

# MERCADO POTENCIAL E DESIGUALDADE REGIONAL NO BRASIL: UM ESTUDO APLICADO AOS MUNICÍPIOS PRODUTORES INDUSTRIAIS EM 2010<sup>1</sup>

André Luiz Ferreira e Silva<sup>2</sup>

Marcelo Bentes Diniz<sup>3</sup>

O artigo avalia impactos na distribuição espacial dos salários nominais por meio de uma equação expandida da nova geografia econômica (NGE). Uma função potencial de mercado foi especificada, em que os custos de transporte são mensurados pelo tempo médio de viagem entre os principais municípios produtores industriais do Brasil em 2010. Observou-se que a acessibilidade aos mercados regionais contribuiu diretamente para o crescimento dos salários praticados pelas indústrias tradicionais (S1) e pelas fabricantes de bens de capital e duráveis (S4) nos setores de *commodities* minerais (S2), bem como de produtos químicos, energia e combustíveis (S3). No entanto, tais rendimentos dependem do valor das exportações locais. A qualificação do trabalho é importante fonte de retornos crescentes, mas os setores intensivos em tecnologia e de maior acesso aos mercados regionais (S4) se beneficiam mais com o alcance dos transbordamentos espaciais.

**Palavras-chave:** aglomerações; potencial de mercado; nova geografia econômica.

## POTENTIAL MARKET AND REGIONAL INEQUALITY IN BRAZIL: A STUDY APPLIED TO INDUSTRIAL PRODUCING MUNICIPALITIES IN 2010

The article analyzes impacts on the spatial distribution of nominal wages using an expanded NGE equation. A potential market function was specified, in which transport costs are measured by the average travel time between the main industrial producing municipalities in Brazil in 2010. It was observed that accessibility to regional markets directly contributed to the growth of wages practiced by Traditional industries (S1) and Manufacturers of capital and durable goods (S4); in the sectors of Mineral commodities (S2) and Chemicals, energy and fuels (S3), however, such income depends on the value of local exports. Job qualification is an important source of increasing returns, but technology-intensive sectors with greater access to regional markets (S4) benefit most from the extent of spatial spillovers.

**Keywords:** agglomerations; market potential; new economic geography.

**JEL:** R12; R13; R41.

---

1. DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppe53n2art5>

2. Professor adjunto da Faculdade de Administração e do Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Pará (UFPA). *E-mail:* alufpa@gmail.com.

3. Professor titular da Faculdade de Economia e do Programa de Pós-Graduação em Economia da UFPA. *E-mail:* mbdiniz2007@gmail.com.

## 1 INTRODUÇÃO

Com base em modelos tratáveis, a literatura sobre economias de aglomeração e a nova geografia econômica (NGE) têm dedicado atenção especial às fontes dos retornos crescentes em ambientes urbanos. Uma das motivações estaria nas causas que levam à persistente desigualdade econômica regional, tipicamente observada por distribuição da produtividade industrial, salários nominais e diferencial de custo de vida entre cidades. Entre os postulados defendidos, há a compreensão de que firmas e trabalhadores são mais produtivos em ambientes dotados de bom acesso aos mercados regionais.

Supondo-se que trabalhadores amantes por variedades migrem para regiões industrializadas em busca de melhores condições salariais, enquanto firmas monopolisticamente competitivas se beneficiam dos *linkages* de demanda, a primeira demonstração sobre a cumulatividade desses efeitos se dará com o modelo centro-periferia de Krugman (1991), consolidado posteriormente em Fujita, Krugman e Venables (2002). Nessa estrutura, os custos de transportes se contrapõem às forças concentradoras das atividades econômicas; limitam os efeitos das externalidades pecuniárias no espaço; e agem como um substituto perfeito do comércio regional.

Ainda que o modelo contenha quatro equações simultâneas não lineares, evidências da persistente desigualdade regional costumam ser extraídas da equação dos salários nominais da NGE. As razões estariam na simplicidade em demonstrar o funcionamento de forças que estimulam a concentração e que também podem promover a dispersão produtiva. Por um lado, a competição multifirmas é uma das forças concêntricas que elevaria a produtividade no mercado interno, manifestada por pressão constante nos índices de preços de bens manufaturados. Por outro lado, estímulos à competição regional ajudariam a conter o processo de crescimento desigual (Krugman, 1991; Fujita, Krugman e Venables, 2002).

A partir dos anos 2000, estudos empíricos passaram a explorar o problema considerando funções de mercado potencial que se aproximassem de sua contrapartida teórica. Hanson (2005) é um dos primeiros a especificar esse tipo de função em nível dos municípios norte-americanos (1970-1990). Crozet (2004) investiga como o potencial de mercado afeta a decisão de migrar em regiões (NUTS2) da Europa. Head e Mayer (2006) avaliam como o potencial de mercado melhora com a incorporação do capital humano à equação dos salários nominais. No Brasil, estudos ainda são raros, mas cabe citar estes autores: Amaral *et al.* (2010), que estimaram a função para 3.630 municípios entre anos censitários de 1980, 1991 e 2000; Albuquerque *et al.* (2013), que investigaram as causas para fluxos migratórios interestaduais entre 1995 e 2009; e Silva e Bacha (2014), que investigaram os determinantes do crescimento populacional no Norte do Brasil (1980-2000).

Apesar dos esforços, há ainda um longo caminho a seguir na busca pela identificação consistente dos parâmetros estruturais. O primeiro problema enfrentado pelos pesquisadores remete aos índices de preços e à dificuldade de observá-los em nível das cidades. Segundo Brakman, Garretsen e Marrewijk (2009, p. 211), esse problema tem levado estudos a uma especificação alternativa (*nominal market potential*), porém distante da contrapartida teórica. Outro problema remete aos custos de transporte, geralmente mensurados pela distância física do raio de atração (Crozet, 2004; Head e Mayer, 2006; Albuquerque *et al.*, 2013), ou à distância de corte (Fingleton, 2003; Amaral *et al.*, 2010).

Visando obter aproximação da distância econômica, toma-se aqui o tempo de viagem entre 1.252 municípios produtores industriais como *proxy* para os custos de transporte. Além da potencialidade produtiva, esses municípios se destacam pelas ligações orientadas pelo comércio inter-regional, as quais foram mapeadas pela pesquisa Regiões de Influência das Cidades do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE (IBGE, 2008). Assim, expandindo a equação da NGE, este estudo visa avaliar os impactos na distribuição espacial dos salários nominais, dado que o comércio é capaz de produzir retornos crescentes compartilhados pelos principais municípios produtores industriais, no Brasil, em 2010.

Além desta breve introdução, a seção 2 revisa os fundamentos e as aplicações de modelos da NGE. A seção 3 expõe a estratégia de estimação empírica do modelo da NGE. As seções 4 e 5 demonstram, respectivamente, a análise exploratória de dados especiais (Aede) e os resultados do modelo econométrico baseado na econometria espacial. Por último, a seção 6 traz as considerações finais.

## 2 MERCADO POTENCIAL SOB O ENFOQUE DA NGE

Os estudos de Dixit e Stiglitz (1977) e Krugman (1991) lançaram as bases para o desenvolvimento de modelos tratáveis voltados à análise da desigualdade econômica espacial. Nesta seção, demonstra-se como a produtividade industrial pode ser concentrada em função do comércio e da acessibilidade a mercados regionais.<sup>4</sup>

A economia é formada por dois setores: o agrícola  $A$  produz bem homogêneo sob competição perfeita e retornos constantes, bem como é ubíquo no espaço; e o manufatureiro  $M$  produz grande variedade de bens diferenciados sob competição monopolística e retornos crescentes na produção. As preferências de consumo assumem a forma Cobb-Douglas:

$$U = M^\mu A^{1-\mu}, \quad 0 < \mu < 1, \quad (1)$$

4. Esta análise baseia-se nos estudos de Fujita, Krugman e Venables (2002), Combes, Mayer e Thisse (2008), Brakman, Garretsen e Marrewijk (2009).

em que  $A$  é o consumo do bem agrícola;  $M$  é um composto continuamente diferenciável; e  $\mu$  representa a parcela dos gastos com consumo  $M$ . Dada essa hipótese, uma função utilidade *constant elasticity of substitution* (CES) agrega pequenas frações de consumo:

$$M = \left( \sum_{i=1}^n q_i^\rho \right)^{1/\rho} \quad 0 < \rho < 1. \quad (2)$$

À medida que a preferência por bens manufaturados  $\rho$  se aproxima de 1, dois bens podem ser considerados quase substitutos perfeitos. Quando  $\rho$  diminui em direção a 0, o desejo de consumir uma maior variedade de bens manufaturados aumenta. Com isso, a elasticidade de substituição entre dois bens diferenciados é dada por  $\sigma = 1/(1 - \rho)$ .

O problema do consumidor é resolvido ao maximizar a função subutilidade (2), sujeita à parcela de renda destinada aos gastos com bens manufaturados  $E = \mu Y$ . A solução do problema leva à demanda *marshalliana* individual, como função direta da renda e inversa aos preços de todas as variedades disponíveis.

$$q_i = \frac{p_i^{-\sigma}}{\sum_j p_j^{-(\sigma-1)}} \cdot E, \quad i = 1, \dots, n. \quad (3)$$

Substituindo-se (3) em (2), obtém-se a demanda não compensada sob condição  $E = MP$  e, por conseguinte, o índice de preços para o conjunto de bens manufaturados:

$$P = \left( \sum_{i=1}^n p_i^{-(\sigma-1)} \right)^{-1/(\sigma-1)}. \quad (4)$$

Aumentar a faixa de variedade  $n$  reduz o índice  $P$ . Isso pode ser visto ao supor que todos os bens estão disponíveis a um mesmo preço  $p_i = p$ , acarretando  $P = p \cdot n^{-1/(\sigma-1)}$ . Então, a reação do índice de preços ao número de variedades depende da elasticidade de substituição  $\sigma$ ; quanto mais próximo a 1 estiver esse parâmetro, maior será a redução em  $P$  causada pelo aumento de  $n$ . Há, portanto, efeito endógeno produzido por  $n$  que desloca a demanda (3) para baixo, acirrando a competição por bens manufaturados.

A espacialização do modelo ocorre com os custos de transporte tipo *iceberg*, em que uma fração do produto simplesmente derrete em trânsito. Suponha que a economia é composta por  $r$  regiões. Nesse sentido, cada uma produz uma variedade específica  $n_r$ . Então, cada unidade transportada de  $r$  para  $s$  chega a um preço final equivalente a  $p_{rs} = p_r \cdot T_{rs}$ , com  $T_{rs} > 1$ . Utilizando (3) e (4), as vendas totais de única variedade produzida em  $r$  indicam que o comércio depende não só da renda do comprador, mas também do custo do frete e dos preços locais.

$$q_r = \mu \sum_{s=1}^R Y_s (p_r)^{-\sigma} \cdot (T_{rs})^{1-\sigma} \cdot p_s^{\sigma-1}. \quad (5)$$

A indústria, por sua vez, é composta por  $n$  firmas, e cada uma produz uma variedade  $i$  diferente. A tecnologia é homogênea no espaço, mas envolve uma contrapartida fixa  $f$  e uma marginal  $m$  associadas à força de trabalho móvel. Desse modo, a firma escolhe a localização  $r$  via *mark-up*:

$$p_r \left(1 - \frac{1}{\sigma}\right) = mw_r. \quad (6)$$

Assim, enquanto o custo marginal for inferior ao preço recebido, a firma se manterá ativa em  $r$ .

Visto que entradas e saídas ocorrem livremente, no longo prazo, a taxa de lucro é zero, e a produtividade de toda empresa ativa dependerá da elasticidade de substituição, em que  $q^* = f(\sigma - 1)/m$ . Assim, as empresas remanescentes em  $r$  utilizam a demanda (5) para fixar seus preços, de modo que a remuneração do trabalho naquela região é dada por:

$$w_r^* = \left(\frac{\sigma - 1}{m\sigma}\right) \left[ \frac{\mu}{q^*} \sum_{s=1}^R Y_s \cdot (T_{rs})^{1-\sigma} \cdot p_s^{\sigma-1} \right]^{1/\sigma}. \quad (7)$$

Essa equação fornece os salários pagos por firmas industriais que alcançaram o equilíbrio em  $r$ , dadas as rendas, os níveis de preços e os custos de transporte entre localidades. Regiões produtoras que podem acessar mercados com alto nível de renda e baixo custo de transporte tendem a oferecer altos salários, atraindo trabalhadores para o interior dessas áreas. Com a expansão do mercado local, a competição por meio de preços tende a pressionar os salários nominais para baixo até a estabilidade. Ainda assim, os salários reais poderiam crescer em função da maior competição no mercado local. Segundo Fujita, Krugman e Venables (2002), a simultaneidade presente nos efeitos para trás e para frente em (7) indica que firmas e trabalhadores preferem locais com bom acesso a mercados. Os autores argumentam ainda que, em longo prazo, o equilíbrio  $w_r^* = p_r^*$  pode ocorrer, mas, em curto prazo, esses preços podem diferir.

Overman, Redding e Venables (2001) foram pioneiros na busca por evidências empíricas em torno da importância do efeito potencial de mercado, expresso em (7). Concluíram que os custos de transportes são importantes para os fluxos comerciais entre países; a concentração geográfica da atividade industrial importa

para a formação de preços dos fatores; e a acessibilidade aos mercados explica cerca de 35% da variação da renda.

Na mesma linha, Redding e Venables (2004) desenvolveram um modelo de equilíbrio geral para analisar o comércio bilateral entre países e seus efeitos sobre a distribuição de renda *per capita*. Nesse caso, as desigualdades são formalizadas por uma métrica de acessibilidade (*market access*) semelhante a (7), que passa a sofrer influência de fatores de oferta e acesso às cadeias de suprimentos (*supplier access*).

Sob estrutura da NGE, Crozet (2004) demonstra que fluxos migratórios em direção a grandes mercados na União Europeia (UE) são motivados por expectativa de salário real, função potencial de mercado tipo Harris e outros fatores não econômicos. O estudo fornece evidências empíricas sobre aglomerações imputadas pelos *linkages* de demanda e migração de trabalhadores, e, além disso, o modelo NGE apresenta melhores resultados que o gravitacional, com parâmetros estruturais de grandeza coerentes com a teoria.

Estimando função potencial de mercado através do modelo estrutural da NGE, Hanson (2005) examina como o crescimento dos salários nominais industriais pode ser puxado pelos *linkages* de demanda, no âmbito dos municípios nos Estados Unidos, entre os anos censitários de 1970 e 1990. Os resultados mostraram que os *linkages* podem ser fortes e crescentes ao longo do tempo, mas são bastante limitados no espaço.

Head e Mayer (2006) consideram que, além da função potencial de mercado, os salários nominais fazem crescer o nível de capital humano do trabalhador. Para ambos os fatores, os resultados mostraram relação positiva e significativa entre nove de treze setores industriais, distribuídos em 57 regiões da UE, no período de 1985 a 2000.

Utilizando modelo de dados em painel, com controle para os efeitos específicos de firmas e trabalhadores, Combes, Duranton e Gibillon (2008) buscaram explicações para a disparidade dos salários industriais em regiões da França. As evidências mostraram que as habilidades individuais e a qualificação do trabalho são responsáveis por grande parte das desigualdades regionais, ao passo que as dotações naturais desempenham papel irrelevante.

A literatura sobre desigualdade espacial e seus efeitos sobre a renda do trabalho foi ganhando corpo no Brasil a partir de 1990. Nesse contexto, cabe citar as contribuições de Reis e Barros (1990), Lemos *et al.* (2005), Menezes e Azzoni (2006), Galinari *et al.* (2007), Cunha e Vasconcelos (2012) e Silveira-Neto e Azzoni (2012). Em todos esses estudos, as evidências confirmam alta significância da variável *educação* na explicação da desigualdade brasileira, de modo que os estoques

educacionais entre as regiões e os estados contribuem de forma relevante para as diferenças de rendas regionais, principalmente derivadas da renda do trabalho.

Ao analisar padrões locacionais de empresas industriais no Brasil em 2000, Lemos *et al.* (2005) perceberam que a *performance* das exportações de firmas que inovam e diferenciam produto, associada à qualificação do trabalhador, é uma importante fonte de ganhos de produtividade e transbordamento espacial. Além disso, esse padrão, juntamente com o de firmas especializadas em produtos padronizados (*commodities*), ocupa espaços preferenciais de elevada concentração produtiva, o que não ocorre com as firmas que não diferenciam produto e têm produtividade menor.

Em Menezes e Azzoni (2006), a dinâmica do diferencial de salário entre nove grandes cidades no Brasil, ao longo de 1981 a 2003, é examinada sob a ótica do capital humano, do custo de vida e das características regionais. Segundo os autores, o custo de vida, embora relevante, não é capaz, individualmente, de explicar o diferencial de salário; e aspectos de demanda (características regionais) e oferta de trabalho (capital humano) apresentam papel relevante para a dinâmica das desigualdades regionais.

Galinari *et al.* (2007), por sua vez, avaliaram a importância das economias de aglomeração sobre os salários urbano-industriais no Brasil, distribuídos em 84 cidades de médio e grande porte, nos anos censitários de 1991 e 2000. Concluíram que cidades com alta concentração industrial estão mais sujeitas às economias de urbanização. Entretanto, algumas regiões com elevada especialização, alto nível de educação e forte participação na indústria nacional oferecem os melhores salários.

Cunha e Vasconcelos (2012) investigaram a evolução da desigualdade na distribuição dos salários no mercado de trabalho brasileiro. Embora a ampliação do trabalho formal no período de 1995 a 2009 tenha contribuído para a desigualdade salarial, as evidências apontaram redução das diferenças salariais entre níveis educacionais, o que explica parte significativa da desigualdade total, mas isso veio acompanhado de crescente aumento na parcela de fatores não observados da distribuição dos salários.

Visando identificar a contribuição da renda de trabalho e não trabalho na desigualdade total, Silveira-Neto e Azzoni (2012) mostram que o grau de elasticidade de Gini dessas fontes, com a renda do trabalho do setor de manufatura e serviços, contribuiu para o aumento da desconcentração, enquanto a renda do trabalho derivada de agricultura, aposentadoria, pensões, renda da propriedade etc. contribuiu para o aumento da desigualdade total.

Existem também estudos no Brasil que tratam do problema *desequilíbrios regionais* sob o enfoque da NGE. Com dados censitários de 1980, 1991 e 2000

aplicados a um modelo de dados em painel com componentes de erro espacialmente correlacionados, Amaral *et al.* (2010) estimaram a função potencial de mercado para 3.630 municípios. As evidências mostraram que o potencial de mercado da economia local, juntamente com as características individuais, explica parte significativa das disparidades salariais no Brasil.

Baseado no modelo de Crozet (2004), aplicado a dados em painel, Albuquerque *et al.* (2013) investigaram as causas econômicas dos fluxos migratórios interestaduais entre 1995 e 2009. Concluíram que os salários esperados e a distância geográfica são relevantes para a determinação desses fluxos e que a presença de retornos crescentes no setor industrial fica evidenciada na grandeza da elasticidade de substituição, estimada em  $\sigma = 6,33$ .

Utilizando a função mercado potencial, Silva e Bacha (2014) avaliaram os determinantes do crescimento populacional entre municípios da região Norte do Brasil nos anos 1980 e 2000. Além das externalidades econômicas de segunda natureza, os autores incorporam no modelo empírico aspectos da geografia de primeira natureza. Entre os resultados obtidos, constataram que os municípios mais pobres têm no fator isolamento geográfico um dos determinantes de condição econômica.

Em geral, esses estudos destacam a dificuldade de estimação de uma função mercado potencial que se aproxime de sua contrapartida teórica. Uma delas diz respeito ao problema de identificação da elasticidade de substituição  $\sigma$ , importante para o *mark-up* das empresas industriais. Outro problema diz respeito aos índices de preços e à dificuldade de observá-los em regiões espacialmente desagregadas.

### 3 ESTRATÉGIA EMPÍRICA

O modelo Dixit-Stiglitz-Krugman (DSK) demonstra que aglomerações podem persistir por longo tempo devido à ação combinada dos retornos crescentes e dos custos de transportes em espaço homogêneo, colocando o potencial de mercado como principal determinante dos desequilíbrios regionais. Dada a forte restrição dessa hipótese, e com base na estratégia de autores especializados no tema (Fingleton, 2003; Head e Mayer, 2006), o modelo empírico apresentado considera outras fontes de retornos crescentes, expressas no logaritmo da função produtividade local dada por:

$$\ln A_r = b_0 + b_1 H_r + b_2 G_r + b_3 \ln X_r + b_4 \ln S_r + u_r, \quad (8)$$

em que  $H_r$  é uma *proxy* para o capital humano;  $G_r$  é um coeficiente Gini que mede a concentração produtiva local;  $X_r$  são as exportações locais;  $S_r$  é uma medida de infraestrutura urbana;  $b_k$  são parâmetros a serem estimados; e  $u_r$  são erros aleatórios.

Ao assumir que retornos crescentes florescem unicamente da variedade de bens, o modelo da NGE despreza, por exemplo, a contribuição do capital humano

sobre a eficiência produtiva, importante fonte do diferencial de salário. Fingleton (2003) e Head e Mayer (2006) deram um passo relevante ao incorporar *proxies* para capturar o poder de concentração do capital humano.

Outra fonte advém da densidade urbana, mais especificamente das externalidades produzidas pela integração produtiva entre diferentes plantas do mesmo setor. Há vários estudos sobre o tema, mas cabe destacar os de Ciccone e Hall (1996) e Ciccone (2002). Inicialmente, os autores analisaram tais efeitos sobre o diferencial de produtividade entre regiões nos Estados Unidos; posteriormente, a análise abrangeu regiões da França, da Alemanha, da Itália, da Espanha e do Reino Unido.

O comércio internacional também pode produzir *linkages* de demanda capazes de proporcionar elevados ganhos de produtividade. Redding e Venables (2004) foram pioneiros ao tratar medidas de acessibilidade para o comércio bilateral, considerando condições de oferta e demanda representadas em modelo de equilíbrio geral da NGE.

Presumindo que a qualidade da infraestrutura urbana é uma característica dos espaços preferenciais, Lemos *et al.* (2005) consideraram o percentual de domicílios com saneamento básico adequado, fornecido pelo Censo Demográfico 2000, como uma fonte potencial de externalidade produtiva local. Ainda que não tenham encontrado alguma evidência relevante, essa mesma variável é inserida em (8) com o propósito de verificar se o resultado persiste em 2010.

Usando a normalização de Fujita, Krugman e Venables (2002),  $q^* = m$  e  $m = \rho$ . Admitindo-se que a produtividade local exerce efeito multiplicativo sobre potencial de mercado, então os salários nominais (7) podem ser representados por:

$$w_r = PMR_r^{1/\sigma} A_r = \left[ \sum_{s=1}^R Y_s \cdot (T_{rs})^{1-\sigma} \cdot P_s^{\sigma-1} \right]^{1/\sigma} A_r. \quad (9)$$

Ou, alternativamente, por:

$$\ln w_r = b_0 + \frac{1}{\sigma} \ln PMN_r + b_1 H_r + b_2 G_r + b_3 \ln X_r + b_4 \ln S_r + u_r. \quad (10)$$

Além do problema da não linearidade, a regularidade de (9) depende dos índices de preços locais, cuja disponibilidade no Brasil é bastante restrita geograficamente. Segundo Brakman, Garretsen e Marrewijk (2009, p. 211), esse problema tem promovido a distinção de dois tipos de funções: uma mais aderente aos postulados da NGE, mensurada em termos reais (*real market potential*), como em (9); e outra alternativa especificada em termos nominais (*nominal market potential*), em que  $P_s = 1$ .

Assim, a renda da função apresentada a seguir não é corrigida pelos índices de preços, mas considera que o acesso às cidades pode ocorrer por modal (1) rodoviário, (2) fluvial ou (3) aéreo.

$$PMN_r = Y_r + \sum_m \sum_s Y_s \cdot e^{-\theta_m D_{rs,m}}, \quad m = 1,2,3. \quad (11)$$

Em cada região,  $Y_r$  é a renda disponível ao consumo;  $D_{rs}$  é a distância medida pelo tempo médio (em horas) de viagem entre  $s$  e  $r$ ; e  $\theta_m = 1/\sigma_m$  são coeficientes de alisamento da distribuição exponencial calibrados pelo inverso do desvio-padrão do tempo médio de viagem.

As ligações entre cidades, bem como o tempo de deslocamento entre elas, seguem o critério de hierarquia urbana adotado pela pesquisa Regiões de Influência das Cidades, do IBGE (2008), em que uma ampla rede de relacionamentos intermunicipais foi concebida com base em aspectos econômicos e demográficos das economias regionais.

Geógrafos que estudam a acessibilidade argumentam que uma vantagem da função (11) é a capacidade de associar o uso do solo à eficiência do sistema de transporte, bem como aos seus impactos sobre as desigualdades regionais. Entre as desvantagens, destacam-se a dificuldade para interpretar a acessibilidade relativa e a incapacidade em distinguir a competição entre diferentes sistemas de transporte (Berechman, 2005; Geurs, 2006; Spiekermann e Wegener, 2006).

De fato, em (11), a função não consegue distinguir se dois meios de transporte são bens substitutos ou complementares.

Uma questão relevante para a estimação consistente de (10) diz respeito ao *trade-off* existente entre a escala geográfica e a definição de um padrão de agregação setorial condizente com as características estruturais. Fixando o município, desagregar atividades industriais segundo divisões (2 dígitos) da Classificação Nacional de Atividades Econômicas (CNAE) 2.0 levaria a uma intensa fragmentação espacial. Assim, propõe-se agregação espaço-setorial que considere as seguintes características estruturais.<sup>5</sup>

- 1) Indústria tradicional (S1): são firmas de pequeno a médio porte. Produzem bens com baixo valor adicionado voltados ao suprimento do mercado interno.
- 2) *Commodities* minerais (S2): reúnem indústrias de processo contínuo, que elaboram produtos homogêneos em grande escala, com localização influenciada pela presença de jazidas minerais.

5. É uma adaptação espacial dos padrões de competitividade industrial definidos em Ferraz, Kupfer e Haguener (1996, p. 386). O quadro A.1, no apêndice A, relaciona cada padrão às divisões (2 dígitos) CNAE 2.0.

- 3) Produtos químicos, energia e combustíveis (S3): também produzem bens homogêneos em grande escala, mas a aglomeração é influenciada pela proximidade com indústrias de refino e exploração de petróleo e gás.
- 4) Bens de capital e duráveis (S4): firmas promotoras do progresso técnico que incorporam médio-alto conteúdo tecnológico à produção. A localização é influenciada pela diversificação industrial em economias de urbanização.

Sob a ótica da NGE, esses padrões tecnológicos podem ser interpretados como quatro conjuntos de variedades de bens industriais distribuídos ao longo do território brasileiro.

### 3.1 Abordagem baseada na econometria espacial

Há dois problemas que devem ser controlados na estimação da equação expandida da NGE. O primeiro é a heterogeneidade espacial, que a rigor surge com efeitos não observáveis relacionados às características estruturais, cujo descontrolo pode produzir estimativas ineficientes. Já o problema da autocorrelação espacial pode afetar conjuntamente a eficiência e a consistência dos estimadores (Anselin, 2003; Lesage e Pace, 2009).

Via de regra, esses problemas podem ser controlados pela estrutura do modelo *spatial autoregressive* (SAR) ou *spatial error* (SEM). O primeiro incorpora, no lado direito da regressão, um vetor *lag* espacial da variável dependente,  $Wy$ , especificado sob a seguinte forma:

$$y = \lambda Wy + X\beta + u, \quad u \sim N(0, \sigma_u^2 I), \quad (12)$$

em que  $X$  é uma matriz com as variáveis explicativas em (10);  $\beta$  são coeficientes fixos;  $u$  são erros aleatórios;  $\lambda$  é o coeficiente autorregressivo espacial; e  $W$  é uma matriz em que os pesos espaciais são definidos pelos  $k$  vizinhos mais próximos. A variável dependente é a taxa de salário nominal agregada segundo o padrão tecnológico espacial.

O SAR é composto por três conjuntos de parâmetros. Os coeficientes angulares  $\beta$  captam o impacto de um choque exógeno sobre a variável dependente;  $\sigma^2$  é a variância das predições do SAR; e  $\lambda$  é um multiplicador para os *spillovers* espaciais, cujos efeitos podem ser examinados pela forma reduzida do modelo a seguir:

$$y = (I - \lambda W)^{-1} X\beta + (I - \lambda W)^{-1} u. \quad (13)$$

Dado que  $|\lambda| < 1$  e  $W$  são compostas por elementos fixos normalizados na linha, a matriz não singular pode assumir a representação de uma série infinita,  $(I - \rho W)^{-1} = I + \lambda W + \lambda^2 W^2 + \lambda^3 W^3 + \dots$ , indicando que um choque afeta não só a própria localidade  $r$ , mas também se propaga pelos  $s$  vizinhos mais próximos.

Com isso, há uma não linearidade explícita no SAR, representada por um efeito direto local e outro indireto que capta o impacto nas vizinhanças.

A matriz variância-covariância do SAR mostra que o controle da variância heterocedástica depende da identificação do coeficiente autorregressivo espacial.

$$E[uu'] = \sigma_u^2[(I - \lambda W)'(I - \lambda W)]^{-1}. \quad (14)$$

O modelo SEM é indicado para os casos em que a heterogeneidade é provocada por efeitos não observáveis que produzem erros autocorrelacionados.

$$y = X\beta + \epsilon, \quad \epsilon = \phi W\epsilon + u, \quad u \sim N(0, \sigma_\epsilon^2 I), \quad (15)$$

em que  $\epsilon$  é um vetor de erros autocorrelacionados;  $\phi$  é o coeficiente autorregressivo; e  $W\epsilon$  é o vetor de defasagem erro espacial. A forma reduzida desse modelo mostra que:

$$y = X\beta + (I - \phi W)^{-1}u. \quad (16)$$

Em contraste com o SAR, uma mudança em qualquer variável explicativa não promove *spillovers* espaciais. Assim, o efeito marginal assume a interpretação usual do modelo clássico. No entanto, uma fração do choque em  $r$  se propaga pelas vizinhanças devido à ação de  $\phi$ .

$$E[\epsilon\epsilon'] = \sigma_\epsilon^2[(I - \phi W)'(I - \phi W)]^{-1}. \quad (17)$$

Para o problema de seleção, recorre-se aos testes multiplicador de Lagrange *lag* espacial  $LM_\lambda$  e erro espacial  $LM_\phi$ , populares na literatura empírica (Florax, Folmer e Rey, 2003). Inicia-se testando a ausência de autocorrelação espacial sob estrutura de SAR e SEM. Como essas hipóteses costumam ser rejeitadas com certa frequência, então se aplicam as versões robustas desses testes, a saber,  $LM_\lambda^*$  e  $LM_\phi^*$ . Se apenas a primeira (segunda) estatística for significativa, então o SAR (SEM) será preterido. Contudo, se ambas forem significativas, a escolha recairá sobre o teste mais significativo. Como esse critério pode não ser apropriado para o problema de seleção, uma alternativa sugerida por Lesage e Pace (2009) é recorrer a uma estrutura mais complexa, como o modelo *spatial autoregressive model with autoregressive error* (Sara) ou *spatial Durbin model* (SDM).

Esses testes baseiam-se no princípio da máxima verossimilhança, estimador mais usado em modelos espaciais, pois são consistentes e eficientes mesmo na ausência de erros normais (Lee, 2004; Lesage e Pace, 2009). Porém, sua complexidade em grandes amostras gera algum custo computacional, podendo, em último caso, não garantir a convergência da log-verossimilhança. Se isso acontece, a alternativa é recorrer aos estimadores de momentos generalizados com variáveis instrumentais, *generalized spatial two-stage least squares* (GS2SLS), que assintoticamente também garantem as propriedades desejadas (Kelejian e Prucha, 1998; Kelejian e Prucha, 1999).

### 3.2 Dados

A base construída para este estudo priorizou aspectos estruturais e locais da indústria extrativa e de transformação brasileira. Através dos microdados da Relação Anual de Informações Sociais (Rais) trabalhador e da Rais estabelecimento, ambas administradas pelo Ministério do Trabalho e Emprego (MTE), foi possível identificar 1.252 municípios produtores que, em 2010, empregavam mais de 6,173 milhões de trabalhadores formais distribuídos em 113 mil estabelecimentos industriais, conforme demonstra a tabela 1.

Além da remuneração mensal, a Rais trabalhador disponibiliza dados sobre a escolaridade, o que permitiu calcular a média de anos de estudo do trabalhador. O coeficiente de Gini para a concentração da indústria local foi obtido sob a mesma lógica a partir do volume de emprego por firma disponibilizado pela Rais estabelecimento. As características estruturais foram completadas com o valor (*free on board* US\$) das exportações municipais, dado fornecido pelo Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC), observado segundo divisão (2 dígitos) da *International Standard Industrial Classification of All Economic Activities* (Isic), que é compatível com a CNAE 2.0.

TABELA 1  
Resumo estatístico e fontes de dados das variáveis segundo padrão tecnológico

Variáveis	Fonte de dados	(S1)	(S2)	(S3)	(S4)
Salário médio nominal (R\$/mês)	Rais trabalhador/MTE	859,13	1.071,20	1.677,72	1.210,65
Desvio-padrão		231,48	547,47	1.434,28	470,87
Escolaridade média (anos)	Rais trabalhador/MTE	5,80	5,41	6,72	6,65
Desvio-padrão		1,40	1,52	1,98	1,59
Emprego total	Rais estabelecimentos/MTE	3.834.521	593.346	398.629	1.405.070
Estabelecimentos industriais	Rais estabelecimentos/MTE	71.840	12.103	4.997	26.449
Municípios produtores	Rais estabelecimentos/MTE	1.174	647	376	588
Participação nas exportações (%)	Funcex/MDIC	43,45	40,35	14,34	1,86

Elaboração dos autores.

Obs.: Funcex – Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior.

Com base em informações do produto interno bruto (PIB) municipal do IBGE, a função potencial de mercado foi calculada observando os critérios da já mencionada pesquisa Regiões de Influência das Cidades (IBGE, 2008), que, a partir do conceito de área de influência, mapeou ligações entre regiões periféricas e área central. Observou-se que as ligações que envolviam modal rodoviário (11.179) foram as que mais influenciaram os índices de acessibilidade calculados para os 1.252 municípios pesquisados (figura 1), seguidas pelas ligações fluviais (167) e aéreas (35). O tamanho do PIB e o grande número de ligações rodoviárias (294) fazem de São Paulo a cidade

com maior potencial de mercado, seguida por Belo Horizonte e Rio de Janeiro. A dinâmica no Norte do Brasil é governada pelas capitais Manaus (35) e Belém (26), que são as duas cidades com os mais intensos fluxos fluviais do país. Capitais como Curitiba (193), Salvador (225), Fortaleza (139), Goiânia (183) e Porto Alegre (183) se destacam pelo tamanho de mercado atendido por modal rodoviário, principalmente.

#### 4 ANÁLISE EXPLORATÓRIA DE DADOS ESPACIAIS

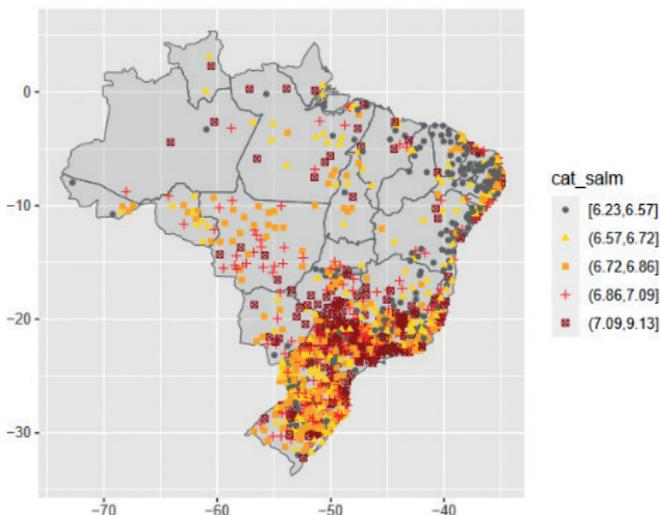
A *exploratory spatial data analysis* (ESDA) é uma ferramenta estatística para análise exploratória de dados espaciais bastante empregada na literatura empírica para levantar as primeiras evidências da distribuição espacial do objeto de estudo. Ela trata da identificação de regimes ou associações espaciais de atividades com características semelhantes (*clusters*) e distribuições atípicas (*outliers*), bem como oferece estatísticas para análise da autocorrelação global e local (Anselin, 1995; 1996).

Sem impor maiores restrições à classificação setorial, inicia-se examinando aspectos locacionais da atividade industrial no Brasil e traz para o centro da análise os determinantes da acessibilidade regional segundo a NGE. A figura 1 mostra a distribuição espacial dos salários nominais, dos indicadores de acessibilidade ao mercado potencial e da escolaridade do trabalhador industrial.

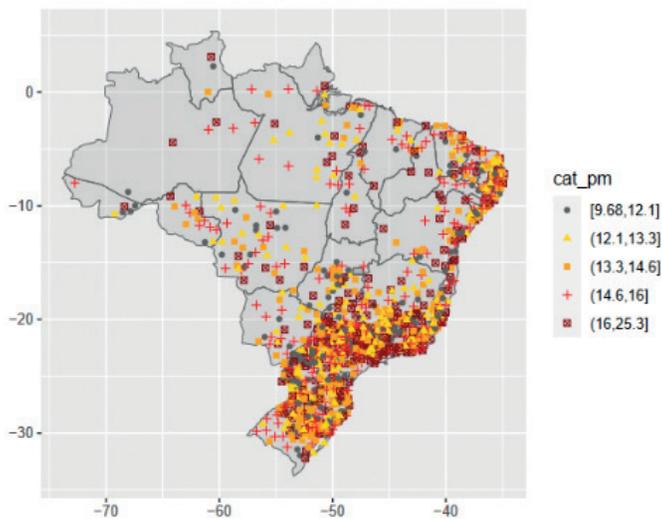
FIGURA 1

#### Distribuição espacial dos determinantes do mercado potencial no Brasil

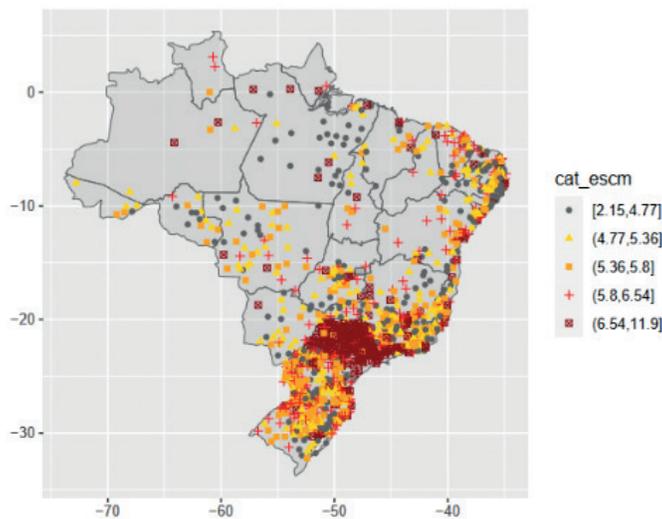
1A – Taxa de salário nominal



1B – Potencial de mercado



1C – Escolaridade do trabalhador industrial



Elaboração dos autores.

Obs.: Ilustração cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

Algumas evidências preliminares podem ser extraídas da figura 1. Embora existam cidades médias distribuídas por todo o território nacional, as melhores condições de acessibilidade encontram-se fortemente localizadas no Sul e no Sudeste do país. Além disso, parece existir uma tendência positiva de correlação espacial dessa variável com a taxa salarial. Outro resultado que merece atenção diz respeito à assimetria presente na *proxy* de capital humano, escolaridade média do trabalhador industrial, fortemente concentrada no Sudeste, mais especificamente entre municípios produtores industriais no estado de São Paulo.

Como as principais variáveis de acesso ao mercado potencial são presumidamente endógenas, estatísticas espaciais foram empregadas na análise das distribuições. A presença de autocorrelação espacial multivariada nos dados seria um indicativo da endogeneidade, o que afeta a equação dos salários nominais. Considerando-se as restrições de normalidade, esse problema é examinado pelo índice de Moran global e local aplicado às variáveis padronizadas, que foram defasadas espacialmente por via da matriz  $W_k$  dos  $k$  vizinhos mais próximos.

A tabela 2 mostra que a hipótese de ausência de autocorrelação espacial global só não pode ser descartada quando aplicada à distribuição dos índices de acessibilidade inferidos por (11). É possível que essa independência espacial decorra da participação dos custos de transporte, que tende a corrigir a parcela de renda destinada ao comércio regional. No entanto, os demais coeficientes de autocorrelação são estatisticamente significantes a menos de 1% de probabilidade de erro, indicando que a simultaneidade pode configurar um problema para a distribuição dos salários nominais.

TABELA 2  
Autocorrelação espacial global univariada e bivariada

	Taxa de salário	Índice de Moran global	
		Mercado potencial	Escolaridade
Taxa de salário	0,3780	-	-
	[2.2e-16]	-	-
Mercado potencial	0,2361	0,0222	-
	[6.1e-09]	[0,1869]	-
Escolaridade	0,4741	0,2065	0,5449
	[2.2e-16]	[3.7e-07]	[2.2e-16]

Elaboração dos autores.  
Obs.: Probabilidade entre colchetes.

Uma vantagem do índice de Moran global é que pode ser decomposto em indicadores locais, *local indicator of spatial association* (Lisas), o que permite análise mais detalhada sobre os regimes de associação local (*clusters*), agrupados em quatro

níveis: baixo-baixo (BB), baixo-alto (BA), alto-baixo (AB) e alto-alto (AA). Por um lado, autocorrelação espacial positiva é um indicativo de que os vizinhos de dado município exibem atributos similares, acima (AA) ou abaixo da média (BB). Por outro lado, autocorrelação espacial negativa significa valores dissimilares entre os vizinhos mais próximos, podendo estar acima (BA) ou abaixo (AB) da média global. As simulações demonstram que a matriz  $W_{k=2}$  proporciona resultados robustos sumarizados na tabela 3 e na figura 2.

**TABELA 3**  
**Padrão de associação espacial dos municípios produtores industriais**

<i>Clusters</i> espaciais	Taxa de salário	Mercado potencial	Escolaridade
Baixo-baixo (BB)	77	41	43
Baixo-alto (BA)	5	13	2
Alto-baixo (AB)	10	34	10
Alto-alto (AA)	89	22	149
Não significante	1.071	1.179	1.048

Elaboração dos autores.

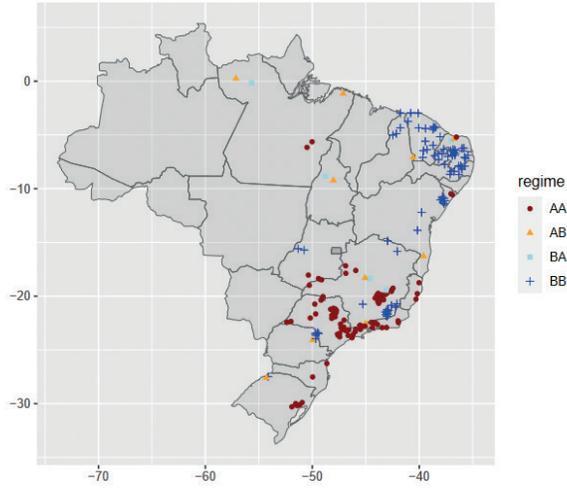
Obs.: Número de municípios significantes a 10%.

Em cada atributo, a figura 2 mostra apenas observações significantes a 10%. Esses municípios configuram aglomerações locais relevantes, capazes de produzir externalidades limitadas no espaço. É provável que alguns municípios considerados não significantes na tabela 3 estejam se beneficiando com a proximidade das aglomerações relevantes. Observe-se que os efeitos espaciais são menos frequentes quando submetidos aos indicadores de acessibilidade. Assim como antes, a presença da variável custo de transporte deve estar neutralizando os efeitos das externalidades espaciais no mercado potencial. No entanto, um grupo maior de aglomerações relevantes pode ser identificado através da taxa de salário nominal ou da escolaridade do trabalhador industrial.

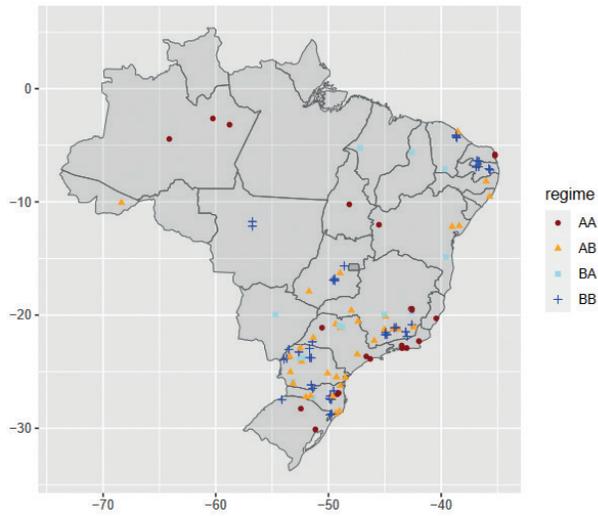
As evidências mostram aglomerações BB de capital humano que se formam no noroeste de Mato Grosso, entre municípios do Pará, no Norte do país, e principalmente no litoral do Nordeste, onde há um grupo de cidades médias com boas condições de acessibilidade em termos regionais (figura 2). No entanto, a combinação potencial de mercado e elevados salários (AA) é mais frequente entre capitais do Sul e do Sudeste do país. Em alguma medida, há um efeito de transbordamento que atinge o desempenho da atividade industrial periférica, o que justifica a formação de aglomerações intermediárias – AB e BA. Esses regimes representam cidades médias localizadas no interior do Sul e do Sudeste, oferecendo taxa de salário acima da média.

FIGURA 2  
Índices Moran de autocorrelação local significantes a 10%

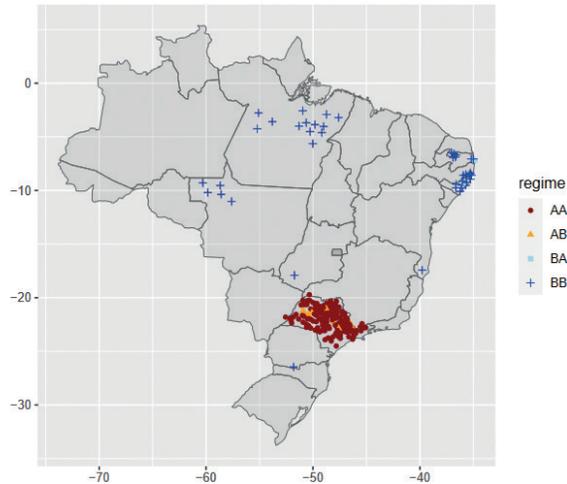
2A – Taxa de salário nominal



2B – Potencial de mercado



## 2C – Escolaridade do trabalhador industrial



Elaboração dos autores.

Obs.: Ilustração cujos layouts e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

O resultado preliminar mais importante diz respeito à forte concentração de capital humano em 159 cidades no entorno da aglomeração primaz de São Paulo.<sup>6</sup> A configuração revela que externalidades pecuniárias dos salários nominais explicariam apenas uma parte da dispersão geográfica que evolui em direção ao interior de São Paulo (figura 2C). Outra parte, então, seria explicada por externalidades puras formadas pela diversidade urbana ou por aspectos específicos do setor produtivo local, o que aparentemente reduz o custo de vida nessas cidades. Esses efeitos específicos, não observados, frequentemente são modelados pela variável *dummy*.

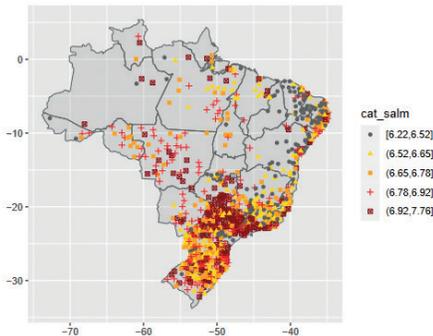
Embora exista uma tendência na direção do Centro-Oeste, envolvendo principalmente municípios de Mato Grosso, e outra na direção do Sul, a figura 3 mostra atividades da *indústria tradicional* fortemente concentradas na fronteira do estado de São Paulo com o Triângulo Mineiro. As indústrias de *commodities minerais* concentram suas atividades no estado do Pará e, principalmente, em Minas Gerais. A proximidade com a extração de petróleo e gás natural faz com que *produtos químicos, energia e combustíveis* apareçam fortemente concentrados em cidades litorâneas. Por fim, cerca de 80% da produção industrial de *bens de capital e duráveis* está consolidada em cidades grandes e médias do Sul e do Sudeste do Brasil.

6. Corresponde aos *clusters* AA e AB da tabela 3, compostos por 152 municípios no estado de São Paulo; seis em Minas Gerais; e um em Mato Grosso do Sul.

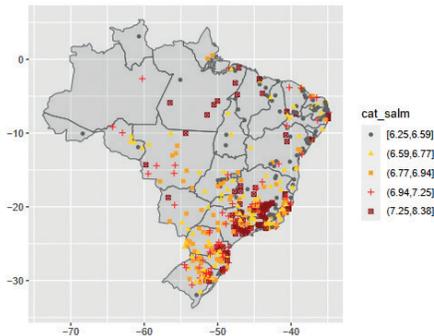
FIGURA 3

**Distribuição espacial da taxa de salário nominal, segundo padrão tecnológico**

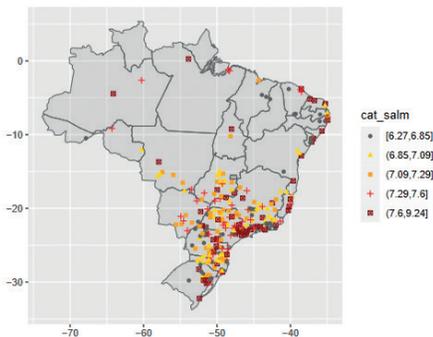
3A – S1: indústria tradicional



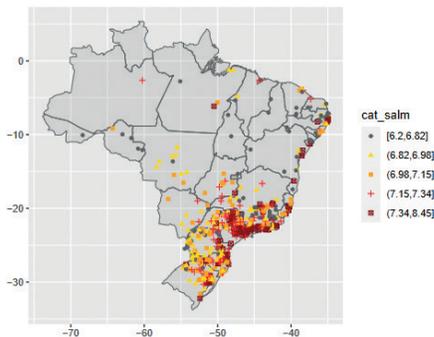
3B – S2: commodities minerais



3C – S3: produtos químicos, energia e combustíveis



3D – S4: bens de capital e duráveis



Elaboração dos autores.

Obs.: Ilustração cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

**5 RESULTADO DO MODELO ECONÔMETRICO**

Devido à forte concentração geográfica do capital humano no entorno da maior cidade do país, São Paulo, cabe verificar se características específicas das aglomerações explicam o diferencial de salário observado no escopo das quatro estruturas industriais agregadas segundo o quadro A.1, no apêndice A. Assim, uma variável binária  $D159$  é introduzida à direita da equação dos salários nominais (10), para a qual  $D159 = 1$ , o que identifica os municípios produtores com alto nível (AA ou AB) de capital humano em 2010 (tabela 3); e  $D159 = 0$  identifica os demais casos. Ressalta-se que o objetivo é controlar a heterogeneidade dos fatores específicos com um parâmetro de deslocamento em nível, o qual não capta a diferença na inclinação da *proxy* do capital humano.

TABELA 4  
Diagnóstico de dependência espacial da equação dos salários nominais

Variáveis	(S1)	(S2)	(S3)	(S4)
Constante	6,2812** (0,0381)	5,5599** (0,0488)	5,8251** (0,1167)	6,2124** (0,0749)
Mercado potencial	0,0160** (0,0051)	-0,0134 (0,0068)	0,0186 (0,0166)	0,127 (0,1187)
Escolaridade	0,0190** (0,0062)	0,1875 (0,0085)	0,1831** (0,0149)	0,0817* (0,0112)
D159	0,1076** (0,0267)	-0,5042** (0,0416)	-0,4215** (0,0799)	-0,0658 (0,0479)
Gini firma local	0,3636** (0,0461)	0,7044** (0,0684)	0,3603** (0,1001)	0,4200** (0,0812)
Exportações	0,0147** (0,0017)	0,0189** (0,0031)	0,0237** (0,0064)	0,0261** (0,0043)
Infraestrutura urbana	0,0000 (0,0002)	0,0009*** (0,0003)	-0,0017 (0,0009)	0,0009* (0,0005)
Testes LM				
Índice de Moran	0,331 [0,000]	0,145 [0,000]	0,078 [0,037]	0,324 [0,000]
LM erro	152,43 [0,000]	16,15 [0,000]	2,678 [0,103]	73,05 [0,000]
LM lag	192,35 [0,000]	24,07 [0,0000]	3,65 [0,045]	73,78 [0,000]
LM erro robusto	1,421 [0,236]	0,769 [0,381]	1,033 [0,311]	3,59 [0,058]
LM lag robusto	41,28 [0,000]	8,69 [0,003]	0,033 [0,856]	3,57 [0,038]
R <sup>2</sup> ajustado	0,299	0,653	0,401	0,385
Municípios	1.174	647	376	588

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. \*\* e \* são coeficientes significantes a 1% e 5%, respectivamente.

2. Desvio-padrão entre parênteses e probabilidade entre colchetes.

3. LM – Lagrange multiplier.

A tabela 4 fornece resultados do teste multiplicador de Lagrange, bem como o índice de Moran inferido sobre os resíduos mínimos quadrados ordinários (MQO) extraídos da equação dos salários nominais. Assim como antes, as estatísticas mostram-se mais aderentes à matriz  $W_{k=2}$ , que atribui pesos simétricos não nulos aos dois vizinhos mais próximos. Em qualquer estrutura industrial, a hipótese de ausência de autocorrelação espacial inferida pelo índice de Moran não pode ser

descartada ao nível de significância 5%. Além disso, os testes LM focados apontam, inequivocamente, o SAR como modelo capaz de exercer maior controle sobre a autocorrelação de S1, S2 e S3. No entanto, alguma dúvida persiste na orientação do S4, dado que o controle poderia ser exercido tanto pelo SAR quanto pelo SEM. Esse impasse foi resolvido ao verificar se a autocorrelação persistia após a aplicação da estatística índice de Moran.

A tabela 5, com os parâmetros da equação da NGE, mostra ainda que o modelo SAR estimado por máxima verossimilhança produz resíduos independentemente distribuídos e não autocorrelacionados no espaço, resultado atestado no índice de Moran. Na tabela A.1, apêndice A, verificam-se informações adicionais acerca dos impactos espaciais do modelo SAR. Ela mostra o efeito do mercado local independentemente dos transbordamentos espaciais.

**TABELA 5**  
**Equação de salários nominais da NGE estimada sob estrutura do modelo SAR**

Variáveis	(S1)	(S2)	(S3)	(S4)
Constante	3,8775** (0,1651)	4,6853** (0,1909)	4,5887** (0,4757)	2,7870** (0,7927)
Mercado potencial	0,0164** (0,0046)	-0,0090 (0,0066)	0,0206 (0,0163)	0,3057** (0,1299)
Escolaridade	0,0165** (0,0056)	0,1791** (0,0085)	0,1790** (0,0148)	0,0720** (0,0103)
D159	0,0398 (0,0243)	-0,4939** (0,0405)	-0,4336** (0,0789)	-0,0961** (0,0433)
Gini firma local	0,3348** (0,0414)	0,6833** (0,0668)	0,3767** (0,0984)	0,3893** (0,0743)
Exportações	0,0119** (0,0015)	0,0176** (0,0029)	0,0237** (0,00640)	0,0220** (0,0040)
Infraestrutura urbana	-0,00001 (0,0002)	0,0005 (0,0003)	-0,0017 (0,0010)	0,0004 (0,0004)
Coefficiente autorregressivo $\lambda$	0,3648** [0,0000]	0,1358** [0,0000]	0,1727** [0,0123]	0,3076** [0,0000]
Variância $\sigma^2$	0,0346	0,0506	0,1669	0,0591
Estatística índice de Moran	-0,0333 [0,887]	0,0151 [0,3213]	0,0242 [0,2123]	-0,0035 [0,5192]
Municípios	1.174	647	376	588

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. \*\* e \* são coeficientes significantes a 1% e 5%, respectivamente.

2. Desvio-padrão entre parênteses e probabilidade entre colchetes.

Percebe-se que o controle exercido pelo parâmetro autorregressivo  $\lambda$  melhora a *performance* do sistema, com reflexos imediatos na estabilidade paramétrica do mercado potencial e da escolaridade, principalmente (tabela 5). Apesar disso, os coeficientes responsáveis pelas contribuições nos salários nominais praticados em S2 e S3 revelaram-se estatisticamente não significantes a 5% de probabilidade de erro. Na ótica desses setores, isso evidencia que a principal fonte dos desequilíbrios regionais não advém de conexões de demanda final no mercado interno. Ao contrário, as principais fontes de retornos crescentes setoriais surgem com o acesso ao comércio exterior.

Esse argumento se apoia no desempenho exportador das atividades industriais, estimado estatisticamente significativo, em todos os padrões pesquisados, inclusive em S2 e S3. Os resultados mostram ainda que essas atividades são mais propensas a repasses de produtividade, sobretudo aos trabalhadores mais qualificados. Isolando o efeito direto da tabela 6, e mantido os demais fatores constantes, estima-se que esses setores estariam dispostos a oferecer um prêmio de salário próximo a 18,0% por ano adicional de estudo. Setores cuja produtividade é orientada pela demanda interna, no caso de S4 e S1, tenderiam a oferecer taxa de retorno relativamente inferior – em torno de 7,5% a 1,8% ao ano, respectivamente.

Sobre esses resultados, importa observar a participação do capital humano na equação expandida da NGE. A despeito da fonte dos *linkages* de demanda, a razão para que as empresas pratiquem altos salários no modelo tradicional da NGE depende diretamente de bom acesso ao mercado (Fujita, Krugman e Venables, 2002). Entretanto, com o capital humano, essa condição é ampliada, e as conexões para trás ou os rendimentos crescentes que afetam o mercado de trabalho são distribuídos de acordo com a qualificação do trabalhador. Portanto, seguem a lógica dos mercados imperfeitos, em que o tamanho do mercado importa para a formação desses rendimentos. Em princípio, esses resultados são coerentes com outros encontrados da literatura empírica (Menezes e Azzoni, 2006; Galinari *et al.*, 2007; Cunha e Vasconcelos, 2012).

Cabe agora avaliar como características específicas encontradas em 159 cidades ou aglomerações relevantes se relacionam com o diferencial de salário regional. Ao nível de 5%, o coeficiente de *D159* apenas não pode ser considerado significativo para explicar as diferenças salariais praticadas por S1. Nos demais casos, porém, o sinal negativo e estatisticamente significativo revela que os salários praticados pelas firmas localizadas no interior das aglomerações relevantes são menores, em média, do que em qualquer outra região do país (tabela 5). Esse resultado pode parecer contraintuitivo se a análise for restrita às hipóteses dos salários nominais, principalmente àquela que despreza influência das externalidades puras. No entanto, é preciso considerar que amenidades urbanas e outras vantagens ambientais podem contribuir para a redução do custo de vida nessas 159 cidades identificadas.

Essa evidência sugere a existência de um limiar, ou uma taxa, que poderia ser internalizado entre a troca da mobilidade em direção às regiões periféricas, dispostas a oferecer salários mais altos. Tomando apenas o efeito direto de *D159* na tabela, 9,6% seria, portanto, o limiar a ser compensado no salário de um trabalhador médio vinculado ao setor S4 localizado na área de abrangência das aglomerações relevantes. Como o custo de mobilidade aumenta com a qualificação, essas taxas aplicadas aos setores S2 e S3 seriam mais elevadas – em torno de 39,2% e 35,3%, respectivamente.

A concentração industrial de firmas locais apenas reforça a tese de que as melhores condições salariais são praticadas em cidades onde a produção depende crucialmente do setor industrial. Além disso, ganhos de produtividade não são exatamente maiores onde a indústria é diversificada, como no caso de *bens de capital e duráveis*; externalidades *marshallianas* podem florescer também em estruturas especializadas, como em *commodities minerais*. Esse resultado é coerente com Ciccone e Hall (1996), Ciccone (2002) e Galinari *et al.* (2007), em que a aglomeração local de firmas manufatureiras explicou o diferencial de produtividade em regiões dos Estados Unidos, da Europa e do Brasil, respectivamente.

Os resultados obtidos para a infraestrutura urbana mostram-se insignificantes. Assim, não são capazes de explicar os movimentos de contração e dispersão nos salários nominais. Esperava-se que o desempenho de firmas diversificadas fosse mais sensível à presença de economias de urbanização aferidas pela qualidade da infraestrutura urbana. No entanto, a *proxy* utilizada, percentual de domicílios com saneamento básico adequado, não conseguiu captar esse efeito. Em comparação com o resultado encontrado por Lemos *et al.* (2005), não há sinais de mudança relevante para a contribuição dessa variável no desempenho local entre os Censos 2000 e 2010.

## 6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este estudo avaliou os impactos na distribuição espacial dos salários nominais da atividade industrial no Brasil, considerando aspectos da acessibilidade aos mercados regionais previstos na NGE. Em face disso, sua principal contribuição foi apresentar uma função potencial de mercado em que os custos de transporte foram especificados a partir do tempo médio de viagem multimodal (rodoviário/fluvial/aéreo) entre 1.252 municípios produtores industriais em 2010.

Os testes econométricos evidenciaram que o comércio regional só é capaz de impulsionar o crescimento dos salários praticados pelos setores S1 e S4. Em S2 e S3, no entanto, tal desempenho está condicionado às mudanças das exportações no comércio exterior, o que é compatível com as características da demanda em cada caso.

No entanto, S2 e S3 estariam dispostos a oferecer um prêmio de salário (18%, em média, por ano de estudo) relativamente maior em troca de ganhos de produtividade proporcionados pelo estoque de capital humano. Trata-se de uma característica das empresas desses setores, em geral, de maior escala, localizadas em regiões com certa escassez de recursos, de modo que salário maior por unidade de capital humano é um incentivo à mobilidade da mão de obra qualificada.

Outro resultado importante surgiu com a identificação de uma densa massa de capital humano distribuída em 159 cidades no entorno da cidade de São Paulo. Embora uma fração da dispersão geográfica observada no interior dessa aglomeração dependa de incentivos pecuniários, outra parte significativa é explicada pela presença de externalidades puras, formadas pela diversidade urbana ou por aspectos específicos do setor produtivo. Devido à forte concentração local, é possível que o diferencial de salário ainda não compense o custo de mobilidade em direção às regiões periféricas.

Observou-se também que as melhores condições salariais ocorrem em estruturas fortemente especializadas, em que a atividade produtiva participa ativamente do comércio internacional. No Brasil, esses efeitos são mais frequentes nos setores S2 e S3, mas também há sinais relevantes em S1 e S4.

Tomou-se o percentual de domicílios com saneamento básico adequado como *proxy* para a composição da infraestrutura urbana. Como resultado, não há evidência suficiente para afirmar que a qualidade da infraestrutura guarda alguma relação com a distribuição espacial da taxa de salário industrial no Brasil.

Por fim, o processo autorregressivo do SAR é capaz de controlar a não linearidade da equação dos salários nominais. Esse controle abrange toda a atividade industrial, mas é particularmente importante para aquelas mais intensivas em tecnologia e com bom acesso aos mercados regionais, como é o caso de *bens de capital e duráveis*. Não por acaso, os transbordamentos espaciais produzidos por essas atividades são os de maior alcance no contexto da indústria brasileira.

## REFERÊNCIAS

- ALBUQUERQUE, P. H. *et al.* **Aglomeração econômica e migração**: uma análise para o caso brasileiro. Brasília: Ipea, dez. 2013. (Texto para Discussão, n. 1913).
- AMARAL, P. V. *et al.* Regional imbalances and market potential in Brazil. **Spatial Economic Analysis**, v. 5, n. 4, p. 463-482, 2010.
- ANSELIN, L. Local indicators of spatial association – LISA. **Geographical Analysis**, v. 27, n. 2, p. 93-115, abr. 1995.

ANSELIN, L. The Moran scatterplot as an ESDA tool to assess local instability in spatial. *In*: FISCHER, M.; SCHOLTEN, H. J.; UNWIN, D. (Ed.). **Spatial analytical perspectives on GIS**. Flórida: CRC Press, 1996. v. 4, p. 111.

ANSELIN, L. Spatial externalities, spatial multipliers, and spatial econometrics. **International Regional Science Review**, v. 26, n. 2, p. 153-166, abr. 2003.

BERECHMAN, J. Transport infrastructure investment and economic development. *In*: BANISTER, D. (Ed.). **Transport and urban development**. Londres: Taylor & Francis, 2005. v. 2, p. 17-35.

BRAKMAN, S.; GARRETSEN, H.; MARREWIK, C. V. **An introduction to geographical economics**. 2. ed. Cambridge, Reino Unido: Cambridge University Press, 2009.

CICCONE, A. Agglomeration effects in Europe. **European Economic Review**, v. 46, n. 2, p. 213-227, fev. 2002.

CICCONE, A.; HALL, R. E. Productivity and the density of economic activity. **The American Economic Review**, v. 86, n. 1, p. 54-70, mar. 1996.

COMBES, P.-P.; DURANTON, G.; GOBILLON, L. Spatial wage disparities: sorting matters! **Journal of Urban Economics**, v. 63, n. 2, p. 723-742, mar. 2008.

COMBES, P.-P.; MAYER, T.; THISSE, J.-F. **Economic geography: the integration of regions and nations**. Nova Jersey: Princeton University Press, 2008.

CROZET, M. Do migrants follow market potentials? An estimation of a new economic geography model. **Journal of Economic Geography**, v. 4, n. 4, p. 439-458, ago. 2004.

CUNHA, M. S.; VASCONCELOS, M. R. Evolução da desigualdade na distribuição dos salários no Brasil. **Economia Aplicada**, v. 16, n. 1, p. 105-136, mar. 2012.

DIXIT, A. K.; STIGLITZ, J. E. Monopolistic competition and optimum product diversity. **The American Economic Review**, v. 67, n. 3, p. 297-308, jun. 1977.

FERRAZ, J. C.; KUPFER, D.; HAGUENAUER, L. **Made in Brazil: desafios competitivos para a indústria**. Rio de Janeiro: Editora Campus, 1996.

FINGLETON, B. Increasing returns: evidence from local wage rates in great britain. **Oxford Economic Papers**, v. 55, n. 4, p. 716-739, out. 2003.

FLORAX, R. J.; FOLMER, H.; REY, S. J. Specification searches in spatial econometrics: the relevance of hendry's methodology. **Regional Science and Urban Economics**, v. 33, n. 5, p. 557-579, set. 2003.

FUJITA, M.; KRUGMAN, P.; VENABLES, A. J. **Economia espacial: urbanização, prosperidade econômica e desenvolvimento humano no mundo**. São Paulo: Futura, 2002.

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, dez. 2007.

GEURS, K. **Accessibility, land use and transport: accessibility evaluation of land-use and transport developments and policy strategy**. Utrecht, Holanda: Eburon Academic Publishers, 2006.

HANSON, G. H. Market potential, increasing returns and geographic concentration. **Journal of International Economics**, v. 67, n. 1, p. 1-24, set. 2005.

HEAD, K.; MAYER, T. Regional wage and employment responses to market potential in the EU. **Regional Science and Urban Economics**, v. 36, n. 5, p. 573-594, set. 2006.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Regiões de Influência das Cidades – 2007**. Rio de Janeiro: IBGE, 2008.

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**, v. 17, p. 99-121, 1998.

KELEJIAN, H.; PRUCHA, I. A generalized moments estimator for the autoregressive parameter in a spatial model. **International Economic Review**, v. 40, n. 2, p. 509-533, maio 1999.

KRUGMAN, P. Increasing returns and economic geography. **Journal of Political Economy**, v. 99, n. 3, p. 483-499, jun. 1991.

LEE, L.-F. Asymptotic distributions of quasi-maximum likelihood estimators for spatial autoregressive models. **Econometrica**, v. 72, n. 6, p. 1899-1925, nov. 2004.

LEMOS, M. B. *et al.* Espaços preferenciais e aglomerações industriais. In: DE NEGRI, J. A.; SALERNO, M. S. (Org.). **Inovações, padrões tecnológicos e desempenho das firmas industriais brasileiras**. Brasília: Ipea, 2005. p. 365-425.

LESAGE, J.; PACE, R. **Introduction to spatial econometrics**. Flórida: CRC Press, 2009.

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. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Brasília, v. 36, n. 3, dez. 2006.

OVERMAN, H. G.; REDDING, S. J.; VENABLES, A. J. **The economic geography of trade production and income: a survey of empirics**. Londres: CEPR, 2001. (CEPR Discussion Papers, n. 2978).

REDDING, S.; VENABLES, A. J. Economic geography and international inequality. **Journal of International Economics**, v. 62, n. 1, p. 53-82, jan. 2004.

REIS, J. G. A.; BARROS, R. P. Desigualdade salarial e distribuição de educação: a evolução das diferenças regionais no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Brasília, v. 20, n. 3, p. 415-478, dez. 1990.

SILVA, R. R.; BACHA, C. J. C. Acessibilidade e aglomerações na região Norte do Brasil sob o enfoque da nova geografia econômica. **Nova Economia**, v. 24, n. 1, p. 169-190, 2014.

SILVEIRA-NETO, R. M.; AZZONI, C. R. Social policy as regional policy: market and nonmarket factors determining regional inequality. **Journal of Regional Science**, v. 52, n. 3, p. 433-450, ago. 2012.

SPIEKERMANN, K.; WEGENER, M. Accessibility and spatial development in Europe. **Scienze Regionali**, v. 5, n. 2, p. 15-46, 2006.

## APÊNDICE A

TABELA A.1  
**Decomposição dos impactos espaciais do modelo SAR**

Variáveis	Efeito	(S1) <sup>1</sup>	(S2) <sup>2</sup>	(S3) <sup>3</sup>	(S4) <sup>4</sup>
Mercado potencial	Direto	0,0173	-0,0092	0,0207	0,3172
	Indireto	0,0086	-0,0014	0,0042	0,1241
	<b>Total</b>	<b>0,0259</b>	<b>-0,0105</b>	<b>0,0249</b>	<b>0,4413</b>
Escolaridade	Direto	0,0175	0,1803	0,1799	0,0745
	Indireto	0,0086	0,0270	0,0365	0,0291
	<b>Total</b>	<b>0,0261</b>	<b>0,2073</b>	<b>0,2164</b>	<b>0,1036</b>
D159	Direto	0,0420	-0,4972	-0,4359	-0,0944
	Indireto	0,0208	-0,0744	-0,0884	-0,0369
	<b>Total</b>	<b>0,0628</b>	<b>-0,5716</b>	<b>-0,5242</b>	<b>-0,1313</b>
Gini firma local	Direto	0,3527	0,6878	0,3786	0,4040
	Indireto	0,1744	0,1030	0,0768	0,1580
	<b>Total</b>	<b>0,5271</b>	<b>0,7907</b>	<b>0,4554</b>	<b>0,5620</b>
Exportações	Direto	0,0126	0,0178	0,0238	0,0227
	Indireto	0,0062	0,0027	0,0048	0,0089
	<b>Total</b>	<b>0,0188</b>	<b>0,0205</b>	<b>0,0287</b>	<b>0,0315</b>
Infraestrutura urbana	Direto	0,0000	0,0006	-0,0017	0,0003
	Indireto	0,0000	0,0001	-0,0004	0,0001
	<b>Total</b>	<b>0,0000</b>	<b>0,0007</b>	<b>-0,0021</b>	<b>0,0005</b>

Elaboração dos autores.

Notas: <sup>1</sup> Indústria tradicional.

<sup>2</sup> *Commodities* minerais.

<sup>3</sup> Produtos químicos, energia e combustíveis.

<sup>4</sup> Bens de capital e duráveis.

Obs.: SAR – *spatial autoregressive model*.

**QUADRO A.1**  
**Agregação espacial da atividade industrial no Brasil**

Setor	Código	Divisão (2 dígitos) CNAE 2.0
S1	10	Fabricação de produtos alimentícios
	11	Fabricação de bebidas
	13	Fabricação de produtos têxteis
	14	Confecção de artigos de vestuário e acessórios
	15	Preparação de couros e fabricação de artefatos de couro, artigos para viagem e calçados
	16	Fabricação de produtos de madeira
	18	Impressão e reprodução de gravações
	22	Fabricação de produtos de borracha e de material plástico
	31	Fabricação de móveis
	32	Fabricação de produtos diversos
S2	07	Extração de minerais metálicos
	08	Extração de minerais não metálicos
	23	Fabricação de produtos de minerais não metálicos
	24	Metalurgia
S3	06	Extração de petróleo e gás natural
	17	Fabricação de celulose, papel e produtos de papel
	19	Fabricação de coque, de produtos derivados do petróleo e de biocombustíveis
	20	Fabricação de produtos químicos
S4	21	Fabricação de produtos farmoquímicos e farmacêuticos
	25	Fabricação de produtos de metal, exceto máquinas e equipamentos
	26	Fabricação de equipamentos de informática, produtos eletrônicos e ópticos
	27	Fabricação de máquinas, aparelhos e materiais elétricos
	28	Fabricação de máquinas e equipamentos
	29	Fabricação de veículos automotores, reboques e carrocerias
	30	Fabricação de outros equipamentos de transporte, exceto veículos automotores
	33	Manutenção, reparação e instalação de máquinas e equipamentos

Elaboração dos autores.

Obs.: CNAE – Classificação Nacional de Atividades Econômicas.

Originais submetidos em: maio 2018.

Última versão recebida em: set. 2021.

Aprovada em: set. 2021.