

Especialização Industrial e Economia de Escala: uma Análise a Partir das Microrregiões Brasileiras

Francisco de Assis Soares

- Livre Docente em Economia pela Universidade Federal do Ceará (UFC). Diretor Técnico da Associação Cearense de Estudos e Pesquisas (ACEP);
- Professor do Curso de Mestrado Profissional em Controladoria da UFC;
- Pesquisador do Programa de Pós-graduação em Economia da UFC.

Sandra Maria dos Santos

- Doutora em Economia pela Universidade Federal de Pernambuco (UFPE);
- Professor Adjunto do Departamento de Economia Aplicada e do Mestrado Profissional em Controladoria da UFC.

Elton Eduardo Freitas

- Graduando em Ciências Econômicas pela UFC;
- Bolsista de Iniciação do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq).

Resumo

Objetiva analisar o impacto da especialização industrial das microrregiões brasileiras sobre o nível de economia de escala das plantas produtivas locais, comparando-o ao padrão médio nacional. A fim de verificar em que medida as características regionais e industriais afetam o nível de economia de escala na indústria local, estima um modelo econométrico expandido a partir do modelo proposto por Holmes e Stevens. Usa um painel de dados da RAIS para os anos de 1995 e 2005, em nível microrregional. Os resultados mostram que a não incorporação no modelo de tais características gera subestimativas do efeito da especialização sobre a escala. Por outro lado, constata que os efeitos são diferenciados, a depender da indústria e da microrregião, o que fortalece a importância destes parâmetros para que se entenda o estilo de crescimento de determinada microrregião. Conclui que a relação entre especialização e escala de produção só pode ser bem avaliada quando se incorporam na análise questões sobre o tipo de indústria e a microrregião.

Palavras-chave:

Especialização Industrial; Quociente Locacional; Microrregião.

1 – INTRODUÇÃO

A distribuição espacial da atividade econômica sempre constituiu um tópico importante da análise regional, tendo em vista que sempre houve uma preocupação em entender como as bases das economias locais se estruturam e moldam as desigualdades de renda entre regiões e pessoas. Esta questão se torna mais relevante para aqueles países com extensa área geográfica, população elevada e diferentes estádios de desenvolvimento setorial ou espacial. Certamente, o Brasil se insere neste perfil.

Exemplo interessante da expansão capitalista com profundas desigualdades espaciais de renda é a economia brasileira, notadamente a partir da fase em que se intensifica o processo de industrialização, especialmente pós 1940. Estudos foram realizados na tentativa de compreender os fatores que determinam as desigualdades regionais no Brasil, tornando-se mais comuns na década de 1970, quando a economia brasileira acelera a dinâmica de industrialização e alcança taxas de crescimento extraordinárias em comparação com os parâmetros internacionais de então. Por isso, a produtividade e os salários constituem duas variáveis muito exploradas, dentro de variados contextos metodológicos, como configuração síntese das principais forças da dinâmica econômica e, portanto, capazes de representar as diferenças espaciais das economias subnacionais. Neste ambiente de reestruturação produtiva, a urbanização adquire papel de destaque pelo fato de receber parcela relevante dos investimentos públicos e apresentar vantagens de economias de aglomeração.

Após passar por período de estagnação econômica durante a década de 1980, a modernização da economia brasileira a partir dos anos de 1990, diante do aumento dos custos urbanos dos principais pólos de produção, ingressou em um processo de reversão do patamar de concentração geográfica, que se vem intensificando ao longo dos últimos anos, fortalecido pelos fundamentos tributários e fiscais expressos pelas políticas estaduais de atração de investimentos industriais por meio de programas incentivados normalmente denominados de “guerra fiscal”.

Este artigo visa agregar novos procedimentos metodológicos, que ampliam o espectro de interpretação das aglomerações produtivas especializadas no sentido de identificar a presença de economias de escala nos setores produtivos locais. Ademais, pretende-se empreender análise de dados em painel tridimensional para verificar como as diferenças microrregionais, a indústria e mudanças temporais afetam os patamares de especialização local.

Além desta introdução e da conclusão, o artigo apresenta uma breve revisão bibliográfica sobre o tema, mas limitada àqueles estudos que tenham relação mais direta com a abordagem aqui desenvolvida (seção 2). A metodologia, envolvendo o modelo econométrico e a base de dados, aparece na seção 3. Os resultados são expostos na seção 4, desagregados em dois aspectos: a decomposição do quociente locacional e a estimação do impacto da especialização sobre a economia de escala local.

2 – REVISÃO DA LITERATURA

Com o objetivo de caracterizar a economia industrial em seus aspectos locacionais, Azzoni e Ferreira (1985) estudou o fenômeno da “reversão da polarização” da indústria segundo indicadores de produtividade, salários, tamanho, grau de urbanização etc., e mostrou que, na década de 1970, já se esboçava um movimento de desconcentração da indústria em direção a áreas periféricas das grandes regiões conduzindo a um “processo de suburbanização da indústria e da população.” (AZZONI, 1985, p.171).

Na verdade, o fenômeno da “reversão da polarização” tem-se acelerado em novas dimensões em virtude das características recentes da economia brasileira relacionadas com o processo de globalização e do novo paradigma tecnológico que se incorporou ao processo produtivo. Tais circunstâncias econômicas têm produzido uma reestruturação produtiva com deslocamento de empresas entre macrorregiões ou entre microrregiões de uma mesma macrorregião, cujos efeitos são a conformação de um novo perfil regional de produção.

Novos estudos de caráter quantitativo realizados no Brasil e relacionados à identificação de

aglomerações espaciais de empresas ou indústrias e que têm como foco de análise o fenômeno da desconcentração industrial aparecem na década de 1990. Nesses estudos, a desconcentração industrial é referida basicamente como perda da importância relativa da indústria em regiões brasileiras tradicionais produtoras industriais, em contraposição ao surgimento de novas áreas de rápido crescimento econômico. Alguns estudos interessantes sobre a desconcentração industrial foram feitos por Diniz e Crocco (1996); Pacheco (1999) e Sabóia (2001b).

Diniz e Crocco (1996) analisam a questão regional da indústria subdividindo o período em duas etapas. Primeiro, fizeram uma análise do processo de desconcentração industrial na década de 1970, destacando os fatores determinantes deste processo. Depois, selecionam as Áreas Industriais Relevantes (AIR), segundo sua magnitude e dinâmica, para então analisarem suas distribuições regionais e seus efeitos sobre a nova configuração regional da indústria nacional. Para tanto, eles utilizam os censos industriais do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) para 1970 e 1985, o censo demográfico de 1991, além de dados da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) do Ministério do Trabalho e Emprego (MTE). Empregam como indicador de concentração, para diferentes unidades espaciais, medidas construídas a partir do valor da transformação industrial e do nível de emprego em termos de participações percentuais. Tomam como unidade básica de estudo as microrregiões definidas pelo IBGE, sendo que utilizam como seleção das microrregiões um filtro para selecionar apenas as microrregiões que possuam 10.000 ou mais pessoas ocupadas na indústria, as quais passam a ser chamadas de Aglomerações Industriais Relevantes (AIRs). A análise da evolução das AIRs para os anos de 1970, 1980 e 1991 confirma a tendência de desconcentração a partir da área Metropolitana de São Paulo, espalhando-se pelo interior de São Paulo, Minas Gerais, e pela região Sul.

Pacheco (1999) desenvolve análise mediante o exame de quatro tipos de informações. Primeiro, faz apreciação, para dois períodos, do processo de desconcentração espacial da indústria utilizando informações sobre a distribuição regional dos dados

da produção industrial entre 1970 e 1985. Segundo, com o mesmo objetivo, utiliza dados sobre a distribuição regional do emprego industrial para o período de 1986 a 1996. Ademais, complementa a análise mostrando outras evidências a partir dos dados sobre a tendência dos novos investimentos industriais. Esses conjuntos de dados relativos a períodos distintos possibilitam análise geral dos determinantes da reestruturação produtiva da indústria, bem como suas tendências. Para isso, ele dispõe de informações geradas pelo IBGE referentes aos censos industriais de 1970 e 1985 e da Pesquisa Industrial Mensal na versão Produção Física (PIM-PF), dados sobre intenções de investimentos fornecidos pelo Ministério da Indústria, além dos dados do Cadastro Geral de Empregados e Desempregados (CAGED) e da RAIS. Ficou evidenciado que, até 1985, havia tendência à desconcentração, com maior dispersão espacial da indústria de bens de consumo leve, e um processo de interiorização dos setores mais dinâmicos da indústria no Estado de São Paulo, seguindo para Minas Gerais e para o Sul do país. E para o período de 1986 a 1996, ele pode concluir que houve um discreto processo de desconcentração, restringindo-se ao Sudeste e ao Sul, dominado pelo complexo metal-mecânico, fenômeno também verificado em direção ao Nordeste para os segmentos têxtil e calçado.

Por outro lado, a pesquisa de Sabóia (2001b) utiliza exclusivamente dados agregados da RAIS segundo as grandes regiões, os estados e as microrregiões, para a indústria de transformação e extrativa mineral, no período compreendido entre 1989 e 1997. Portanto, restringindo-se exclusivamente ao movimento ocorrido na década de 1990. O autor considera em sua análise taxas de variação para emprego, número de estabelecimentos e o tamanho médio destes. Uma primeira análise dos dados evidencia um processo de desconcentração regional da indústria, que se estaria deslocando dos estados mais industrializados para os demais. Uma outra conclusão interessante é a constatação de uma tendência de desconcentração dentro dos estados, por via de um deslocamento que se dá da capital para o interior nas mais distintas regiões do país. Focalizando a análise nas microrregiões, chega à conclusão de que houve o surgimento de

um grande número de pequenas aglomerações (entre 5 mil e 10 mil empregos) em detrimento de maiores, mostrando ainda que, apesar da queda do emprego industrial, houve crescimento significativo de pequenas aglomerações e médias aglomerações (entre 10 mil e 50 mil empregos) na maioria dos estados do país. E, por último, os dados indicam que as empresas têm procurado localizar-se em aglomerações industriais com menores níveis salariais, sinalizando que os custos da mão-de-obra ainda são essenciais para a localização industrial.

Já no início do século XXI, Britto e Albuquerque (2002) propõem uma metodologia rigorosa, segundo eles, baseada em três critérios para identificar clusters industriais na economia brasileira. A análise é feita utilizando os dados disponíveis na RAIS do ano de 1997 para todos os municípios brasileiros e para todas as 61 divisões da Classificação Nacional de Atividades Econômicas (CNAE). O conceito de clusters industriais é refletido em dois outros: clusters verticais e horizontais. Quanto aos critérios, o primeiro é o uso do Quociente Locacional (QL) para determinar se uma cidade em particular possui especialização em um setor específico. Tradicionalmente, os autores consideram que existiria especialização industrial em uma dada região, caso seu QL fosse superior a um. Os autores adotam, como segundo critério, a participação mínima relativa do par região-setor no emprego nacional da indústria. As aglomerações que possuírem o $QL > 1$ e participação relativa maior que a mínima estipulada para a indústria, deverão, então, ser controlados pelo último critério, denominado pelos autores de critério de densidade. Desta forma, só serão considerados clusters aquelas aglomerações que apresentarem um mínimo de estabelecimentos do respectivo setor e outro mínimo em atividades associadas na região, caso necessário. Este critério visa capturar tanto a escala da aglomeração como também a possível existência de cooperação dentro da aglomeração. Foram ainda confrontadas as características dos clusters verticais e horizontais com base na metodologia. Foram utilizados como exemplos de clusters verticais e horizontais o setor têxtil-vestuário (divisões 17 e 18 da CNAE) e setor eletrônica-telecomunicação (divisão 32 da CNAE), respectivamente.

Um refinamento interessante do método de seleção de aglomerações de empresas é proposto por Suzigan et al. (2002), com aplicação ilustrativa à indústria de calçados do Estado de São Paulo. A metodologia consiste no cálculo dos QLs com base nos dados da RAIS/Ministério do Trabalho e Emprego (MTE) e da Pesquisa Industrial Anual (PIA)/IBGE segundo as classes da CNAE e por microrregiões. A partir dos QLs calculados e ordenados, aplica-se a fórmula do coeficiente de Gini locacional. São selecionadas as atividades que apresentam Gini locacional próximo de um. Como o QL e o Gini foram calculados em termos de número de empregos, é possível que regiões com estabelecimentos de grande porte sejam selecionadas. Para evitar que isto aconteça, faz-se checagem do número de estabelecimentos localizados nas áreas onde o QL e o Gini locacional são altos.

Crocco et al. (2006) avançam nesta direção e utilizam uma metodologia mais elaborada, com a técnica de análise multivariada, detectando concentrações de empresas têxteis no Brasil. Para isso, os autores elaboraram um índice de concentração capaz de captar quatro características de um arranjo Produtivo Local (APL): a especialização do setor dentro de uma região; o seu peso em relação à estrutura industrial da região; a importância do setor nacionalmente; e a escala absoluta da estrutura industrial local. Basicamente, o índice de concentração consiste na combinação linear do QL, do índice Hirschman-Herfindahl modificado e, por último, de um indicador da participação relativa do setor no emprego total do setor no país. Para obtenção dos pesos de cada índice, foi utilizada a análise de componentes principais. Para detectar autocorrelação regional da especialização produtiva, tem sido utilizada a técnica de econometria espacial denominada Moran Scatterplot. E, por fim, os autores desenham um mapa da localização espacial da indústria têxtil no Brasil, aplicando a referida técnica.

Mais recentemente, Resende e Wyllie (2005) medem a aglomeração industrial para a indústria de transformação no Brasil em 1995 e 2001. Eles usam uma metodologia diferente dos demais estudos vistos até aqui. Usam medidas de aglomeração recentemente desenvolvidas por Devereux; Griiffith e Simpson (2004); Maurel e Sédillot (1999) e Ellison e

Glaeser (1997) citados por Resende e Wyllie (2005), que se apóiam em dados desagregados e possuem forte fundamento teórico. Os cálculos foram feitos para todas as microrregiões brasileiras e para os setores de acordo com classe da CNAE e os dados da RAIS/MTE. Os resultados obtidos mostram que não existe um padrão de aglomeração comum aos diferentes setores da indústria de transformação. Verifica-se ainda que, comparando os anos de 1997 e 2001, houve elevação na proporção de setores produtivos com baixo grau de aglomeração.

3 – METODOLOGIA

3.1 – Modelo Econométrico

Como discutido anteriormente, quase todas as metodologias sobre especialização produtiva espacial atribuem ao QL um papel central na identificação de aglomerações industriais. No entanto, duas importantes questões devem ser consideradas quando da utilização deste quociente. Em primeiro lugar, apesar de o QL ser um indicador extremamente útil na identificação da especialização produtiva de uma região, ele exige cautela, pois a interpretação de seu resultado deve levar em conta as características da economia na qual está inserida. (SUZIGAN, 2008; RESENDE; WYLLIE, 2005; BRITTO; ALBUQUERQUE, 2002; HASENCLEVER; ZISSIMOS, 2006). No caso em análise, a economia de referência é o Brasil. Tendo em vista o elevado grau de disparidade regional existente no país, é de esperar que um número expressivo de setores em diferentes cidades apresente QL acima de um, sem que isto signifique a existência de especialização produtiva, mas, sim, de diferenciação produtiva. É fato supor que, dada esta disparidade regional, uma proporção elevada de cidades (ou microrregiões) brasileiras exiba pelo menos um setor com QL acima da unidade. Assim, seria prudente que o valor de corte a ser assumido pelo QL fosse significativamente acima de um. Em segundo lugar, a literatura também ressalta que este indicador é bastante apropriado para regiões de porte médio. Para regiões pequenas, com emprego (ou estabelecimentos) industrial diminuto e estrutura produtiva pouco diversificada, o quociente locacional tende a sobrevalorizar o peso de um determinado setor para a região. De forma semelhante,

o quociente tende a subvalorizar a importância de determinados setores em regiões com uma estrutura produtiva diversificada, mesmo que este setor possua peso significativo no contexto nacional.

Como contraponto às deficiências do uso puro de quociente locacional, estudos apoiados em índices de concentração, análise multivariada e aplicação de modelos econométricos espaciais têm-se tornado importantes por apontarem medidas mais sólidas de identificação de aglomerações industriais. Entretanto, encontram-se ainda em estágio inicial no Brasil e, provavelmente, vão difundir-se de forma extensiva no curto prazo.

Não existe consenso sobre o método de identificação e mapeamento de aglomerações industriais, em particular, em termos das variáveis que devem ser avaliadas. Logo, não somente as interpretações e os termos atribuídos ao objeto variam, mas também os métodos empíricos e as fontes e tipos de dados utilizados. Com isso, há uma variedade de conclusões sobre a quantidade real de aglomerações de empresas no Brasil. (HASENCLEVER; ZISSIMOS, 2006).

A disponibilidade de informações sobre estabelecimentos, atividades econômicas, emprego, salário, dentre outras, em nível municipal, extraídas da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) do Ministério do Trabalho e Emprego (MTE) tem propiciado avanços consideráveis na aplicação de novas metodologias da geografia econômica e tem evidenciado novos parâmetros da economia regional brasileira.

Um procedimento que parece promissor, parte da concepção do quociente locacional e desenvolve sua decomposição para destacar a contribuição da especialização produtiva regional para a formação de economia de escala produtiva.

Neste sentido, a metodologia utilizada por Holmes e Stevens (2002) em um estudo para os setores produtivos da economia americana mostra a relação entre escala e concentração econômica mediante a construção de um modelo de regressão que parte da medida especialização industrial pelo indicador do quociente locacional (Q^x), gerado

segundo a variável emprego, onde “x” representa o setor produtivo selecionado.

O fundamento metodológico deste artigo segue a proposta de análise das fontes de especialização microrregional de acordo com aquela desenvolvida por Holmes e Stevens (2002), que sugerem a decomposição do Q^x de forma a captar duas possíveis fontes de especialização nas localidades: i) importância relativa da razão número de estabelecimentos por trabalhador na microrregião comparado ao correspondente indicador nacional; ii) contribuição das economias de escala medidas pelo tamanho médio dos estabelecimentos nas microrregiões relativamente ao tamanho médio do país.

Para o cálculo do Q^x , utiliza-se a fórmula conhecida na literatura:

$$Q_{i,l}^x = \frac{x_{i,l}/x_l}{x_i/x} \quad (1)$$

Onde:

$x_{i,l}$ = emprego na indústria i da microrregião l ;

x_l = emprego total das indústrias da microrregião l ;

x_i = emprego na indústria i de todas as microrregiões;

x = emprego total das indústrias do país.

Para decompor a medida do quociente locacional, parte-se da expressão (1) e, por meio de uma manipulação matemática, chega-se à identidade (2):

$$Q_{i,l}^x = Q_{i,l}^n \cdot Q_{i,l}^s \quad (2)$$

Sendo que:

$$Q_{i,l}^n = \frac{n_{i,l}/n_i}{x_l/x} \quad (2.1)$$

$$Q_{i,l}^s = \frac{x_{i,l}/n_{i,l}}{x_i/n_i} \quad (2.2)$$

Onde:

$n_{i,l}$ = estabelecimentos da indústria i da microrregião l ;

n_i = total de estabelecimento da indústria i no país.

De (2.1), vê-se claramente que o quociente mostra no numerador a participação do número de estabelecimentos da indústria “ i ” da microrregião “ l ” em relação a esta mesma indústria em nível nacional e, no denominador, a participação relativa do emprego microrregional no nacional. Assim, este indicador mostra a contribuição relativa do número de estabelecimentos para a formação do emprego regional. Quando a razão é maior do que a unidade, a contribuição do número de plantas instaladas é determinante para a geração do emprego local.

Por outro lado, a expressão (2.2) mostra a razão entre o tamanho médio da planta local, refletindo a escala de produção local em confronto com a mesma dimensão em nível nacional. Esta medida pode ser tratada como uma “proxy” para a presença de economias de escalas na região de referência, quando seu valor for superior à unidade.

Logaritimizando a equação (2), tem-se:

$$q_{i,l}^x = q_{i,l}^n + q_{i,l}^s \quad (3)$$

onde:

$$q_{i,l}^j = \ln(Q_{i,l}^j) \quad j = x, n, s$$

De acordo com Holmes e Stevens (2002), torna-se relevante a análise da relação entre a escala e o nível de especialização, isto é, especificar uma regressão em que q^s em função de q^x . O modelo visa testar a hipótese de que um maior grau de especialização da microrregião em determinada indústria acarreta maior tamanho médio da planta industrial.

Sendo assim, supondo as hipóteses usuais do modelo clássico de regressão, estima-se uma

regressão para cada indústria i conforme o modelo (4). Equação similar pode ser feita para q^n , para efeito de estimação de β^n . Assim, $\beta^n + \beta^s = 1$.

$$q_{i,l}^s = \alpha_i + \beta_i^s q_{i,l}^x + \varepsilon_{i,l} \quad l = 1, 2, 3, \dots, k \quad (4)$$

Barrios; Bertinelli e Strobl (2003) avançam na metodologia proposta por Holmes e Stevens (2002), realizando estudo empírico sobre a indústria manufatureira da Irlanda. Para tanto, partiram do pressuposto de que os resultados não seriam tão robustos quanto os encontrados por Holmes e Stevens (2002), pois eles não consideraram os efeitos diferenciados das características industriais e regionais, bem como dos impactos das mudanças temporais associadas às mudanças estruturais da economia, que envolve o padrão de especialização do emprego industrial. Com isso, a equação (4) foi reespecificada como um modelo com dados em painel, considerando o tratamento econométrico com efeitos fixos como a metodologia adequada para incorporar o efeito das variáveis não-observadas.

Assim, o modelo econométrico a ser estimado assume a seguinte configuração:

$$q_{i,l,t}^s = \alpha + \beta^s q_{i,l,t}^x + \sum_{i=1}^{11} \gamma_i I_{i,l,t} + \sum_{l=1}^{26} \phi_l L_{i,l,t} + \delta_t T_t + \varepsilon_{i,l,t} \quad (5)$$

Onde:

I_i = dummy indústria, assumindo valor um para indústria i e zero nos demais casos;

L_l = dummy estado, onde cada microrregião l de certo estado assume valor um e zero nos demais casos;

T_t = dummy temporal, assumindo valor um para 2005 e zero para 1995.

A equação (5) examina como a especialização industrial relativa de uma microrregião afeta a escala produtiva das plantas da indústria local. O modelo capta também a contribuição de cada indústria e das características regionais sobre a economia de escala, além dos impactos da evolução geral da economia, expressos pelo parâmetro δ . Observe-se que, para determinação do efeito microrregional, a referência é o Estado e, para o efeito industrial, a classificação das doze indústrias da RAIS de acordo

com a Classificação Nacional de Atividades Econômicas (CNAE).

Espera-se $\beta > 0,5$, como sinalização da presença da economia de escala associada à especialização. Pressupõe-se ainda que, para as economias regionais mais pujantes, onde há maior diversificação produtiva e as indústrias se distribuem melhor sobre o seu território, as contribuições das características microrregionais e da indústria sobre a escala ficam amortecidas. Assim, as dummies para microrregiões localizadas no Sul e no Sudeste brasileiro devem apresentar sinais negativos ou, se positivos, valores inferiores aos das regiões menos industrializadas.

3.2 – Base de Dados

Os principais índices de concentração industrial que aparecem na literatura nacional, e em alguns estudos internacionais, são calculados por meio do pessoal ocupado por área geográfica e setores de atividade. Em sintonia com esta tendência, serão utilizadas, no presente estudo, as informações que integram o acervo de registros administrativos da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) do Ministério do Trabalho, que possui informações disponíveis para todo o Brasil sobre o estabelecimento empregador e sobre o empregado, a partir dos vínculos empregatícios formalizados em um determinado ano-base.

Em relação ao emprego, tais informações são disponibilizadas segundo o número de empregados, a movimentação de mão-de-obra empregada (admissões e desligamentos), por gênero, por faixa etária, por grau de instrução, por rendimento médio e por faixas de rendimentos em salários mínimos, categorias que podem ser desagregadas até os níveis municipais, e níveis de classe de atividade econômica segundo a CNAE, de ocupações profissionais, qualificação dos empregados e outras informações sociais.

Em artigo recente, Resende e Wyllie (2005) mostraram algumas deficiências em relação à qualidade estatística das informações sobre emprego e estabelecimento da RAIS para uso como indicadores regionais, as quais são resumidas a seguir.

Segundo estes autores, existem dois pontos essenciais a serem discutidos sobre a base de dados da RAIS. Inicialmente, tem de se verificar até que ponto os registros da RAIS serão satisfatórios como representantes do emprego industrial, com a precisão espacial e setorial requerida. Segundo, em que medida essa representação é apropriada para captar a distribuição espacial do emprego industrial com razoável precisão e confiabilidade.

Quanto a sua representação como medida do nível de emprego, as críticas mais freqüentes são relacionadas a sua cobertura, que, apesar de ser nacional, capta apenas as relações contratuais formais, deixando de fora uma parcela de ocupados com vínculos informais, que se tem apresentado crescente ao longo do tempo. Porém existem indícios de que, na indústria de transformação, existe um baixo grau de informalidade do emprego, quando comparado com outros setores da CNAE.

Quanto à questão da divisão geográfica do emprego, temos dois aspectos a considerar, pois as empresas declarantes podem optar por respostas únicas para todas as suas plantas. Logo, empresas que trabalham com várias plantas podem alocar seus empregados em um único endereço, geralmente o da matriz. Isso provoca dois tipos de viés em nossa informação: o primeiro está relacionado ao fato citado. Caso uma empresa opte por declarar o número de empregados em um só endereço, os dados para a região de localização escolhida serão superestimados; assim, para as demais regiões em que a empresa tem planta, os dados serão subestimados; o segundo, no caso de empresas diversificadas. A empresa pode declarar todas as suas atividades em um mesmo código CNAE, enquadrando-se apenas na atividade correspondente ao seu produto principal.

Tendo em vista essas ressalvas quanto às limitações da RAIS, é necessário enfatizar que seus dados não podem ser usados de forma absoluta e sem qualificações. Porém, a RAIS/MTE é a mais completa base disponível e, portanto, a que melhor atende aos propósitos de estudos como este. Frente a suas virtudes e deficiências, os dados RAIS/MTE possibilitam construir indicadores de concentração geográfica de indústrias e de localização ou de especialização

regional de atividades produtivas, que, por sua vez, são instrumentos essenciais para identificar, delimitar e caracterizar arranjos produtivos locais.

Para a aplicação da metodologia de identificação estatística das áreas onde há especialização industrial, foram utilizados os dados de vínculos empregatícios e número de estabelecimentos da RAIS/MTE referentes aos anos de 1995 e 2005. O universo de análise, convergente com a proposta do trabalho e as características da base de dados da RAIS, foi delimitado em dois diferentes níveis.

Do ponto de vista geográfico, tomam-se como unidade básica de estudo as microrregiões definidas pelo IBGE. Isto permite agrupar mais de um município, abrindo a possibilidade de incorporar à análise o conjunto de cada aglomeração industrial e todas as possíveis relações industriais locais, mas que ultrapassam as fronteiras de um município específico. Para o modelo econométrico completo, apesar da existência de uma dummy estado, os dados são para as microrregiões, considerando a unidade para as microrregiões de um estado l e zero para as demais.

Do ponto de vista da atividade econômica, foi utilizada uma desagregação setorial segundo subsetor da CNAE/80, do IBGE, abarcando toda a indústria de transformação.

4 – RESULTADOS

4.1 – Decomposição do Quociente Locacional

Como análise preliminar, apresenta-se nas Tabelas 1 e 2 a decomposição do Quociente Locacional ($Q_{i,l}^x$, $Q_{i,l}^n$ e $Q_{i,l}^s$) para um grupo selecionado de microrregiões que possuem os mais altos níveis de especialização e, como contraponto, aquelas com reduzidos quocientes locais (menores que a unidade), portanto, não-especializadas. A intenção é ressaltar a predominância da presença do efeito escala nas microrregiões especializadas em confronto com sua ausência naquelas não-especializadas. Para cada indústria selecionada, identificam-se as três microrregiões com os mais altos níveis de especialização e as três não-especializadas.

Tabela 1 – Fontes de Especialização em 1995

Indústria	Microrregião	$Q_{i,l}^x$	$Q_{i,l}^n$	$Q_{i,l}^s$	Indústrias	Microrregião	$Q_{i,l}^x$	$Q_{i,l}^n$	$Q_{i,l}^s$
Produtos minerais não-metálicos	Tijucas (SC)	21,456	15,417	1,3917	Papel, papelão, editorial e gráfica	Almeirim (PA)	20,825	0,5126	40,623
	Araripina (PE)	16,204	19,896	0,8144		Jaguariaíva (PR)	18,705	2,33	8,028
	Brumado (BA)	15,171	3,8892	3,9008		Wenceslau Braz (PR)	15,158	1,127	13,449
	Litoral Lagunar (RS)	0,0194	0,1338	0,1446		Sertão de Quixeramobim (CE)	0,0115	0,4908	0,0234
	Serrana dos Quilombos (AL)	0,0164	0,2642	0,062		Catu (BA)	0,0099	0,1057	0,0935
	Médio Mearim (MA)	0,0125	0,2013	0,062		Mata Alagoana (AL)	0,0068	0,0728	0,0935
Metalúrgica	Ipatinga (MG)	11,322	1,2425	9,112	Borracha, fumo, couros, peles, similares, ind. diversas	Santa Cruz do Sul (RS)	16,37	3,2095	5,1004
	Bocaiúva (MG)	10,164	1,4787	6,8732		Guaporé (RS)	12,025	6,0514	1,9872
	Vale do Paraíba Fluminense (RJ)	9,7077	1,1687	8,3061		Franca (SP)	8,3557	5,6808	1,4709
	Juazeiro (BA)	0,0066	0,1498	0,044		Pajeú (PE)	0,0099	0,1953	0,0506
	Serrana dos Quilombos (AL)	0,0038	0,0866	0,044		Mossoró (RN)	0,0098	0,1294	0,0759
	Mata Meridional Pernambucana (PE)	0,0024	0,0537	0,044		Baía da Ilha Grande (RJ)	0,0065	0,1294	0,0506
Mecânica	Porto Franco (MA)	20,228	0,9513	21,262	Química de produtos farmacêuticos, veterinários, perfumaria, ...	Bom Jesus da Lapa (BA)	7,4087	1,1831	6,262
	São Carlos (SP)	11,554	2,889	3,9992		São Jerônimo (RS)	6,3472	1,2109	5,2419
	Joinville (SC)	8,9029	2,9092	3,0602		Itamaracá (PE)	5,1613	1,9137	2,697
	Ceres (GO)	0,0067	0,4967	0,0134		São Miguel dos Campos (AL)	0,0042	0,0435	0,0976
	Iguatemi (MS)	0,006	0,4451	0,0134		Frutal (MG)	0,0036	0,1109	0,0325
	Bom Despacho (MG)	0,0055	0,2041	0,0269		Três Lagoas (MS)	0,0034	0,3155	0,0108
Material elétrico e de comunicações	Itajubá (MG)	10,536	2,5608	4,1143	Têxtil do vestuário e artefatos de tecidos	Blumenau (SC)	13,015	5,9933	2,1717
	Manaus (AM)	10,224	2,1013	4,8657		Pacajus (CE)	11,737	1,1531	10,178
	Guarulhos (SP)	6,7484	2,4882	2,7121		Alagoana do Sertão do São Francisco (AL)	9,5222	0,3069	31,024
	Porto Velho (RO)	0,0028	0,126	0,022		Bragantina (PA)	0,0056	0,1863	0,03
	Aglomerado Urbana de São Luís (MA)	0,002	0,061	0,0329		Nanuque (MG)	0,0049	0,2447	0,02
	Natal (RN)	0,0006	0,1071	0,0055		Itapetinga (BA)	0,0047	0,0787	0,06
Material de transporte	Novo Horizonte (SP)	10,871	0,5067	21,454	Calçados	Gramado-Canela (RS)	57,042	28,363	2,0111
	São José dos Campos (SP)	10,164	1,086	9,3597		Curimataú Ocidental (PB)	36,242	1,6214	22,352
	Itajubá (MG)	6,3326	1,5859	3,993		Franca (SP)	34,972	65,196	0,5364
	Suape (PE)	0,0064	0,3825	0,0168		Vale do Paraíba Fluminense (RJ)	0,0045	0,0752	0,0598
	Três Lagoas (MS)	0,0053	0,3138	0,0168		Aglomerado Urbana de São Luís (MA)	0,0015	0,0488	0,0299
	Cariri (CE)	0,0031	0,3637	0,0084		Brasília (DF)	0,0004	0,0193	0,0199
Madeira e do mobiliário	Furos de Breves (PA)	49,433	4,7124	10,49	Produtos alimentícios, bebidas e álcool etílico	Serrana dos Quilombos (AL)	14,236	0,6762	21,052
	Portel (PA)	47,693	1,7457	27,32		São Miguel dos Campos (AL)	13,015	0,4564	28,519
	Paragominas (PA)	43,443	16,074	2,7028		Litoral Sul (PB)	11,946	1,0409	11,477
	Serrana dos Quilombos (AL)	0,0118	0,0754	0,1568		Piancó (PB)	0,0144	0,269	0,0537
	Brumado (BA)	0,0116	0,592	0,0196		Sertão de Senador Pompeu (CE)	0,01	0,1869	0,0537
	Vale do Rio dos Bois (GO)	0,0093	0,1181	0,0784		Porto Nacional (TO)	0,0078	0,2169	0,0358

Fonte: Elaboração Própria dos Autores Baseada nos Dados da RAIS/MTE de 1995.

Tabela 2 – Fontes de Especialização em 2005

Indústria	Microrregião	$Q_{i,l}^x$	$Q_{i,l}^n$	$Q_{i,l}^s$	Indústria	Microrregião	$Q_{i,l}^x$	$Q_{i,l}^n$	$Q_{i,l}^s$
Produtos minerais não-metálicos	Cachoeiro de Itapemirim (ES)	18,265	19,026	0,96	Papel, papelão, editorial e gráfica	Coelho Neto (MA)	11,581	0,613	18,893
	Tijucas (SC)	16,395	14,143	1,1592		Jaguariaíva (PR)	10,173	1,1311	8,9935
	Araripina (PE)	14,317	23,436	0,6109		União da Vitória (PR)	7,6953	2,032	3,7871
	Serrana dos Quilombos (AL)	0,018	0,2737	0,0658		Alto Capibaribe (PE)	0,0066	0,1035	0,0637
	Seabra (BA)	0,0166	0,2526	0,0658		São Miguel dos Campos (AL)	0,0062	0,0325	0,1912
	Itaparica (PE)	0,0145	0,2207	0,0658		Mata Alagoana (AL)	0,006	0,0935	0,0637
Metalúrgica	Bocaiúva (MG)	11,942	1,2459	9,5851	Borracha, fumo, couros, peles, similares, ind. diversas	Guaporé (RS)	15,655	10,683	1,4654
	Ipatinga (MG)	9,8401	1,5065	6,5317		Cascavel (CE)	15,065	0,2181	69,063
	Pirapora (MG)	8,0106	1,7306	4,629		Santa Cruz do Sul (RS)	13,549	2,8295	4,7884
	Serrana dos Quilombos (AL)	0,0046	0,1682	0,0274		Guanambi (BA)	0,0064	0,2585	0,0248
	Seabra (BA)	0,0043	0,0776	0,0548		Paracatu (MG)	0,0041	0,1651	0,0248
	Altamira (PA)	0,0042	0,0762	0,0548		São Miguel dos Campos (AL)	0,0025	0,0509	0,0496
Mecânica	Não-me-toque (RS)	11,904	6,9083	1,7232	Química de produtos farmacêuticos, veterinários, perfumaria, ...	São Jerônimo (RS)	6,5017	1,9784	3,2864
	Três Passos (RS)	10,003	1,438	6,9561		Itapecerica da Serra (SP)	4,7317	2,722	1,7383
	São Carlos (SP)	9,8943	2,9739	3,3271		Coari (AM)	4,4116	0,3393	13,001
	Araguaína (TO)	0,0034	0,094	0,036		Altamira (PA)	0,004	0,1089	0,0364
	Porto Nacional (TO)	0,0031	0,0283	0,1081		Baía da Ilha Grande (RJ)	0,0032	0,0436	0,0728
	Caraguatatuba (SP)	0,0022	0,0613	0,036		São Miguel dos Campos (AL)	0,0022	0,0302	0,0728
Material elétrico e de comunicações	Itajubá (MG)	22,494	3,8615	5,8251	Têxtil do vestuário e artefatos de tecidos	Blumenau (SC)	13,159	9,2419	1,4238
	Santa Rita do Sapucaí (MG)	21,051	21,803	0,9655		Alto Capibaribe (PE)	9,3647	15,688	0,5969
	Irati (PR)	14,281	0,9677	14,758		Nova Friburgo (RJ)	8,4884	8,9727	0,946
	Macapá (AP)	0,0043	0,175	0,0245		Litoral de Aracati (CE)	0,0039	0,0617	0,0634
	Litoral Lagunar (RS)	0,0036	0,2928	0,0122		Itapipoca (CE)	0,0036	0,0561	0,0634
	Mata Setentrional Pernambucana (PE)	0,0025	0,101	0,0245		Mata Alagoana (AL)	0,0012	0,0191	0,0634
Material de transporte	Baía da Ilha Grande (RJ)	14,459	4,5243	3,1959	Calçados	Pacajus (CE)	48,784	0,4028	121,12
	São José dos Campos (SP)	9,3316	1,2897	7,2355		Uruburetama (CE)	45,938	1,9107	24,042
	Itajubá (MG)	8,3649	1,5917	5,2555		Gramado-Canela (RS)	42,146	43,343	0,9724
	Boa Vista (RR)	0,0025	0,1958	0,013		Limeira (SP)	0,0009	0,0308	0,0302
	Jequié (BA)	0,0025	0,1951	0,013		Vale do Paraíba Fluminense (RJ)	0,0008	0,028	0,0302
	Itapetininga (SP)	0,0023	0,1805	0,013		Belém (PA)	0,0003	0,01	0,0302
Madeira e do mobiliário	Portel (PA)	38,506	7,2645	5,3006	Produtos alimentícios, bebidas e álcool etílico	São Miguel dos Campos (AL)	15,738	0,5216	30,172
	São Bento do Sul (SC)	28,897	11,501	2,5125		Mata Alagoana (AL)	12,785	0,6126	20,869
	Furos de Breves (PA)	28,546	3,3685	8,4743		Penedo (AL)	9,2803	0,8941	10,38
	Baixo Cotinguiba (SE)	0,0061	0,1625	0,0373		Chapadinha (MA)	0,0065	0,1788	0,0363
	Alto Capibaribe (PE)	0,0052	0,3506	0,0149		Cotegipe (BA)	0,006	0,1662	0,0363
	Mata Meridional Pernambucana (PE)	0,0026	0,4333	0,006		Canindé (CE)	0,0044	0,1204	0,0363

Fonte: Elaboração Própria dos Autores Baseada nos Dados da RAIS/MTE de 2005.

A Indústria de Calçados na microrregião de Gramado-Canela (RS), por exemplo, apresenta, de acordo com a Tabela 1 (dados para 1995), $Q_{il}^x = 57,04$, sendo, pois, a microrregião mais especializada do país nessa indústria. Isso significa que o emprego é 5.604% superior ao que devia ser se houvesse uma distribuição uniforme do emprego regional. Por outro lado, na Tabela 2 (dados para 2005) essa região passa para a terceira posição em importância decrescente de especialização. Pacajus (CE) e Uruburetama (CE) tornam-se as microrregiões com maiores níveis de especialização com o $Q_{il}^x = 48,78$ e $Q_{il}^x = 45,93$, respectivamente, mostrando a mobilidade espacial dessa indústria para o Estado do Ceará. Este movimento se repete para outras indústrias de trabalho intensivo, reforçando a hipótese de que a desconcentração industrial nessas indústrias se dá do pólo Sul-Sudeste para o Nordeste.

Note-se também que, mesmo para indústrias tidas como de capital intensivo pela sua importância nas cadeias produtivas nacionais, ocorre alguma mudança das principais microrregiões especializadas para o Nordeste, entre 1995 e 2005, mas a mobilidade maior circula entre as regiões Sudeste e Sul. Vários fatores podem explicar esta reestruturação, os quais já foram estudados (WANDERLEY, 2002) como o novo paradigma tecnológico e a globalização que favorece as regiões com parque produtivo mais diversificado, a chamada guerra fiscal como mecanismo de sobrevivência dos estados nordestinos na busca pela industrialização, o custo da mão-de-obra, dentre outros.

Quanto à decomposição do quociente locacional, as Tabelas 1 e 2 revelam que há prevalência do efeito escala (coluna de Q_{il}^s) naquelas microrregiões especializadas para a maioria das indústrias. Por exemplo, a indústria de calçados em Pacajus (CE), na Tabela 2: ao $Q_{il}^x = 48,78$ associa-se um $Q_{il}^s = 121,11$, indicando como o tamanho relativo desta indústria determina o nível de emprego local. Embora fique claro como a especialização se relaciona com a ocorrência de economia de escala, verifica-se que há algumas variações de magnitude de acordo com a tipologia industrial e a localização microrregional. Estes aspectos indicam que fatores ligados ao padrão tecnológico da indústria e às

especificidades da economia local podem afetar o tamanho médio das plantas industriais. Evidentemente, outros fatores não-locais podem também exercer certa influência, como, por exemplo, incentivos nacionais à exportação, disponibilidade de infra-estrutura geral, que favorecem o escoamento dos produtos etc.

4.2 – Estimação do Modelo Econométrico de Impacto da Especialização

Os resultados para a regressão do modelo (5) para cada indústria estão apresentados nas Tabelas 3 a 6, considerando-se as quatro especificações: Tabela 3 – modelo sem os efeitos temporais e microrregionais; Tabela 4 – modelo com efeito temporal e sem efeito microrregional; Tabela 5 – modelo com efeito temporal e sem efeito microrregional; Tabela 6 – modelo com os efeitos temporal e microrregional.

Como esperado, as estimativas da Tabela 3 têm os sinais positivos esperados e são estatisticamente significantes. Com exceção da indústria da madeira e do mobiliário, as demais indústrias apresentam estimativas para o coeficiente β superior a 0,5, sinalizando que, na média, a especialização industrial determina a presença de economia de escala nas plantas produtivas locais. A Tabela A.4, anexa, mostra a significância estatística para o teste, se $\beta > 0,5$.

A incorporação de dummies para efeitos temporais praticamente não gera alterações nas estimativas de β . Lembrando que a dummy temporal é introduzida no modelo para verificar se houve efeito ao longo dos anos 1995 e 2005 sob a hipótese de as políticas econômicas do país produziram mudanças na intensidade da relação de causalidade entre especialização e economia de escala. Conclui-se que não se pode afirmar que houve mudança significativa.

Por outro lado, quando se faz a estimativa apenas com o efeito microrregional no modelo 5, alterações na magnitude das estimativas são consideráveis, além de serem significantes para todas as indústrias. Esse resultado mostra que as especificidades de cada microrregião são importantes

Tabela 3 – Estimação do Modelo 5, sem Efeitos Temporal e Microrregional

Indústria	Efeito temporal	Efeito microrregional	β	p-valor
Borracha, fumo, couros, peles, similares, ind. diversas ²	Não	Não	0.654069	0.0000
Química de produtos farmacêuticos, veterinários, perfumaria ¹	Não	Não	0.643271	0.0000
Madeira e do mobiliário ²	Não	Não	0.430081	0.0000
Calçados ²	Não	Não	0.578493	0.0000
Produtos alimentícios, bebidas e álcool etílico ²	Não	Não	0.769538	0.0000
Produtos minerais não-metálicos ²	Não	Não	0.526684	0.0000
Material de transporte ¹	Não	Não	0.758195	0.0000
Material elétrico e de comunicações ¹	Não	Não	0.690980	0.0000
Papel, papelão, editorial e gráfica ¹	Não	Não	0.725381	0.0000
Mecânica ¹	Não	Não	0.576997	0.0000
Metalúrgica ¹	Não	Não	0.629895	0.0000
Têxtil do vestuário e artefatos de tecidos ²	Não	Não	0.551364	0.0000

Fonte: Elaboração Própria dos Autores.

Nota: (1) – capital intensivo; (2) – trabalho intensivo

Tabela 4 – Estimação do Modelo 5 com Efeitos Temporais

Indústria	Efeito temporal	Efeito microrregional	β	p-valor
Borracha, fumo, couros, peles, similares, ind. diversas	Sim	Não	0.651653	0.0000
Química de produtos farmacêuticos, veterinários, perfumaria,	Sim	Não	0.641997	0.0000
Madeira e do mobiliário	Sim	Não	0.431560	0.0000
Calçados	Sim	Não	0.581160	0.0000
Produtos alimentícios, bebidas e álcool etílico	Sim	Não	0.769982	0.0000
Produtos minerais não-metálicos	Sim	Não	0.521086	0.0000
Material de transporte	Sim	Não	0.760712	0.0000
Material elétrico e de comunicações	Sim	Não	0.690643	0.0000
Papel, papelão, editorial e gráfica	Sim	Não	0.722776	0.0000
Mecânica	Sim	Não	0.578844	0.0000
Metalúrgica	Sim	Não	0.627635	0.0000
Têxtil do vestuário e artefatos de tecidos	Sim	Não	0.551600	0.0000

Fonte: Elaboração Própria dos Autores.

para se entenderem as diferenças de especialização industrial existente. Note que os β estimados são, em sua maioria, acima 0,70, valor que reforça o papel da especialização como causa da geração de economias de escala microrregional. Nesse sentido, a prevalecer comportamento similar para a economia americana, os resultados do modelo de Holmes e Stevens (2002) subestimam a relação de causalidade entre especialização e economia de escala.

Pelos resultados apresentados nas Tabelas 3, 4 e 5, não surpreendem os resultados da Tabela 6 com a presença dos dois efeitos conjuntamente.

Praticamente, mantém os resultados de β da Tabela 5, com leve tendência de redução devido ao efeito temporal. A principal consequência das regressões estimadas é mostrar que a decomposição do quociente locacional permite avaliar de modo categórico o papel das características microrregionais como fonte explicativa das economias de escala das plantas industriais.

Para se captar o efeito das características industriais, além das temporais e microrregionais, como expostas anteriormente, estima-se o modelo 5 para a indústria de transformação como um todo. Neste caso, podem ser estimadas oito regressões,

Tabela 5 – Estimação do Modelo 5 com Efeitos Microrregionais

Indústria	Efeito temporal	Efeito microrregional	β	p-valor
Borracha, fumo, couros, peles, similares, ind. diversas	Não	Sim	0.776189	0.0000
Química de produtos farmacêuticos, veterinários, perfumaria,	Não	Sim	0.705736	0.0000
Madeira e do mobiliário	Não	Sim	0.640027	0.0000
Calçados	Não	Sim	0.722811	0.0000
Produtos alimentícios, bebidas e álcool etílico	Não	Sim	0.811864	0.0000
Produtos minerais não-metálicos	Não	Sim	0.680935	0.0000
Material de transporte	Não	Sim	0.706203	0.0000
Material elétrico e de comunicações	Não	Sim	0.691349	0.0000
Papel, papelão, editorial e gráfica	Não	Sim	0.725670	0.0000
Mecânica	Não	Sim	0.735881	0.0000
Metalúrgica	Não	Sim	0.763340	0.0000
Têxtil do vestuário e artefatos de tecidos	Não	Sim	0.713517	0.0000

Fonte: Elaboração Própria dos Autores.

Tabela 6 – Estimação do Modelo 5 com Efeitos Temporal e Microrregional

Indústria	Efeito temporal	Efeito regional	β	p-valor
Borracha, fumo, couros, peles, similares, ind. diversas	Sim	Sim	0.749276	0.0000
Química de produtos farmacêuticos, veterinários, perfumaria,	Sim	Sim	0.686156	0.0000
Madeira e do mobiliário	Sim	Sim	0.646492	0.0000
Calçados	Sim	Sim	0.766703	0.0000
Produtos alimentícios, bebidas e álcool etílico	Sim	Sim	0.794463	0.0000
Produtos minerais não-metálicos	Sim	Sim	0.627722	0.0000
Material de transporte	Sim	Sim	0.708498	0.0000
Material elétrico e de comunicações	Sim	Sim	0.682216	0.0000
Papel, papelão, editorial e gráfica	Sim	Sim	0.666020	0.0000
Mecânica	Sim	Sim	0.732360	0.0000
Metalúrgica	Sim	Sim	0.709057	0.0000
Têxtil do vestuário e artefatos de tecidos	Sim	Sim	0.713183	0.0000

Fonte: Elaboração Própria dos Autores.

Tabela 7 – Regressão para Toda Indústria de Transformação

Variáveis Dependentes	Regressão 1	Regressão 2	Regressão 3	Regressão 4	Regressão 5	Regressão 6	Regressão 7	Regressão 8
q^x	0.610962 (152.1843)	0.628683 (160.7065)	0.610907 (153.6602)	0.615311 (151.7897)	0.628036 (162.0404)	0.642083 (160.9969)	0.614903 (153.2243)	0.640753 (162.1338)
Dummies para os Estados	Não	Sim	Não	Não	Sim	Sim	Não	Sim
Dummies para o Tempo	Não	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim	Sim
Dummies para as Indústrias	Não	Não	Não	Sim	Não	Sim	Sim	Sim
R ² Ajustado	0.7140792	0.747794	0.719597	0.741154	0.752479	0.776055	0.746328	0.780239

Fonte: Elaboração Própria dos Autores.

Nota: Estatísticas t entre parênteses.

de modo a expressar desde a situação do modelo puro, sem a presença dos três efeitos, ao modelo completo, com a incorporação dos três efeitos. (ver Tabela 7).

Segundo a Tabela 7, a estimativa de β , desconsiderando os efeitos, foi de 0,610 (regressão1). Tal estimativa, é bem superior àquela encontrada por Holmes e Stevens (2002) para a economia americana (0,415) e muito próxima à estimada por Barrios; Bertinelli e Strobl (2003), para a economia da Irlanda (0,597). Estas diferenças servem para ilustrar as diferenças no padrão de regionalização da indústria desses países.

Observando-se o efeito industrial isoladamente, não se constata aumento significativo na estimativa de β . Porém, na presença da dummy microrregional ($d=1$, se a microrregião pertence a um Estado, e zero nos demais casos) a estimativa de β fica aumentada de 0,61 para 0,64, valor um pouco inferior, mas não tão diferente daquele encontrado por Barrios; Bertinelli e Strobl (2003) para a Irlanda (0,69).

5 – CONCLUSÕES

Este artigo procurou apresentar uma alternativa metodológica para estimar os impactos sobre o tamanho médio da empresa em consequência da especialização produtiva local, medida pelo quociente locacional. Aspecto relevante desta construção metodológica é oferecer instrumento analítico que contrapõe grande parte da literatura que trata desse assunto, partindo de regressões de natureza meramente empírica.

Observando-se um painel de dados para os anos de 1995 e 2005, período de fortes transformações na economia regional brasileira, a decomposição do quociente locacional mostrou que, de fato, aquelas microrregiões com especialização industrial, notadamente aquelas com quociente locacional acima de 2, o impacto sobre a escala produtiva foi expressivo.

Ficou também evidenciado que a dimensão do efeito torna-se maior naquelas indústrias de capital intensivo e que, para tais segmentos produtivos, o aumento de regiões especializadas entre os anos

analisados fica predominantemente circunscrito às regiões Sudeste e Sul. Por outro lado, para as indústrias de trabalho intensivo, o efeito escala é menos forte e o movimento temporal de novas microrregiões especializadas ocorre em direção ao Nordeste.

Cabe anotar também que o padrão de especialização identificado pelas características industriais e pelas especificidades regionais amplia o efeito da especialização sobre a escala, revelando que a dinâmica produtiva de uma localidade depende do padrão produtivo da indústria e das vantagens oferecidas pela localização regional.

Recomenda-se avançar com a aplicação desta metodologia, incorporando, no modelo, variáveis econômicas, sociais e de infra-estrutura que possam caracterizar as microrregiões, de modo a se detectar quais os fatores que explicam a existência de economia de escala em territórios com produção especializada. Fazendo-se isso para cada tipo de indústria, pode-se organizar uma política de localização produtiva com maior eficiência de longo prazo, acelerando-se, com isso, o processo de crescimento regional e reduzindo-se as desigualdades econômicas entre regiões.

Abstract

The paper aims to analyze the impact of the industrial specialization of the Brazilian micro-regions about the level of scale economy of the local productive plants in regards to the national standards. The analysis develops from the decomposition of the location quotient (industrial specialization indicator), for each industry and macro-region, into two effects: one that highlights the number of companies contributing towards the generation of industrial job occupation; and the other which displays the importance of the scale of the production expressed by the local average size of the establishment as a proportion of the national average size. In order to verify in which measures the regional and industrial characteristics affect the level of scale economy in the local industry, an econometric model expanded from the model proposed by Holmes and Stevens (2002) was estimated. A data panel

from RAIS from the years of 1995 and 2005, at the micro-regional level, was used. The results show that the non-incorporation of such characteristics in the model generates underestimate of the effect of the specialization about the scale. On the other hand, it is evident that the effects are differentiated, depending on the industry and micro-region, which strengthens the importance of these parameters towards the understanding of the growth style of a particular micro-region. It is concluded that the relationship between specialization and production scale can only be properly evaluated when questions regarding the type of industry and micro-region are incorporated in the analysis.

Key words:

Industrial Specialization; Location Quotient; Micro-Region.

REFERÊNCIAS

AZZONI, C. R.; FERREIRA, D. A. Competitividade regional e reconcentração industrial: o futuro das desigualdades regionais no Brasil. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 21, p. 55-85, jul. 1997. Número especial.

_____. **Indústria e reversão da polarização no Brasil**. 1985. 170 f. Tese (Livre Docência) – Faculdade de Economia e Administração, Universidade de São Paulo, São Paulo, 1985.

BARRIOS, S.; BERTINELLI, L.; STROBL, E. **Geographic concentration and establishment scale: can panel data tell us more?**. Louvain: Université Catholique de Louvain, 2003. (Discussion Paper, n. 36).

BRITTO, J.; ALBUQUERQUE, E. M. Clusters industriais na economia brasileira: uma análise exploratória a partir de dados da RAIS. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 32, n. 1, p. 71-102, jan./mar. 2002.

CROCCO, M. A. et al. Metodologia de identificação de aglomerações produtivas locais. **Nova Economia**, v. 16, n. 2, p. 211-241, maio/ago. 2006.

DINIZ, C. C.; CROCCO, M. A. A nova configuração urbano-industrial no Brasil. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 27., 1999, São Paulo. **Anais...** São Paulo: ANPEC, 1999. p. 1.341-11.361.

_____. Reestruturação econômica e impacto regional: o novo mapa da indústria brasileira. **Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 6, n. 1, p. 77-103, jul. 1996.

DEVEREUX, M. P.; GRIFFITH, R.; SIMPSON, H. The geographic distribution of production activity in the UK. **Regional Science and Urban Economics**, v. 34, p. 533-564, 2004.

ELLISON, G.; GLAESER, G. Geographic concentration in U.S. manufacturing industries: a dartboard approach. **Journal of Political Economy**, v. 105, p. 889-927, 1997.

FIGUEIREDO, A. T. L.; DINIZ, C. C. Distribuição regional da indústria mineira. **Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 10, n. 2, p. 39-67, dez. 2000.

HADDAD, P. R. (Org.). **Economia regional: teorias e métodos de análise**. Estudos Econômicos e Sociais, Fortaleza: BNB, 1989.

HASENCLEVER, L.; ZISSIMOS, I. A evolução das configurações produtivas locais no Brasil: uma revisão da literatura. **Estudos Econômicos**, v. 36, n. 3, p. 407-433, jul./set. 2006.

HOLMES, T. J.; STEVENS, J. J. Geographic concentration and establishment scale. **The Review of Economic and Statistics**, v. 84, n. 4, p. 682-690, nov. 2002.

LEMOS, M. B. et al. A dinâmica urbana das regiões metropolitanas brasileiras. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 29., 2001, Salvador. **Anais...** Salvador: ANPEC, 2001. CD-ROM.

LEMOS, M. B. et al. A nova configuração regional brasileira e sua geografia econômica. **Estudos Econômicos**, v. 33, n. 4, p. 665-700, out./dez. 2003.

LEMOS, M. B.; GUERRA, L. P.; MORO, S. A nova configuração regional brasileira: sua geografia econômica e seus determinantes locais da indústria. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 28., 2000, Campinas. **Anais...** Campinas: ANPEC, 2000. CD-ROM.

MAUREL, F.; SÉDILLOT, B. A measure of the geographic concentration in French manufacturing industries. **Regional Science and Urban Economics**, v. 29, p. 575-604, 1999.

PACHECO, C. A. **Novos padrões de localização industrial?:** tendências recentes dos indicadores de produção e do investimento industrial. Brasília, DF: IPEA, 1999. (Texto para Discussão, n. 633).

PEREIRA, F. M.; LEMOS, M. B. Cidades médias brasileiras e suas características urbano/industriais associadas às (des)economias de aglomeração. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 30., 2002, Nova Friburgo. **Anais...** Nova Friburgo: ANPEC, 2002. CD-ROM.

RESENDE, M.; WYLLIE, R. Aglomeração industrial no Brasil: um estudo empírico. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 35, n. 3, p. 433-460, jul./set. 2005.

SABÓIA, J. **Desconcentração industrial no Brasil nos anos 90:** um enfoque regional. Disponível em: <<http://www.ipea.gov.br/pub/td/td/td.html>>. Acesso em: 4 set. 2001a.

_____. **A dinâmica da descentralização industrial no Brasil.** Disponível em: <<http://www.ie.ufrj.br>>. Acesso em: 4 set. 2001b.

SOARES, F. A.; SANTOS, S. M. dos. Aglomerações industriais brasileiras sob o enfoque da concentração geográfica. In: HERMANNNS, K.; ARRAES, R. A. (Org.). **Desigualdades e políticas regionais.** Fortaleza, 2007.

SUZIGAN, W. et al. Coeficientes de Gini (GL): aplicação à indústria de calçados de São Paulo. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 30., 2002, Nova Friburgo. **Anais...** Nova Friburgo: ANPEC, 2002. CD-ROM.

SUZIGAN, W. et al. Aglomerações industriais no Estado de São Paulo. **Economia Aplicada**, v. 5, n. 4, p. 695-717, 2001.

SUZIGAN, W. (Coord.). **Identificação, mapeamento e caracterização estrutural de arranjos produtivos locais no Brasil.** Disponível em: <http://www.ipea.gov.br/sites/000/2/estudospesq/apls/Relat_final_IPEA28fev07.pdf>. Acesso em: 28 abr. 2008.

WANDELEY, L. A. Caracterização industrial e transformações da década de 1990: Brasil e Nordeste. In: ROSA, A. L. T. da; KHAN, A. S. **Nordeste:** reflexões sobre aspectos setoriais e locais de uma economia. Fortaleza: CAEN, 2002.

Recebido para publicação em abril de 2008

ANEXOS

ANEXO A – DETERMINAÇÃO DA CONTRIBUIÇÃO TEMPORAL, MICRORREGIONAL E INDUSTRIAL PARA O EFEITO ESCALA

Tabela A.1 – Indústria de Transformação: Efeito Fixo Temporal

	Regressão 1	p-valor	Regressão 2	p-valor	Regressão 3	p-valor	Regressão 4	p-valor
d1995	0.049929	0.1229	-0.235431	0.0053	0.111693	0.0824	-0.173073	0.0320
d2005	0.099876	0.0013	-0.190581	0.0224	0.156877	0.0146	-0.139376	0.0820
β	0.514126	0.0000	0.544821	0.0000	0.513557	0.0000	0.564480	0.0000
<i>Dummies</i> para o Tempo	Sim		Sim		Sim		Sim	
<i>Dummies</i> para os Estados	Não		Sim		Não		Sim	
<i>Dummies</i> para as Indústrias	Não		Não		Sim		Sim	
R ² Ajustado	0.713005		0.828114		0.758492		0.879048	

Fonte: Elaboração Própria dos Autores.

Tabela A.2 – Indústria de Transformação: Efeito Fixo Estadual

	Regressão 1	p-valor	Regressão 2	p-valor	Regressão 3	p-valor	Regressão 4	p-valor
Rondônia	-0.209409	0.0112	-0.235431	0.0053	-0.154141	0.0523	-0.173073	0.0320
Acre	0.228962	0.0109	0.200916	0.0285	0.324608	0.0001	0.303326	0.0005
Amazonas	0.826154	0.0000	0.802428	0.0000	0.850724	0.0000	0.834779	0.0000
Roraima	-0.321743	0.0003	-0.350269	0.0001	-0.237022	0.0045	-0.258733	0.0023
Amapá	0.459698	0.0000	0.434984	0.0000	0.493620	0.0000	0.475994	0.0000
Pará	0.154674	0.0908	0.125494	0.1793	0.261465	0.0024	0.239399	0.0063
Tocantins	-0.133905	0.1038	-0.159571	0.0578	-0.087247	0.2693	-0.106113	0.1860
Maranhão	0.432135	0.0000	0.406902	0.0000	0.473005	0.0000	0.454702	0.0000
Piauí	0.198029	0.0143	0.173039	0.0359	0.235643	0.0026	0.217658	0.0062
Ceará	0.206609	0.0084	0.183329	0.0217	0.221368	0.0045	0.205606	0.0091
RG do Norte	0.271514	0.0008	0.246549	0.0028	0.308802	0.0001	0.290848	0.0003
Paraíba	0.221056	0.0053	0.196942	0.0149	0.246961	0.0015	0.230114	0.0035
Alagoas	0.365480	0.0000	0.341820	0.0000	0.385326	0.0000	0.369069	0.0000
Sergipe	0.687650	0.0000	0.662413	0.0000	0.728573	0.0000	0.710265	0.0000
Pernambuco	0.337909	0.0000	0.313624	0.0001	0.366109	0.0000	0.349039	0.0000
Bahia	0.321477	0.0001	0.297456	0.0002	0.346146	0.0000	0.329420	0.0000
Minas Gerais	-0.143303	0.0663	-0.165990	0.0368	-0.136471	0.0813	-0.151461	0.0554
Espírito Santo	-0.068339	0.3836	-0.091877	0.2507	-0.050125	0.5183	-0.066223	0.3989
Rio de Janeiro	0.287055	0.0003	0.263531	0.0010	0.305083	0.0001	0.289004	0.0003
São Paulo	-0.032797	0.6739	-0.054891	0.4888	-0.033897	0.6678	-0.048115	0.5459
Paraná	-0.232340	0.0030	-0.254993	0.0014	-0.225964	0.0040	-0.240910	0.0024
Santa Catarina	-0.315426	0.0001	-0.337351	0.0000	-0.318781	0.0001	-0.332780	0.0000
RG do Sul	-0.372857	0.0000	-0.394880	0.0000	-0.374913	0.0000	-0.389038	0.0000
MG do Sul	-0.088851	0.2653	-0.113362	0.1638	-0.057635	0.4583	-0.074999	0.3411
Mato Grosso	-0.289412	0.0003	-0.314006	0.0001	-0.257094	0.0010	-0.274564	0.0005
Goiás	-0.246796	0.0018	-0.270654	0.0008	-0.224312	0.0039	-0.240825	0.0022
Distrito Federal	0.515600	0.0000	0.489091	0.0000	0.573532	0.0000	0.553569	0.0000
β	0.546325	0.0000	0.544821	0.0000	0.566437	0.0000	0.564480	0.0000
<i>Dummies</i> para o Tempo	Não		Sim		Não		Sim	
<i>Dummies</i> para os Estados	Sim		Sim		Sim		Sim	
<i>Dummies</i> para as Indústrias	Não		Não		Sim		Sim	
R ² Ajustado	0.827780		0.828114		0.878899		0.879048	

Fonte: Elaboração Própria dos Autores.

Tabela A.3 – Indústria de Transformação: Efeito Fixo Industrial

	Regressão 1	p-valor	Regressão 2	p-valor	Regressão 3	p-valor	Regressão 4	p-valor
Produtos minerais não-metálicos	0.134593	0.0292	0.111693	0.0824	-0.154141	0.0523	-0.173073	0.0320
Metalúrgica	0.153180	0.0163	0.129030	0.0524	-0.085966	0.2935	-0.106780	0.2000
Mecânica	0.257149	0.0002	0.230814	0.0012	0.050141	0.5571	0.026792	0.7585
Material elétrico e de comunicações	-0.016612	0.8107	-0.042932	0.5533	-0.198567	0.0224	-0.222153	0.0123
Material de transporte	-0.447645	0.0000	-0.472897	0.0000	-0.643092	0.0000	-0.665564	0.0000
Madeira e do mobiliário	0.052363	0.3974	0.029147	0.6516	-0.223820	0.0052	-0.243228	0.0028
Papel, papelão, editorial e gráfica	0.006195	0.9205	-0.017196	0.7907	-0.263060	0.0011	-0.282731	0.0005
Borracha, fumo, couros, peles, similares, ind. diversas	0.086650	0.1681	0.062831	0.3383	-0.165648	0.0411	-0.185963	0.0243
Química de produtos farmacêuticos, veterinários, perfumaria	0.117001	0.0668	0.092799	0.1636	-0.120111	0.1430	-0.141002	0.0913
Têxtil do vestuário e artefatos de tecidos	0.291952	0.0000	0.267531	0.0001	0.048803	0.5501	0.027816	0.7379
Calçados	0.405433	0.0000	0.378540	0.0000	0.230740	0.0100	0.206422	0.0238
Produtos alimentícios, bebidas e álcool etílico	-0.073581	0.2324	-0.096416	0.1334	-0.364894	0.0000	-0.383728	0.0000
β	0.514857	0.0000	0.513557	0.0000	0.566437	0.0000	0.564480	0.0000
<i>Dummies</i> para o Tempo	Não		Sim		Não		Sim	
<i>Dummies</i> para os Estados	Não		Não		Sim		Sim	
<i>Dummies</i> para as Indústrias	Sim		Sim		Sim		Sim	
R ² Ajustado	0.758267		0.758492		0.878899		0.879048	

Fonte: Elaboração Própria dos Autores.

Tabela A.4 – Testes t para verificar a Hipóteses de $\beta > 0.5$, t Crítico = 1.645 com 95% de confiança

Indústrias	Regressão 1	Regressão 8
Produtos minerais não-metálicos	1.6958	5.0320
Metalúrgica	10.0390	8.5975
Mecânica	5.1871	7.7384
Material elétrico e de comunicações	12.2991	7.2337
Material de transporte	17.9564	9.2239
Madeira e do mobiliário	-6.3018	7.1123
Papel, papelão, editorial e gráfica	19.0131	6.0849
Borracha, fumo, couros, peles, similares, ind. diversas	10.7929	8.9420
Química de produtos farmacêuticos, veterinários, perfumaria, ...	12.3392	6.6430
Têxtil do vestuário e artefatos de tecidos	3.8132	9.6411
Calçados	4.5769	10.0057
Produtos alimentícios, bebidas e álcool etílico	20.6590	13.8911
Indústria de transformação	1.1650	5.0596
<i>Dummies</i> para o Tempo	Não	Sim
<i>Dummies</i> para os Estados	Não	Sim
<i>Dummies</i> para as Indústrias*	Não	Sim

Fonte: Elaboração Própria dos Autores.

* Apenas para a Indústria de Transformação.