao custo de simplificação, foi constituído o arcabouço teórico da Nova Geografia Econômica (NGE) por Krugman (1991a) e Fujita, Krugman e Venables (2002). A NGE desenvolveu novas ferramentas, tais como, economias de escala, interligações produtivas (*backward e forward*) e equilíbrios múltiplos forças centrípetas e centrífugas, metodologicamente tratáveis, para entender o fenômeno da aglomeração das atividades econômicas no espaço.

Fujita, Krugman e Venables (2002) incorporaram a ideia de economias de escala na modelagem do fenômeno da aglomeração. Os trabalhos destes estudiosos foram decisivos para explicar a aglomeração das atividades econômicas, com base em rendimentos crescentes. A sistematização desse arcabouço teórico se baseia em três proposições básicas, como apontam Silva e Silveira Neto (2009): i) a primeira está aportada no efeito índice de preços, isto é, baixos custos de transporte leva ao aumento do número de trabalhadores industriais em uma determinada região e, como consequência, a redução no índice geral de preços; ii) a segunda, no efeito mercado local, onde o aumento do nível da renda, em termos nominais, torna a região mais atrativa, o que causa a redução no índice geral de preços e o aumento do salário real, determinando a aglomeração das atividades industriais nessa região; iii) e a terceira, uma extensão do trabalho de Krugman (1991a), a versão dos linkages verticais de Venables (1996) demonstra que as interações entre as decisões de localização das firmas de uma indústria, integradas por uma estrutura inter-setorial, são determinantes para a aglomeração dessas atividades.

Para Silva e Silveira Neto (2009), a potência dessas forças depende crucialmente do nível de custos de transportes. De qualquer modo, como apontam, mesmo sem a mobilidade do fator trabalho, há forças que agem em favor da aglomeração industrial. Notadamente, os linkages de demanda, onde as indústrias de efeitos em cadeia para trás (*backward*) formam o mercado para as indústrias de efeitos em cadeia para frente (*forward*) e associado aos linkages de custos (redução dos custos de transportes de insumos) são responsáveis pela criação dessas forças.

A extensão espacial das forças da aglomeração industrial gera efeitos de transbordamento para regiões vizinhas, os chamados *spillovers* espaciais. Para Fujita e Thisse (2002), o aumento no número de trabalhadores industriais qualificados gera efeitos positivos no nível do produto e ameniza o consumo, favorecendo a aglomeração industrial, enquanto que a dispersão ocorre devido à produtividade marginal decrescente, efeitos de congestão e aumento do crescimento populacional.

No Brasil, destaca-se o trabalho de Silva e Silveira Neto (2009). Estes mostram que, no período de 1994 a 2004, a desconcentração industrial foi mais forte no segmento intensivo em recursos naturais e mais fraco no intensivo em capital. Ademais, foram verificados novos polos de crescimento para o segmento intensivo em trabalho na região Nordeste e evidências com os argumentos da NGE.

Feitas tais considerações, evidenciam-se as diferenças nas abordagens para tratar a concentração industrial, seja na perspectiva da estratégia de desenvolvimento desbalanceado à la Hirschman ou Perroux, com maior protagonismo estatal, seja na da NGE. A despeito de tanto dois pontos em comum são levantados por aqueles e pela NGE: as aglomerações



industriais podem proporcionar o desenvolvimento regional; e os efeitos em cadeia são fundamentais nesse processo.

## 2 Método de análise

Nesta seção, pretende-se responder o objetivo deste estudo, ou seja, analisa-se a relação entre a estrutura produtiva industrial, por nível tecnológico, e o crescimento do emprego industrial das regiões (estados), com o intuito de identificar a presença de externalidades espaciais.

Na primeira seção, é apresentado o modelo econométrico estático de dados em painel e as violações de pressupostos que podem surgir; na seguinte, é discutido o modelo empírico e a estratégia de análise para obter as respostas para o crescimento econômico regional com base nos fundamentos teóricos da Nova Geografia Econômica - NGE, inspirado nos estudos de [Hanson \(1998\)](#) e [Combes \(2000\)](#), com as devidas adaptações deste estudo; e, por fim, a análise dos resultados para o caso brasileiro.

### 2.1 Método econométrico de dados em painel

Entre as principais motivações para o emprego deste modelo econométrico, [Arellano \(2003\)](#) cita duas como as mais importantes: *i*) em primeiro lugar, os dados em painel permite controlar a heterogeneidade não observada, invariável no tempo, em modelos seccionais; *ii*) o uso de dados em painel como uma maneira de desembaraçar componentes de variância e estimar probabilidades de transição entre estados e, de maneira mais geral, estudar a dinâmica de populações transversais. Essas motivações podem ser vagamente associadas a duas vertentes da literatura de dados em painel denominadas efeitos fixos (*EF*) e efeitos aleatórios (*EA*).

Segundo [Greene \(2000\)](#) e [Uchôa \(2012\)](#), o modelo geral pode ser especificado de várias formas, dentre os quais se destaca o modelo de *EF* quando se verifica na prática a heterogeneidade individual, ou seja, quando se verifica estruturas econômicas diferentes entre países, regiões, empresas, etc. Ainda segundo [Fochezatto e Valentini \(2010\)](#), a escolha mais adequada do modelo depende das informações disponíveis e dos objetivos da estimação. No caso de *EF*, o modelo se refere a situação em que o investigador faz inferência condicional sobre os efeitos presentes na amostra, quando se pretende prever o comportamento individual. Já o modelo de *EA*, a inferência é incondicional, ou marginal, relativa a uma população a partir de uma amostra aleatória. Além disso, a definição das hipóteses assumidas e as propriedades dos estimadores são questões relevantes na hora da escolha do modelo.

Com relação aos efeitos individuais, quando estes estão correlacionados com as variáveis explicativas do modelo, o estimador de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) torna-se inconsistente, ou seja, pode haver fatores que determinam a variável dependente, mas não estão sendo considerados, por não serem diretamente observáveis ou mensuráveis. O estimador de efeitos fixos (*EEF*), que permanece consistente e viável, é a alternativa comumente empregada ([UCHÔA, 2012](#)). Dessa forma, com base nos objetivos deste estudo e nas informações disponíveis dos microdados da RAIS/MTE obtidos, onde se procura observar o comportamento específico de cada estado/região *j*, acredita-se que o modelo de *EF* seja o mais adequado.

Assim, para estimar as regressões deste estudo, utiliza-se o modelo estático de dados em painel de *EF*, caracterizado pelo uso combinado de séries de tempo (*time-series*)

com cortes seccionais (*cross-sections*). A forma geral e simplificada, este modelo pode ser representado da seguinte forma:<sup>5</sup>

$$y_{it} = \alpha_{it} + x_{it}\beta + u_{it} \quad (1)$$

Onde,  $y_{it}$  se refere a variável dependente;  $x_{it}$  é um vetor de variáveis explicativas de ordem  $1 \times p$ ;  $\beta$  é um vetor de ordem  $p \times 1$  de parâmetros a serem estimados e  $u_{it}$  é o termo de erro que é independente e identicamente distribuído (i.i.d.)  $(0, \sigma^2)$  variando tanto em  $i$  quanto em  $t$ , denominado de erro idiossincrático ou distúrbio idiossincrático. Cada  $i = 1, 2, \dots, N$  e  $t = 1, 2, \dots, T$ , com  $N$  seções cruzadas,  $T$  observações de séries de tempo, sendo  $T$  a observação de uma característica de cada indivíduo no tempo. Então, número de observações disponíveis é dado por  $n \times T = nT$ .

A notação na forma matricial é:

$$y_i = \alpha_i + X_i\beta + u_i \quad (2)$$

Onde,  $y_i = (y_{i1}, \dots, y_{iT})'$ ,  $X_i = (x_{i1}, \dots, x_{iT})'$  e  $u_i = (u_{i1}, \dots, u_{iT})'$  são vetores de dimensão  $T \times 1$ .

Dessa forma, algumas suposições são usualmente feitas sobre esse modelo econométrico de EF:

**S1** :  $(X_i, u_i)$  são i.i.d. em  $i$ , o que impõe a independência entre os indivíduos, descartando correlação espacial, mas permite a existência de autocorrelação temporal e de heterogeneidade individual;

**S2** :  $E(u_{it}|X_i) = 0$ , que garante a exogeneidade estrita de  $X_i$ ;

**S3** :  $\lim_{n \rightarrow \infty} n^{-1} \left( \frac{n}{\sum_{i=1}^n \tilde{X}'_i \tilde{X}_i} \right) = \tilde{Q}$ , em que  $\tilde{Q}$  é uma matriz positiva definida.

Esta suposição afirma que não há multicolinearidade perfeita entre as variáveis explicativas;

**S3'** :  $\lim_{n \rightarrow \infty} n^{-1} \sum_{i=1}^n E(\tilde{X}'_i \tilde{u}_i \tilde{u}'_i \tilde{X}_i) = W$ ,

**S4** :  $E(u_i u'_i | X_i) = \sigma^2 I_T$ , onde  $I_T$  é uma matriz identidade de ordem  $T \times T$ , garante a homocedasticidade dos erros;

**S4'** :  $E(u_i u'_i | X_i) = \Omega_i$ , que garante em caso de validade a não variância constante dos erros.

No caso da substituição de **S4** por **S4'**, o estimador de *EF* não é mais válido, resultando em erros-padrão inconsistentes e uma avaliação errônea sobre a significância das estimativas obtidas. Neste caso, é necessário empregar um estimador consistente da matriz de covariâncias, denominado HCCME (*Heteroskedasticity Consistent Covariance Matrix Estimator*).

Na presença de heterocedasticidade, um estimador consistente da variância de  $\hat{\beta}$  é válido de forma desconhecida na forma generalização para modelos de dados em painel (ARELLANO, 2003). Desta forma, o estimador é obtido por:

$$\widehat{Var}(\hat{\beta}) = \tilde{X}' \tilde{X})^{-1} \left( \sum_{i=1}^n \tilde{X}'_i \hat{\Omega}^{(0)} \tilde{X}_i \right) (\tilde{X}' \tilde{X})^{-1} \quad (3)$$

De acordo com Uchôa (2012), ao definir desta forma o estimador, conhecido também na literatura como estimador de *Cluster-Robusto da Matriz de Covariâncias (CRMC)*, não ocorre qualquer restrição sobre a forma da heteroscedasticidade, assumindo, no entanto, a independência dos erros entre os indivíduos. Vale ressaltar que as propriedades assintóticas deste estimador é válido para  $n \rightarrow \infty$  com  $T$  mantido fixo.

<sup>5</sup> Notação de Wooldridge (2010), Fochezatto e Valentini (2010) e Uchôa (2012).



### 3 Modelo empírico

Com isso, pretende-se mensurar o impacto das forças aglomerativas na determinação do crescimento da indústria brasileira, para cada nível de intensidade tecnológica definido na tabela 1, bem como suas respectivas atividades de dois dígitos da CNAE 2.0 de cada estado do país. No caso deste modelo, o empilhamento é temporal, segundo o período de análise que cobre este estudo. A forma reduzida é dada pela seguinte especificação:

$$\ln(y_{i,j,t+1}) = \alpha_j + \beta_1 \ln(esp_{i,j,t}) + \beta_2 \ln(div_{i,j,t}) + \beta_3 \ln(tm f_{i,j,t}) + \beta_4 \ln(comp_{i,j,t}) + \beta_5 \ln(den_{j,t}) + \varepsilon_{i,j,t} \quad (4)$$

Este modelo foi brilhantemente aplicado nos estudos de [Fochezatto e Valentini \(2010\)](#) e recentemente, por [Almeida, Rocha e Gomes \(2017\)](#), onde os autores aplicaram ao caso da indústria do estado do Rio Grande do Sul e região Nordeste, respectivamente. Em ambos os estudos, os autores utilizaram o recorte regional de mesorregiões e os níveis de dois dígitos da CNAE 1.0. Os autores seguiram as formulações empíricas formuladas por [Hanson \(1998\)](#) e [Combes \(2000\)](#), com os devidos ajustes para o caso brasileiro.

Não obstante as excelentes contribuições e *insights* dos estudos destes autores ao caso de regiões específicas no Brasil, o presente estudo traz novos ajustes que se julgou necessários para o melhor entendimento da dinâmica industrial do país. A primeira se deve à abrangência regional, que aqui, cobre todo o território do país a partir da dinâmica heterogênea dos estados e, principalmente, a partir dos microdados de dois dígitos da CNAE 2.0, a classificação mais recente das atividades econômicas. Esta última opção, permite uma melhor aproximação da realidade de classificação das atividades econômicas segundo sua intensidade tecnológica proposto pela OCDE.

Na tabela a seguir, são definidas as variáveis do modelo empírico, tais como:

Tabela 1 – Definição das variáveis do modelo empírico

Variáveis	Definição	Notação
$y_{i,j,t+1}$	Crescimento relativo do emprego no setor $i$ do estado $j$ entre o ano-base ( $t$ ) e o ano de análise ( $t+1$ )	$\ln\left(\frac{E_{i,j,t+1}}{E_{i,j,t}}\right) - \ln\left(\frac{E_{j,t+1}}{E_{j,t}}\right)$
$esp_{i,j,t}$	Especialização de firmas dentro da mesma indústria no ano base	$\ln\left(\frac{E_{ijt}}{E_{it}} / \frac{E_{jt}}{E_t}\right)$
$div_{i,j,t}$	Diversidade industrial relativa no ano base	$\ln\left[\frac{\sum_{l \neq j} \left(\frac{E_{ilt}}{E_{it}}\right)^2}{\sum_{l \neq j} \left(\frac{E_{lt}}{E_t}\right)^2}\right]$
$tm f_{i,j,t}$	Tamanho relativo médio das firmas no ano base	$\ln\left(\frac{E_{ijt}}{Estab_{ijt}} / \frac{E_{jt}}{Estab_{jt}}\right)$
$comp_{i,j,t}$	Competitividade regional para estabelecimentos com menos de 20 trabalhadores	$\ln\left(\frac{E_{i,j,t^{small}}}{E_{ijt}} / \frac{E_{i,t^{small}}}{E_{i,t}}\right)$
$den_{j,t}$	Densidade do emprego total no ano base	$\ln\left(\frac{E_{j,t}}{\acute{a}rea_j}\right)$

Fonte: Elaboração própria.

Onde,  $t = 2006, 2007, \dots, 2013$ ;  $t + 1 = 2014$ ;  $j =$  região;  $i =$  segmento econômico da indústria na CNAE 2.0 (dois dígitos), na qual  $j$  pertence;  $E =$  estoque de emprego formal;  $Estab =$  número de estabelecimentos;  $small =$  refere-se aos estabelecimento com menos de 20 trabalhadores; e  $\acute{a}rea =$  área total do estado  $j$  em km.

Com relação as variáveis descritas na tabela anterior, a variável endógena ( $y_{i,j,t+1}$ ) indica o crescimento relativo do emprego de cada atividade econômica em nível agregado de intensidade tecnológica e suas respectivas atividades de dois dígitos da CNAE 2.0 nos estados em relação ao crescimento total do país. Dessa forma, como destaca [Focchezatto e Valentini \(2010\)](#), é possível verificar porque o crescimento setorial em determinada região/estado  $j$  é maior ou menor do que o mesmo comportamento em nível nacional.<sup>6</sup>

A primeira variável explicativa mede a especialização regional ( $esp_{i,j,t}$ ), o mesmo quociente locacional, procura mensurar os efeitos de economias externas do tipo *MAR* na determinação do crescimento do emprego nas respectivas atividades industriais. Além de medir o nível de especialização, este indicador serve também como *proxy* para mensurar a concentração regional da indústria.

No caso da segunda variável explicativa, de diversidade industrial local ( $div_{i,j,t}$ ), é incluída com o objetivo de captar os efeitos das economias externas de urbanização do tipo Jacobs, ou seja, o indicador mede a diversidade local na qual está inserido uma determinada atividade industrial no estado em análise. O indicador é calculado a partir do inverso do índice de concentração de Herfindahl, conforme [Combes \(2000\)](#), considerando a participação de todas as atividades industriais com exceção da atividade  $i$  em questão.

A terceira variável explicativa se refere ao indicador do tamanho relativo médio das firmas ( $tmf_{i,j,t}$ ), que considera a região com tendência ao monopólio quanto maior for o indicador e, no sentido oposto, mercado com estruturas competitivas para valores menores.

A variável seguinte, o indicador de competição regional ( $comp_{i,j,t}$ ), foi incluído com o objetivo de controlar os possíveis efeitos das estruturas de mercado em potencializar as externalidades, de tal forma que os resultados podem indicar duas interpretações: *i*) a primeira, para o caso de uma correlação positiva com a variável dependente, pode ser que a competição regional atue no sentido de promover as economias externas *a lá* Jacobs (1960) e Porter (1990); e *ii*) no caso de uma correlação negativa, pode indicar que a estrutura de mercado do tipo monopolista determina as economias externas. Neste estudo, o índice de competição foi construído na mesma perspectiva de [Focchezatto e Valentini \(2010\)](#), considerando-se os vínculos ativos formais para firmas com menos de 20 trabalhadores (*small*). Dessa forma, é possível isolar esse indicador da influência da escala de produção das grandes indústrias, o que poderia viesar a magnitude do indicador. Logo, valores elevados deste indicador podem refletir a existência de mais firmas com menos de 20 trabalhadores no estado  $j$  relativamente ao indicador definido para o país. Caso o indicador apresente  $comp_{i,j,t} > 1$ , significa que a atividade/setor  $i$  é potencialmente mais competitivo no estado  $j$  do que no país.

Por fim, a última variável explicativa se refere à densidade do emprego total ( $den_{j,t}$ ), cujo o objetivo foi de controlar possíveis choques no emprego do estado que independem de fatores setoriais específicos sobre a variável dependente.

Ademais, todas as variáveis do modelo são consideradas em sua forma logarítmica, o que permite obter as respectivas elasticidades. Mesmo que a variável dependente não possua uma relação linear com as economias externas, este processo de linearização facilita o processo de estimação dos parâmetros ([ALMEIDA; ROCHA; GOMES, 2017](#), p. 477). A

---

<sup>6</sup> Os próximos parágrafos estão baseados em [Combes \(2000\)](#), [Focchezatto e Valentini \(2010\)](#) e [Almeida, Rocha e Gomes \(2017\)](#).

expressão geral pode ser especificada da seguinte forma:

$$\begin{aligned}
\ln\left(\frac{E_{i,j,t+1}}{E_{i,j,t}}\right) - \ln\left(\frac{E_{j,t+1}}{E_{j,t}}\right) &= \alpha_j + \beta_1 \ln\left(\frac{E_{ijt}}{E_{it}} / \frac{E_{jt}}{E_t}\right) + \beta_2 \ln\left[\frac{\sum_{l \neq j} \left(\frac{E_{ilt}}{E_{it}}\right)^2}{\sum_{l \neq j} \left(\frac{E_{lt}}{E_t}\right)^2}\right] \\
&+ \beta_3 \ln\left(\frac{E_{ijt}}{Estab_{ijt}} / \frac{E_{jt}}{Estab_{jt}}\right) + \beta_4 \ln\left(\frac{E_{i,j,t^{small}}}{E_{ijt}} / \frac{E_{i,t^{small}}}{E_{i,t}}\right) \\
&+ \beta_5 \ln\left(\frac{E_{j,t}}{área_j}\right) + \varepsilon_{i,j,t}
\end{aligned} \tag{5}$$

## 4 Resultados

O modelo proposto foi estimado para cada atividade econômica de dois dígitos da CNAE 2.0 da indústria de transformação, bem como para os níveis agregados de intensidade tecnológica, como foi apresentado na tabela 1. Apenas na atividade de dois dígitos de código 12 (Fabricação de produtos de fumo) não foi possível obter os resultados da regressão por não possuir dados suficientes para um painel balanceado. Ademais, em todas as regressões foi aplicado o método de [Arellano \(2003\)](#) para correção de heterocedasticidade e autocorrelação serial<sup>7</sup>. Os resultados das regressões estão disponíveis nas próximas tabelas.<sup>8</sup>

As estimações obtidas demonstram as elasticidades da estrutura econômica em relação a variável endógena, ou seja, ao crescimento relativo do emprego industrial. Dessa forma, um aumento de 1% em uma dada variável explicativa, *ceteris paribus*, impactará de forma positiva ou negativa, sendo esta última a demonstração de uma relação inversa entre as variáveis.

No geral, quando analisados os agregados de intensidade tecnológica, todos os quatro níveis apresentaram pelo menos duas variáveis explicativas com 1% de significância, sendo que C1 (Alta tecnologia) se ajustou melhor ao modelo. No caso dos setores de dois dígitos, a atividade 33 (Manutenção, reparação e instalação de máquinas e equipamentos), apresentou pelo menos duas variáveis com 5% de significância, todas as demais apresentaram pelo menos duas variáveis com 1% de significância.

<sup>7</sup> A este respeito, ver [Torres-Reyna \(2010\)](#) sobre o procedimento aplicado para a correção dessas violações no *software* estatístico R. Ademais, vale lembrar que a presença de autocorrelação serial neste estudo vai de encontro com as preconizações aceitas na literatura para uma estrutura de dados em painel com  $T$  pequeno

<sup>8</sup> Aliado as considerações feitas na seção anterior a respeito da escolha do modelo de  $EF$  para aplicação neste estudo, também foi realizado o teste de Hausman, onde se confirmou que os estimadores de  $EF$  são consistentes, rejeitando o modelo de  $EA$ .

Tabela 2 – Resultados das estimações para cada um dos setores de C1 e C2: Crescimento relativo do emprego  $y_{i,j,t+1}$

Atividades Econômicas	Variáveis Explicativas						N	R <sup>2</sup> Ajustado	DW	BP
	In_esp	In_div	In_comp	In_tmf	In_den					
<b>C1</b>	-0,9651894 *** (0,010501)	-0,086131 *** (0,021957)	0,0354459 *** (0,007783)	-0,0239603 * (0,012283)	-0,1349097 *** (0,028349)		200	0,99542	1,4353 2,57E-05	49,241 1,09E-02
<b>21</b>	-0,9927234 *** (0,009029)	-0,0729383 *** (0,020765)	0,0044638 (0,006819)	-0,0128542 (0,010144)	-0,1700316 *** (0,036638)		197	0,99791	1,2915 2,80E-07	81,174 7,79E-07
<b>26</b>	-0,9887347 *** (0,009823)	-0,0656325 *** (0,024200)	0,0117025 ** (0,004902)	-0,0014168 (0,013699)	-0,1255329 *** (0,032213)		192	0,99792	1,23 3,82E-08	67,023 4,80E-02
<b>C2</b>	-0,836585 *** (0,068733)	-0,053566 (0,034545)	0,019432 (0,036161)	-0,152221 * (0,088493)	-0,246851 *** (0,073017)		216	0,95456	1,0664 1,936E-09	480,86 2,20E-16
<b>20</b>	-0,8865785 *** (0,049233)	-0,1212638 *** (0,043251)	0,0013204 (0,023146)	-0,1276544 * (0,066055)	-0,2679983 *** (0,063098)		216	0,97522	1,0256 2,25E-10	314,73 2,20E-16
<b>27</b>	-0,9566166 *** (0,017786)	-0,0388124 (0,027229)	-0,0020196 (0,009205)	-0,0411111 *** (0,015371)	-0,1185112 *** (0,029692)		200	0,99581	1,1563 7,45E-07	63,236 2,40E-04
<b>28</b>	-1,0069288 *** (0,016357)	-0,0132545 (0,020656)	0,0120678 (0,012589)	0,0076631 (0,016104)	-0,1223653 *** (0,031375)		208	0,99552	1,1975 2,99E-06	66,144 1,56E-04
<b>29</b>	-0,964915 *** (0,027929)	-0,080483 * (0,046568)	-0,015608 (0,018332)	-0,076309 * (0,045899)	-0,240743 *** (0,071750)		216	0,97052	1,0712 3,18E-12	597,01 2,20E-16
<b>30</b>	-0,9943134 *** (0,011262)	-0,00208 (0,021679)	0,0206191 *** (0,005152)	0,0059794 (0,011825)	-0,1158587 *** (0,034396)		195	0,99859	1,2155 1,77E-08	61,47 4,04E-04

Fonte: Elaboração própria.

<sup>9</sup>i) \*\*\*, \*\* e \* são os níveis de significância, representando 1%, 5% e 10%, respectivamente; ii) **N** representa o número de observações de cada painel; iii) os valores entre parênteses são o erro padrão de cada estimativa; iv) **DW** e **BP** representam as estatísticas de Durbin-Watson e Breuch-Pagan; v) todos os painéis apresentam a correção dos erros padrão através do método de Arellano.

Tabela 3 – Resultados das estimações para cada um dos setores de C3 e C4: Crescimento relativo do emprego  $y_{i,j,t+1}$

Atividades Econômicas	Variáveis Explicativas					N	R <sup>2</sup> Ajustado	DW	BP
	In esp	In div	In comp	In tmf	In den				
<b>C3</b>	-0,775266 *** (0,069890)	-0,089807 ** (0,044304)	-0,160379 * (0,092965)	-0,426653 ** (0,184735)	-0,25335 *** (0,063400)	216	0,90921	1,0856 6,37E-12	415,56 2,20E-16
19	-0,9378973 *** (0,024511)	0,0284862 (0,025087)	-0,0200928 *** (0,007374)	-0,1195608 *** (0,041724)	-0,2437702 *** (0,067013)	185	0,99515	1,3139 1,10E-06	369,32 2,20E-16
22	-0,8239887 *** (0,062813)	-0,1184693 *** (0,032619)	-0,0088258 (0,018356)	-0,1203318 *** (0,035386)	-0,2564733 *** (0,054148)	216	0,92732	1,2387 7,33E-09	386,28 2,20E-16
23	-0,865962 *** (0,056428)	-0,034361 (0,029504)	-0,144742 (0,092323)	-0,221476 * (0,126685)	-0,25913 *** (0,080004)	216	0,84879	1,0114 1,29E-13	407,61 2,20E-16
24	-0,9821026 *** (0,020789)	-0,1201431 *** (0,038625)	0,01838 (0,013099)	0,0089588 (0,032964)	-0,3143036 *** (0,089600)	213	0,99407	1,2187 4,59E-09	596,51 2,20E-16
25	-0,756333 *** (0,078238)	-0,047426 ** (0,021695)	0,103729 (0,064330)	-0,098859 * (0,056360)	-0,313513 *** (0,067751)	216	0,95726	1,1315 6,86E-11	283,35 2,20E-16
33	-1,015726 *** (0,026057)	0,113365 ** (0,054120)	0,039033 (0,024486)	0,034276 (0,031989)	-0,511546 ** (0,200308)	216	0,98037	1,2 1,66E-09	612,84 2,20E-16
<b>C4</b>	-0,53025 *** (0,101899)	-0,023375 (0,014596)	0,235269 *** (0,086296)	-0,253894 *** (0,085451)	-0,229262 *** (0,044379)	216	0,8369	1,0836 4,58E-12	188,84 2,20E-16
10	-0,673886 *** (0,094561)	-0,070917 *** (0,023924)	0,089299 ** (0,044313)	-0,290344 *** (0,100683)	-0,210215 *** (0,039676)	216	0,91076	1,2076 1,70E-06	167,59 2,20E-16
11	-0,9346047 *** (0,059681)	-0,0672957 (0,040709)	-0,0013075 (0,007111)	-0,0579325 (0,057407)	-0,2032556 *** (0,059355)	212	0,99123	1,0965 2,29E-08	673,29 2,20E-16
13	-0,9931857 *** (0,009856)	-0,0890442 *** (0,017833)	0,0090235 (0,019756)	-0,0066004 (0,015263)	-0,2569244 *** (0,039463)	211	0,9916	1,2455 1,78E-08	76,509 1,02E-05
14	-0,924502 *** (0,067456)	-0,109887 *** (0,035396)	-0,109962 * (0,061278)	-0,22201 * (0,122126)	-0,259874 *** (0,067525)	216	0,90086	1,0431 6,49E-13	378,22 2,20E-16
15	-0,9554787 *** (0,029305)	-0,0701704 *** (0,023097)	0,0019767 (0,008443)	-0,0345719 (0,025420)	-0,1984284 *** (0,040610)	194	0,9877	1,1313 4,97E-10	51,562 6,10E-03
16	-0,923333 *** (0,031180)	-0,137623 *** (0,031235)	0,066179 ** (0,029955)	-0,046154 (0,043897)	-0,485762 *** (0,084449)	216	0,97905	1,3953 3,37E-06	211,64 2,20E-16
17	-0,9488573 *** (0,021745)	-0,1433363 *** (0,050451)	-0,0007295 (0,013042)	-0,0491799 * (0,026311)	-0,2648764 *** (0,067583)	215	0,99047	1,1421 1,11E-10	434,64 2,20E-16
18	-0,79017 *** (0,044530)	-0,097044 *** (0,014282)	-0,032424 (0,030668)	-0,207098 *** (0,062725)	-0,256895 *** (0,041137)	216	0,96593	1,2106 2,40E-09	156,09 2,20E-16
31	-0,766518 *** (0,072519)	-0,052963 ** (0,024712)	0,01907 (0,030861)	-0,209452 *** (0,067333)	-0,241859 *** (0,055169)	216	0,93498	1,0493 9,64E-13	331,81 2,20E-16
32	-0,971898 *** (0,021401)	-0,04582 (0,033938)	-0,030136 * (0,018050)	-0,095716 *** (0,018467)	-0,219959 *** (0,069943)	216	0,98434	1,0164 1,94E-13	701,06 2,20E-16

Fonte: Elaboração própria.

<sup>10</sup>i) \*\*\*, \*\* e \* são os níveis de significância, representando 1%, 5% e 10%, respectivamente; ii) N representa o número de observações de cada painel; iii) os valores entre parênteses são o erro padrão de cada estimativa; iv) DW e BP representam as estatísticas de Durbin-Watson e Breuch-Pagan; v) todos os painéis apresentam a correção dos erros padrão através do método de Arellano.



As variáveis de especialização ( $ln\_esp$ ) e de densidade regional ( $ln\_den$ ), apresentaram os maiores níveis de significância e presente em todas as atividades econômicas, inclusive nos agregados de intensidade tecnológica. No caso da variável que mede o nível de diversidade setorial ( $ln\_div$ ), esta apresentou nível de significância nos agregados de alta tecnologia e média-baixa tecnologia, e em 17 atividades do total de 22.

Embora não seja abordado neste estudo, o fato das variáveis ( $ln\_esp$ ) e ( $ln\_div$ ) apresentarem alto nível de significância estatística em quase todos os setores, pode estar relacionado ao problema de endogeneidade. Para contornar este problema, o ideal seria trabalhar com uma estrutura defasada dos dados no tempo, e outros instrumentos de controle (FOCHEZATTO; VALENTINI, 2010). Contudo, assim como constatado em estudos empíricos semelhantes, adota-se aqui a premissa de que essa significância estatística se deve à relevância explicativa destas variáveis, no crescimento relativo do emprego industrial, ser mais frequente e maior que as demais.

As duas outras variáveis, notadamente as relacionadas com o grau de competição dos setores e a que mensura o tamanho médio das empresas, apresentaram os piores resultados. A variável ( $ln\_comp$ ) apresentou nível de significância em 7 atividades de dois dígitos e só não se mostrou significativo em média-alta tecnologia nos níveis agregados. Já a variável ( $ln\_tmf$ ), mostrou-se significativo em todos os agregados tecnológicos e em 13 atividades de dois dígitos.

Vale ressaltar, como aponta Fochezatto e Valentini (2010), que o baixo desempenho dessas duas últimas variáveis citadas pode estar relacionado a estrutura dos dados utilizada neste estudo, que não leva em consideração informações, por exemplo, como o tipo de capital previamente instalado, ou o nível de produção individual de cada firma.

De forma mais específica, quando se analisa os resultados do indicador de especialização ( $ln\_esp$ ) se verifica que em todas as atividades econômicas de dois dígitos e agregados de intensidade tecnológica apresentaram sinais negativos e significativos a 1%, ou seja, demonstrando uma relação inversa entre o crescimento relativo do emprego industrial e a especialização local-estadual. No caso deste estudo, isso indica que as externalidades tipo MAR (Marshall-Arrow-Romer)<sup>11</sup> atuam reduzindo a diferença entre o crescimento no estado e o país. De outra forma, como aponta e também foi constatado no estudo de Almeida, Rocha e Gomes (2017), *"a relação negativa indica que as variações positivas no grau de especialização setorial-local implicam em variações percentuais negativas na diferença das taxas de crescimento"*.

De outra forma, os sinais negativos nos parâmetros de especialização indicam que, quanto mais uma região (estado) converge a um  $QL > 1$  em uma determinada atividade industrial, menor será a taxa de crescimento do emprego no ano seguinte relativo ao ano final, o que não significa que o emprego não cresça, mas a taxas decrescentes.

Pode-se observar para os agregados de intensidade tecnológica, que quanto maior o nível dessa intensidade maior o parâmetro de especialização, como se pode observar em C1 (-0,96), C2 (-0,83), C3 (-0,77) e C4 (-0,53). A atividade de dois dígitos que apresentou o melhor desempenho foi a divisão 33 (-1,01) e a com pior desempenho a divisão 10 (-0,67).

Com relação à segunda variável explicativa ( $ln\_div$ ), segundo Fochezatto e Valentini (2010), o ideal seria que essa apresentasse um sinal diferente da primeira, ou seja, que os sinais fossem opostos. No entanto, como exposto anteriormente sobre a dinâmica do sinal negativo dos parâmetros de especialização, fica evidente nos resultados encontrados a indicação de economias de localização MAR e de urbanização-Jacobs<sup>12</sup>. Para Combes

<sup>11</sup> Referente aos estudos de Marshall (1920), Arrow (1962) e Romer (1986), respectivamente.

<sup>12</sup> Referente ao estudo de Jacobs (1969)



(2000), o mais importante é avaliar o efeito dominante e a dimensão de cada variável explicativa sobre a variável dependente.

Nesse sentido, como se pode observar, em todas as atividades de dois dígitos e agregados de intensidade tecnológica cujo os parâmetros são estatisticamente significativos, a variável de especialização domina a variável de diversidade industrial. No caso desta última variável, apenas as divisões 19 e 33 apresentaram sinais positivos, sendo que apenas esta última divisão apresentou significância estatística (5%).

No caso da variável explicativa que trata da competitividade regional dos estabelecimentos (*ln\_comp*), esta procura captar as externalidades baseadas nos fundamentos teóricos de Porter (1990). A ideia é contextualizar o debate sobre o maior grau de competição *versus* menor grau de competição, mesmo na situação de monopólio, o que converge com as economias de urbanização de Jacobs (1969) *versus* as externalidades MAR.

Na especificação do modelo e na metodologia de cálculo dos indicadores, espera-se que se a variável (*ln\_comp*) tiver sinal positivo e a variável (*ln\_tmf*) sinal negativo, existe presença de externalidade do tipo urbanização de Jacobs (1969) e Porter (1990), prevalecendo as externalidades tipo MAR de outra forma.

Neste contexto, verifica-se nos níveis agregados de intensidade tecnológica que C1 e C4 apresentaram os sinais negativos e positivos, respectivamente, e com pelo menos 10% de significância estatística. No caso das atividades de dois dígitos, apenas as divisões 10 e 20 apresentaram as mesmas características, embora, quando comparadas, outras divisões apresentaram pelo menos uma variável com parâmetros significativos estatisticamente e/ou a situação quando os sinais nas duas variáveis são negativos.

Finalmente, com relação a variável (*ln\_den*), os resultados podem ser analisados como favoráveis ou contrários às economias de urbanização-Jacobs, sem excluir, os efeitos das externalidades tipo MAR em áreas de maior densidade. Aliado a isso, a *proxy* visa controlar as diferenças regionais, de tal forma que, é imprescindível levar em conta os resultados obtidos nas demais variáveis explicativas.

Para Focchezatto e Valentini (2010), no caso dessa variável apresentar sinal positivo, indica os benefícios que uma indústria pode obter por estar localizada em uma região densamente povoada, ou seja, trata-se de locais mais propensos à difusão de economias externas, por conta da fluidez de informações e o maior número de *players*. No caso de apresentar sinal negativo, que é o que prevalece nos resultados obtidos neste estudo, e com altos níveis de significância estatística nos parâmetros, representam forças de dispersão.

Em todas as divisões e nos agregados de intensidade tecnológica apresentaram sinais negativos nos parâmetros, sendo que apenas a divisão 33 apresentou um nível de significância estatística de 5% e as demais divisões e agregados 1%. O agregado C3 apresentou o maior valor (-0,25) e C1 (-0,13) o menor valor.

Os valores negativos significam externalidades negativas devido aos estados com maior densidade, demonstrando a dominância de efeitos de congestionamento, ou seja, indicando que a localização da indústria em locais menos congestionados seria a melhor opção. Além disso, outra hipótese parece ser o elevado custo de transporte de insumos da indústria em um país continental como o Brasil, o que indica uma maior vantagem para a indústria de instalar próximo de seus fornecedores.

Quanto aos resultados alcançados em relação as *dummies* dos estados, a maioria dos estimadores apresentaram nível de significância estatística de 1%, quando analisados os níveis agregados de intensidade tecnológicos (C1, C2, C3 e C4).

No caso da indústria de alta tecnologia, embora prevaleça este fato, apenas os estados do Amazonas, São Paulo e Goiás apresentaram estimadores positivos, ou seja, indicando uma relação positiva com o crescimento do emprego industrial no período. Como

já mencionado, os dois primeiros estados possuem os maiores estoques de emprego formal neste segmento da indústria. Vale ressaltar ainda que, o estado do Amazonas apresentou o maior estimador (1,72) e nível de significância de 1%, o estado de São Paulo apresentou (0,28) a 10% de significância e Goiás um parâmetro de (0,08) sem significância estatística.

Tabela 4 – Resultados dos estimadores das *dummies* regionais

<i>Dummy – UF</i>	C1	C2	C3	C4
11 – Rondônia	-4,8268634 *** (0,0991639)	-1,713711 *** (0,069346)	-0,8481092 *** (0,0761969)	0,049658 (0,047820)
12 – Acre	NSA	-3,165805 *** (0,064052)	-1,0372498 *** (0,0409577)	-0,681250 *** (0,054384)
13 – Amazonas	1,7230493 *** (0,1239862)	0,345160 *** (0,064464)	-0,2250349 * (0,1214305)	-0,593259 *** (0,090871)
14 – Roraima	NSA	-3,981018 *** (0,085583)	-1,3175318 *** (0,0934396)	-1,176345 *** (0,084943)
15 – Pará	-4,9212782 *** (0,0974213)	-1,731094 *** (0,065283)	-0,4854313 *** (0,0471575)	-0,236890 *** (0,041284)
16 – Amapá	-4,0302141 *** (0,0557870)	-2,488735 *** (0,069081)	-1,3569460 *** (0,1015164)	-1,155898 *** (0,104858)
17 – Tocantins	-5,5063300 *** (0,0824284)	-2,224762 *** (0,056926)	-0,5973908 *** (0,0264049)	-0,371246 *** (0,058776)
21 – Maranhão	-4,2837616 *** (0,0719394)	-1,613554 *** (0,062067)	0,0085269 (0,0678946)	-0,610518 *** (0,099228)
22 – Piauí	-2,2129503 *** (0,0797934)	-1,525899 *** (0,058697)	-0,4186753 *** (0,0372264)	-0,461026 *** (0,057788)
23 – Ceará	-1,0287169 *** (0,1065440)	-0,759246 *** (0,105569)	0,0589298 (0,1317029)	0,957133 *** (0,082329)
24 - Rio Grande do Norte	-3,9905077 *** (0,0928934)	-1,510885 *** (0,106063)	0,0075748 (0,1208367)	0,576293 *** (0,099669)
25 – Paraíba	-2,4263477 *** (0,0956802)	-1,910202 *** (0,108917)	0,3997278 *** (0,1202369)	0,735686 *** (0,094442)
26 – Pernambuco	-1,8123297 *** (0,0990761)	0,059902 (0,103180)	0,3702425 *** (0,1357711)	0,722382 *** (0,097857)
27 – Alagoas	-3,4989813 *** (0,1157555)	-1,356468 *** (0,136619)	-0,2288095 (0,1833404)	1,640012 *** (0,147081)
28 – Sergipe	-1,9643083 *** (0,0944396)	-0,242534 * (0,102098)	0,5152977 *** (0,1305018)	0,682219 *** (0,116865)
29 – Bahia	-1,6833084 *** (0,0880007)	-0,539364 *** (0,067888)	-0,0526399 (0,0784997)	0,066325 (0,071707)
31 - Minas Gerais	-0,4970200 *** (0,1088429)	0,202970 * (0,091451)	0,3937774 *** (0,1097082)	0,324844 *** (0,057512)
32 - Espírito Santo	-2,9768256 *** (0,0977675)	-0,372866 *** (0,106411)	0,8903455 *** (0,1060013)	0,338046 *** (0,097796)
33 - Rio de Janeiro	-0,5216635 *** (0,1019868)	0,546635 *** (0,123435)	1,0331268 *** (0,2045447)	0,502554 *** (0,173996)
35 – São Paulo	0,2886050 * (0,1371508)	1,169997 *** (0,143548)	0,8471081 *** (0,1838567)	0,841394 *** (0,116791)
41 – Paraná	-0,3397695 ** (0,1181699)	0,596415 *** (0,107542)	0,3285862 ** (0,1388249)	0,901440 *** (0,071636)
42 - Santa Catarina	-0,5376625 *** (0,1278602)	0,926138 *** (0,124912)	0,7563465 *** (0,1610195)	1,052080 *** (0,082777)
43 - Rio Grande do Sul	-0,5508037 *** (0,1217848)	0,726964 *** (0,104018)	0,3106641 ** (0,1448371)	0,675553 *** (0,058540)
50 - Mato Grosso do Sul	-3,6355850 *** (0,1036828)	-1,415088 *** (0,075618)	-0,0569806 (0,0836468)	0,561516 *** (0,045799)
51 - Mato Grosso	-4,6496060 *** (0,1122762)	-1,766957 *** (0,066046)	-0,5973136 *** (0,0892626)	0,066391 ** (0,031357)
52 - Goiás	0,0813538 (0,1036123)	-0,553559 *** (0,081415)	0,1536697 (0,0933239)	0,413327 *** (0,044919)
53 - Distrito Federal	-0,7135483 *** (0,0906575)	-1,433240 *** (0,142031)	-0,1308057 (0,2799580)	0,104426 (0,257229)

Fonte: Elaboração própria.

13i) \*\*\*, \*\* e \* são os níveis de significância, representando 1%, 5% e 10%, respectivamente; ii) os valores entre parênteses são o erro padrão de cada estimativa.

Para a C2, os estados do Amazonas, Pernambuco, Minas Gerais, Rio de Janeiro, São Paulo, Paraná, Santa Catarina e Rio Grande do Sul, apresentaram estimadores positivos, embora apenas Pernambuco não tenha apresentado nível de significância estatística. Neste segmento, São Paulo se destaca com o maior valor no parâmetro (1,16) com 1% de significância. Logo, contata-se a prevalência dos estados Sul e Sudeste na composição e dinamismo das indústrias de alta e média-alta tecnologia no Brasil, o que vai de encontro com as conclusões do estudo de [Diniz \(1993\)](#), notadamente que caracterizou essa região como um eixo poligonal de desenvolvimento.

As indústrias de média-baixa e baixa tecnologia, apresentam um aumento do número de estados produtores de bens manufaturados, notadamente na região Nordeste. Vale destacar que nesta situação, apenas o estado de Rondônia, na região Norte, por conta de sua agroindústria e os efeitos em cadeia por ela gerada, apresentou um parâmetro positivo embora não significativo. Já os estados da Paraíba, Pernambuco e Sergipe apresentaram além de parâmetros positivos, níveis de significância estatística de 1% em C3. No caso de C4, o número de estados com essa característica aumentaram na região Nordeste, destoando apenas os estados do Maranhão, Piauí e Bahia. Ademais, todos os estados das regiões Sul e Sudeste apresentaram parâmetros positivos e estatisticamente significativos, corroborando com resultados e conclusões de [Diniz \(1993\)](#).

Logo, percebe-se a importância do Modelo Zona Franca de Manaus para o estado do Amazonas, que coloca a região como o única com capacidade de resposta para o crescimento do emprego industrial. Mas também, chama a atenção por outro lado, a perda de importância do estado da Bahia neste contexto, que na década de setenta implantou um importante polo petroquímico (em Camaçari) e nas últimas décadas atraiu vários segmentos industriais, como o automotivo, por conta de efeitos em cadeia para frente.

## Considerações finais

No presente estudo foram obtidos resultados bastantes significativos para os parâmetros das regressões que explicam o crescimento relativo do emprego industrial por nível de intensidade tecnológica. No geral, quando analisados os agregados de intensidade tecnológica, todos os quatro níveis apresentaram pelo menos duas variáveis explicativas com 1% de significância, sendo que C1 (Alta tecnologia) se ajustou melhor ao modelo.

Os resultados do indicador de especialização apresentaram sinais negativos em todas as atividades econômicas de dois dígitos e agregados de intensidade tecnológica da indústria e significância estatística de 1%, ou seja, demonstrando uma relação inversa entre o crescimento relativo do emprego industrial e a especialização local-estadual, indicando que as externalidades tipo MAR atuam reduzindo a diferença entre o crescimento no estado e o país.

No caso da variável que mede o nível de diversidade setorial, esta apresentou nível de significância nos agregados de alta tecnologia e média-baixa tecnologia, e em 17 atividades de dois dígitos do total de 22. Na variável densidade, todas as divisões e agregados de intensidade tecnológica apresentaram sinais negativos nos parâmetros, sendo que apenas a divisão 33 apresentou um nível de significância estatística de 5% e as demais divisões e agregados 1%.

Em geral, estas variáveis se mostraram mais significativas estatisticamente no modelo que explica o crescimento relativo do emprego, representando em conjuntos a constatação economias externas tipo e MAR e de urbanização-Jacobs. Ressaltando que, no caso da indústria de alta tecnologia, apenas os estados do Amazonas, São Paulo e Goiás,

apresentaram uma relação positiva com a variável endógena, quando especificadas como variáveis *dummys*.

Por fim, vale ressaltar que o emprego de programação estatística no *software* R foi de fundamental importância para a obtenção dos resultados deste estudo, o que permitiu em conjunto, vislumbrar novos caminhos a percorrer na exploração dos microdados disponíveis: *i*) o primeiro, de ampliar o horizonte temporal dos objetivos deste estudo; *ii*) obter outros níveis regionais de comparação para referência do padrão locacional que, em conjunto com o primeiro, permitiria averiguar mudanças estruturais nos índices; *iii*) testar dessa forma, a partir de um maior horizonte de tempo e níveis regionais mais desagregados, solução para possíveis problemas de endogeneidade; *iv*) correlacionar os resultados alcançados com outras variáveis, como exportação, níveis de renda *per capita* e de complexidade, com o intuito de aproximar variáveis macro com o desempenho regional; e, *v*) avançar na conexão das atividades da indústria com as demais, principalmente de serviços, segundo a intensidade tecnológica das mesmas.

## Referências

- ALMEIDA, E. T.; ROCHA, R. M.; GOMES, S. M. F. P. O. Economia de aglomeração e o crescimento das indústrias intensivas em tecnologia: evidências para o nordeste no período 2002-2014. *Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos*, v. 11, n. 4, p. 467–494, 2017. Citado 3 vezes nas páginas 9, 10 e 14.
- ARELLANO, M. *Panel data econometrics: Advanced texts in econometrics*. New York: Oxford University Press, 2003. Citado 3 vezes nas páginas 7, 8 e 11.
- ARROW, K. J. The economic implications of learning by doing. *Review of Economic Studies*, v. 29, n. 3, p. 155–173, 1962. Citado na página 14.
- CANO, W. *Desequilíbrios regionais e concentração industrial no Brasil 1930-1970*. 3. ed. São Paulo: Unesp, 2007. Citado na página 2.
- CAVALCANTE, L. R. M. T. Produção teórica em economia regional: uma proposta de sistematização. *Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos - ABER*, v. 2, n. 1, p. 9–32, 2008. Citado 2 vezes nas páginas 3 e 6.
- COMBES, P. P. Economic structure and local growth: France, 1984-1993. *Journal of Urban Economics*, n. 47, p. 329–355, 2000. Citado 5 vezes nas páginas 2, 7, 9, 10 e 15.
- CROCCO, M. A. et al. Metodologia de identificação de aglomerações produtivas locais. *Nova Economia*, v. 16, n. 2, p. 211–241, 2006. Citado na página 2.
- DINIZ, C. Desenvolvimento poligonal no Brasil: nem concentração, nem contínua polarização. *Nova Economia*, v. 3, n. 1, p. 35–64, 1993. Citado 2 vezes nas páginas 2 e 17.
- 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*, v. 11, n. 4, p. 243–266, 2010. Citado 7 vezes nas páginas 2, 7, 8, 9, 10, 14 e 15.

- FUJITA, M. A monopolistic competition model of spatial agglomeration: differentiated product approach. *Regional Science and Urban Economics*, v. 18, n. 1, p. 87–124, 1988. Citado 2 vezes nas páginas 3 e 6.
- FUJITA, M.; KRUGMAN, P. R.; VENABLES, A. J. *Economia espacial: urbanização, prosperidade econômica e desenvolvimento humano no mundo*. São Paulo: Futura, 2002. Citado 3 vezes nas páginas 3, 4 e 6.
- FUJITA, M.; THISSE, J. F. *Economics of agglomeration: Cities, industrial location, and globalization*. New York: Cambridge Press, 2002. Citado na página 6.
- GLASER, E. L. et al. Growth in cities. *Journal of Political Economy*, n. 100, p. 1126–1152, 1992. Citado na página 2.
- GREENE, W. H. *Econometric analysis*. New Jersey: Prentice Hall, 2000. Citado na página 7.
- HANSON, G. H. Regional adjustment to trade liberalization. *Regional Science and Urban Economics*, n. 28, p. 419–444, 1998. Citado 3 vezes nas páginas 2, 7 e 9.
- HENDERSON, J. V. Marshall's economies. *Journal of Urban Economics*, n. 53, p. 1–28, 2003. Citado na página 2.
- HIRSCHMAN, A. O. Desenvolvimento por efeitos em cadeia: uma abordagem generalizada. Biblioteca virtual CEBRAP, São Paulo, n. Out/Dez, p. 6–44, 1976. Citado 2 vezes nas páginas 3 e 5.
- IGLIORI, D. C. *Economia dos clusters industriais e desenvolvimento*. São Paulo: Fapesp, 2001. Citado 3 vezes nas páginas 2, 3 e 4.
- JACOBS, J. *The economy of cities*. New York: Vintage, 1969. Citado 2 vezes nas páginas 14 e 15.
- KRUGMAN, P. R. *Geography and trade*. Cambridge: MIT Press, 1991. Citado 2 vezes nas páginas 3 e 6.
- KRUGMAN, P. R. Increasing returns and economic geography. *Journal of Political Economy*, n. 99, p. 483–499, 1991. Citado 2 vezes nas páginas 3 e 6.
- KRUGMAN, P. R. *Development, Geography, and Economic Theory*. Cambridge: MIT Press, 1995. Citado 2 vezes nas páginas 3 e 6.
- MARSHALL, A. *Princípios de Economia*. São Paulo: Nova Cultural, 1920. Citado 4 vezes nas páginas 3, 4, 5 e 14.
- PERROUX, F. *A economia do século XX*. Lisboa: Livraria Moraes Editora, 1967. Citado 2 vezes nas páginas 3 e 5.
- PORTER, M. E. *The competitive advantage of nations*. New York: The Free Press, 1990. Citado na página 15.
- ROMER, P. Increasing returns and long-run growth. *Journal of Political Economy*, v. 94, n. 5, p. 1002–1037, 1986. Citado na página 14.



SILVA, M. V. B.; SILVEIRA NETO, R. 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*, v. 13, n. 2, p. 299–331, 2009. Citado 3 vezes nas páginas 2, 3 e 6.

SILVEIRA NETO, R. da M. Concentração industrial regional, especialização geográfica e geografia econômica: evidências para o Brasil no período 1950-2000. *Revista Econômica do Nordeste*, v. 36, n. 3, p. 189–208, 2005. Citado na página 2.

SUZIGAN, W.; GARCIA, R.; FURTADO, J. Sistemas locais de produção/inação: metodologia para identificação, estudos de caso e políticas. In: \_\_\_\_\_. *Economia e Território*. Belo Horizonte: [s.n.], 2005. p. 287–320. Citado na página 2.

TORRES-REYNA, O. Getting started in fixed/random effects models using R. *Data Statistical Service - Princeton University*, p. 1–28, 2010. Citado na página 11.

UCHÔA, C. F. A. *Ensaio sobre heteroscedasticidade em modelos de efeitos fixos*. Tese (Doutorado) — PIMES/UFPE, Recife, 2012. Citado 2 vezes nas páginas 7 e 8.

VENABLES, A. J. Equilibrium locations of vertically linked industries. *International economic review*, v. 37, n. 2, p. 341–359, 1996. Citado na página 6.

WOOLDRIDGE, J. M. *Econometric analysis of cross section and panel data*. Massachusetts: The MIT Press, 2010. Citado na página 8.