



Confederação Nacional da Indústria

Prêmio CNI de Economia - 2014

Multiplicador local do emprego industrial: Mesorregiões brasileiras (2000-2010)

Categoria: Economia Industrial

Classificação: 2º Lugar

Guilherme Matoso Macedo (MPOG e Birkbeck)

Leonardo Monasterio (IPEA e UCB)

MULTIPLICADOR LOCAL DO EMPREGO INDUSTRIAL: MESORREGIÕES BRASILEIRAS (2000-2010)

RESUMO

Este trabalho estima o multiplicador local de longo prazo da emprego industrial para as mesorregiões brasileiras no período 2000-2010. Fez-se uso de uma metodologia inovadora desenvolvida por Moretti (2010), que utiliza uma variável instrumental fundamentada no método estrutural-diferencial (*shift-share*) para superar o problema de endogeneidade das estimações tradicionais em painel. No modelo base, estimou-se que, no nível mesorregional, para cada emprego gerado nos setores industriais quatro são criados nos setores de serviços. Já nos setores industriais de alta intensidade tecnológica, são criados cerca de sete empregos nos setores de serviços, no nível mesorregional, no longo prazo.

1 INTRODUÇÃO

O presente e o futuro da indústria brasileira têm ocupado acadêmicos e policy makers¹. Discute-se a existência de um processo de desindustrialização precoce e quais seriam suas causas. Apesar de não haver um consenso sobre o tema, os defensores da importância da indústria para o desenvolvimento nacional compartilham a visão de que o setor possui peculiaridades. Entre essas, está a ideia de que a indústria teria, por diversos caminhos, um forte efeito multiplicador sobre os outros setores, quer no nível local, quer no nacional.

Para contribuir com esse debate, o presente trabalho estima o efeito multiplicador regional do emprego da indústria nacional. Isso é feito através de uma técnica recentemente desenvolvida que apresenta vantagens em relações às anteriores. O trabalho de Isles and Cuthbert (1956) foi pioneiro na tentativa de adaptar o conceito keynesiano de multiplicador às análises subnacionais (Faggian e Biagi, 2003). Posteriormente, modelos mais sofisticados de insumo-produto, equilíbrio geral computável ou simulação foram aplicados na estimação de tal multiplicador. Esses métodos são relevantes, mas requerem bases de dados raramente disponíveis na esfera local e exigem diversas escolhas teóricas que nem sempre são óbvias.

O método proposto por Moretti (2010) foi a principal contribuição recente na estimação do multiplicador local. Em artigo publicado na *American Economic Review*, ele

¹ Para o debate contemporâneo sobre desindustrialização no Brasil ver: Nassif (2008); Bonelli e Pessôa (2010); Oreiro e Feijó (2010) e Squeff (2012).

estimou o multiplicador do emprego em nível local nos Estados Unidos entre 1980 e 2000 (Moretti, 2010). O autor fez uso de uma ideia de Blanchard e Katz (1992, p.49): utilizar o método *shift-share* para criar uma variável instrumental que supere os problemas de endogeneidade. Conforme será visto adiante, isso permite a estimação do impacto do local do emprego decorrente de um aumento exógeno na quantidade de empregos dos setores industrial.

Este trabalho aplica a metodologia de Moretti (2010) para as mesorregiões brasileiras em período recente. Trata-se de um estudo pioneiro no Brasil de estimação do multiplicador local com base em variáveis instrumentais. A fonte de dados é a Relação Anual de Informações Sociais (Rais), e o nível de análise são os 21 subsetores e as 123 mesorregiões brasileiras. A escolha do período foi guiada pelos critérios de qualidade, de disponibilidade de dados e da comparabilidade com outros estudos. Assim, os períodos adotados foram 2000-2005 e 2005-2010. Como, neste estudo, o setor de comercializáveis agrupa os setores da indústria de transformação, utiliza-se o termo "industrial" como seu sinônimo; e "serviços" no lugar de "não comercializáveis".

A importância de avaliar o multiplicador local é facilmente justificada. Na busca pelo desenvolvimento local, os *policy makers* procuram orientações acerca dos impactos de novos empreendimentos. A estimação do multiplicador de longo prazo do emprego serve como primeiro subsídio para que sejam avaliadas as políticas públicas de desenvolvimento regional. Além disso, a metodologia de Moretti (2010) permite recortes setoriais que sugerem quais atividades teriam maiores impactos. Neste trabalho será feita a agregação por nível tecnológico, mas outras classificações seriam possíveis.

2 METODOLOGIA

Como dito, Blanchard e Katz (1992, p.49) foram precursores na utilização do método *shift-share* para a construção de variáveis instrumentais (VI) para questões regionais. Atualmente há toda uma literatura que seguiu a mesma orientação, como Mardukhi (2010), Carvalho e Lee (2011), Beaudry, Green e Sand (2012), Blasio e Menon (2011), Faggio e Overman (2014) e Koster (2013).

Primeiramente, será delineada a base teórica das especificações econométricas. Posteriormente será apresentado como o método *shift-share* pode gerar um instrumento apropriado. Considera-se que cada unidade geográfica é uma economia competitiva que utiliza o trabalho para produzir o vetor de bens comercializáveis nacionalmente $(x_1, x_2, x_3, \dots, x_K)$, cujos preços são exógenos às unidades geográficas, pois são determinados nacionalmente. O fator trabalho também gera o vetor de bens não comercializáveis (z_1, z_2, \dots, z_M) , cujos preços são determinados localmente. A mão de obra é totalmente móvel entre os setores de uma mesma unidade geográfica (Moretti, 2010).

A oferta local de mão de obra possui inclinação positiva, e o seu grau de inclinação depende do grau de mobilidade entre as unidades geográficas. Quanto maior a mobilidade geográfica da mão de obra, maior deverá ser a elasticidade da oferta de trabalho. Dessa forma, outro limitador da mobilidade do trabalho é a oferta de moradias, que também possui inclinação positiva, cujo grau depende da geografia local, da legislação de uso da terra na região (Moretti e Thulin, 2012) e da acessibilidade.

Moretti (2010) ilustra quais as possíveis causas e efeitos do aumento da oferta de mão de obra em um determinado local. O aumento permanente na demanda por trabalho no setor de comercializáveis x_1 , em uma localidade m , pode ser decorrente da instalação de uma nova indústria na região ou do crescimento da demanda pelos produtos que são produzidos pelas firmas já instaladas na mesma região. O efeito direto desse choque é o aumento do emprego no setor x_1 . Mas esse choque também afeta diretamente os empregos dos demais setores de comercializáveis (x_2, x_3, \dots, x_K) e de todos os setores de não comercializáveis. O choque também deverá ter efeitos de equilíbrio geral nos preços locais, quais sejam, o aumento dos salários em toda a localidade (Mardukhi, 2010) e o crescimento dos custos de moradia na localidade (exceto nos casos extremos de oferta de moradia e/ou mão de obra infinitamente elásticas).

Para o caso do efeito do choque sob as demais indústrias de comercializáveis, tem-se de imediato o incremento da demanda por mão de obra, que implicará aumento dos salários na indústria de comercializáveis, acarretando na redução da competitividade das indústrias locais como um todo, pois o preço dos produtos comercializáveis é definido

nacionalmente. Portanto, caso os custos de produção de uma indústria aumentem em um determinado local, a tendência é que essa indústria migre para outra região. Esse efeito é corrigido no médio prazo com a ampliação da oferta de mão de obra por meio da migração de novos trabalhadores para a região.

De forma a captar o efeito entre comercializáveis e não comercializáveis, será utilizado o seguinte modelo:

$$E_{m,t}^{NC} - E_{m,t-b}^{NC} = \beta_0 + \beta_1(E_{m,t}^C - E_{m,t-b}^C) + \beta_2 d_t + \varepsilon_{mt} \quad (1)$$

$$\varepsilon_{mt} = \mu_m + v_m$$

onde $E_{m,t}^{NC}$ e $E_{m,t}^C$ denotam o emprego no setor de não comercializáveis e comercializáveis na região m , no período t , respectivamente. O subscrito $t-b$ representa o período base. A variável d é a *dummy* de tempo, incluída para controlar choques nacionais no setor de não comercializáveis. O resíduo ε_{mt} consiste nos efeitos fixos específicos da região, que não são observáveis, e é dado por μ_m e por um componente aleatório v_m . A especificação de (1) implica que o multiplicador local do emprego é dado por β_1 .

Para o efeito do choque no emprego em um setor de comercializáveis nos demais setores de comercializáveis, o modelo será o que se segue:

$$E_{m,t}^{C1} - E_{m,t-b}^{C1} = \beta_0' + \beta_1'(E_{m,t}^{C2} - E_{m,t-b}^{C2}) + \beta_2' d_t + \varepsilon'_{mt} \quad (2)$$

$$\varepsilon'_{mt} = \mu'_m + v'_m$$

onde $E_{m,t}^{C1}$ é o emprego em uma parte selecionada do setor de comercializáveis na região m , no período t , e $E_{m,t}^{C2}$ é o emprego no restante do setor de comercializáveis na região m , no período t . Moretti e Thulin (2012) optaram por estimar os multiplicadores β_1 e β_1' diretamente das equações (1) e (2).

Para calcular o multiplicador local do emprego, Moretti (2010) estimou a elasticidade entre as variações no emprego de comercializáveis e não comercializáveis. Linearizando (1) e (2), tem-se, respectivamente, a elasticidade entre a variação de emprego no setor de comercializáveis e não comercializáveis e entre parte do setor de comercializáveis no restante dos comercializáveis. Para eliminar o efeito de tendência que pode existir em dados de emprego, o autor utiliza a primeira diferença das variáveis de emprego, de forma a torná-las estacionárias. Com isso, chega-se às seguintes equações empíricas para a regressão:

$$\Delta E_{mt}^{NC} = \alpha + \beta \Delta E_{mt}^C + \gamma d_t + \varepsilon_{mt} \quad (3)$$

$$\Delta E_{mt}^{C1} = \alpha' + \beta' \Delta E_{mt}^{C2} + \gamma' d_t + \varepsilon'_{mt} \quad (4)$$

onde $\Delta E_{\square t}^C$ e ΔE_{mt}^{NC} são as variações ao longo do tempo no logaritmo do número de empregos na localidade m nos setores de comercializáveis e não comercializáveis, respectivamente. Para o segundo modelo, ΔE_{mt}^{C1} representa a variação ao longo do tempo no logaritmo do número de empregos em um grupo de indústrias do setor de comercializáveis, e ΔE_{mt}^{C2} é a mesma variação nas demais indústrias do setor de comercializáveis. A variável d é uma *dummy* dos períodos que serão estudados.

Moretti e Thulin (2012) argumentam que a estimação por mínimos quadrados ordinários (MQO) de (1) pode apresentar resultados inconsistentes, caso ocorram choques não observados no emprego do setor de não comercializáveis em nível local que também afetem o emprego do setor de comercializáveis. Especificamente, esses choques podem estar associados à variação ao longo do tempo na oferta de mão de obra de uma região (infraestrutura da região, criminalidade, qualidade da educação, serviços públicos locais, impostos locais etc.) e podem induzir à existência de viés na estimação. Para os autores, esse viés pode ser positivo ou negativo, dependendo da correlação entre as variações no emprego do setor de comercializáveis e os choques (representados pelos resíduos ε), que também pode ser positiva ou negativa. Esse problema de endogeneidade cria a necessidade de construção de uma variável instrumental que, como tal, seja correlacionada com a variável explicativa, mas não esteja relacionada com a variável dependente.

A análise *shift-share* é uma das ferramentas mais utilizadas pela Ciência Regional, tendo sido formalizada por Dunn (1960).² Ela se baseia em uma identidade que decompõe o crescimento do emprego regional em três efeitos: proporção nacional (*national growth effect*), estrutural (*industry mix effect*) e diferencial (*local share effect*). O componente proporção nacional mostra a proporção do crescimento do emprego local que é devida simplesmente ao aumento total do emprego no país. O componente estrutural indica a mudança no emprego local devido à sua particular estrutura produtiva. Por exemplo, uma região com alta proporção de setores produtivos em expansão apresenta um desempenho melhor que outra região com alta proporção de setores em declínio. O componente diferencial mostra a variação do emprego local devido ao desempenho dos setores produtivos na região relativamente ao desempenho dos mesmos setores na economia como um todo. Ou seja, o efeito diferencial exhibe a variação do emprego que decorre das especificidades locais.

1. O clássico trabalho de Haddad *et al.* (1989) discute o método e suas extensões. Para aplicações da análise *shift-share* para o Brasil ver: Santos (2000), Martins e Silva (2005), Ilha e Wegner (2005), de Souza e dos Santos (2011), Gonçalves Júnior e Galetto (2011), Gonçalves Júnior *et al.* (2012), Souza e Rodrigues (2011).

A estratégia empírica se baseia em calcular o componente estrutural das regiões e utilizá-lo como instrumento da variação observada no setor de comercializáveis. Com isso, caso uma indústria do setor de comercializáveis aumente a oferta de empregos em decorrência de um choque nacional naquela indústria, esse instrumento isolará a variação que for decorrente de mudanças nacionais daquelas que resultam de mudanças locais. Essas variações de cada indústria afetam as regiões de maneiras distintas, devido às suas diferentes estruturas setoriais.

Vale apresentar a intuição do uso do método *shift-share* nos termos da literatura de variável instrumental. O componente estrutural está relacionado com a variação no emprego do setor comercializável, ou seja, é um instrumento relevante. Além disso, ele só influenciaria a variável dependente por meio da variável instrumentalizada, sendo portanto um instrumento exógeno.³

Assim, para a estimação do multiplicador local do emprego, o método *shift-share* será utilizado como instrumento para eliminar possíveis problemas de endogeneidade na regressão. A fim de isolar os efeitos exógenos na demanda por trabalho de um determinado setor da indústria de bens comercializáveis, a variável ΔE_{mt}^C passa a ser instrumentalizada por $\sum_j \omega_{jm} \Delta E_{jt}^C$, onde ω_{jm} é a participação dos empregos de comercializáveis do setor j na localidade m no ano inicial, e ΔE_{jt}^C é a variação nacional do emprego entre o ano inicial e o ano posterior que for escolhido, na indústria j que pertence às indústrias de comercializáveis.

Moretti e Thulin (2012) optaram por construir a VI com base na mesma lógica do método *shift-share*. Sendo assim, o termo $(E_{m,t}^C - E_{m,t-b}^C)$ passa a ser representado pelo instrumento $\sum_{j=1}^s E_{m,j,t-s}^C (\ln(E_{j,t}^C - E_{m,j,t}^C) - \ln(E_{j,t-b}^C - E_{m,j,t-b}^C))$. Esse instrumento inclui, portanto, a parcela nacional e as participações de cada indústria, mas exclui a variação regional. De fato, a VI isola a variação que é decorrente de mudanças nacionais no setor j de toda a variação no emprego do setor j na região m . Essa variação nacional afeta as unidades geográficas de maneira diferente, em função da composição de seus setores de comercializáveis no total do emprego no ano-base.

2. O componente nacional captura o aumento do emprego nacional. Logo, a formalização e o aumento do emprego no período 2000-2010 foram absorvidos por tal componente e não viesam a análise.

4 FONTE E ANÁLISE DE DADOS

Para a realização deste estudo, a base de dados utilizada foi a Rais. Foram extraídos dados da Rais Vínculo referentes aos anos de 2000, 2005 e 2010, agregados em mesorregiões e subsetores. Essa base, apesar de ter algumas limitações e necessitar alguns ajustes é considerada apropriada para o presente estudo.

Antes de se passar aos detalhes dos procedimentos utilizados, é apropriado apresentar uma panorâmica da evolução da distribuição do emprego nas mesorregiões brasileiras. Os Mapas 1a e 1b destacam fatos já conhecidos: a concentração do emprego manufatureiro na região Sudeste, Sul e nas capitais brasileiras.⁴ A inspeção visual desses mapas oculta, contudo, o processo de desconcentração regional no período. O Mapa 2 mostra as taxas de crescimento do emprego industrial por quintis, com tons mais escuros representando taxas mais elevadas. Nessa ilustração, é fácil ver que foram as regiões do Centro-Oeste, Norte e algumas áreas do Nordeste as que apresentaram maiores taxas de crescimento.

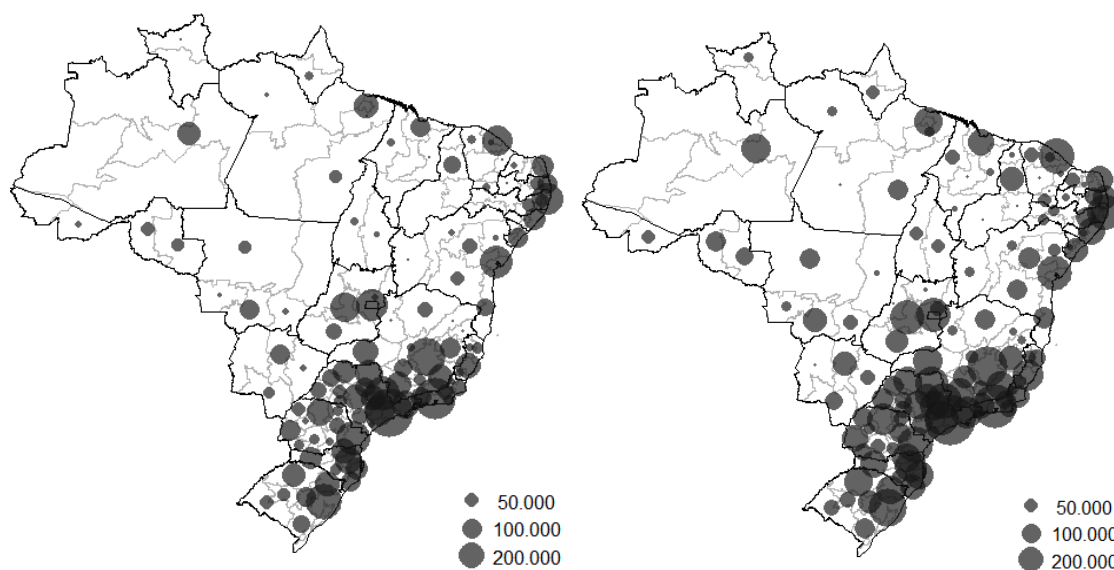
A dispersão das taxas de crescimento é essencial para a aplicação da metodologia presente. No decênio, houve mesorregiões em que sofreram de regressão do emprego industrial, com queda de 6%, enquanto outras tiveram crescimento de mais de 450%. Ou seja, apesar da configuração regional da indústria ter sido preservada em suas linhas gerais, as trajetórias regionais foram diversas.

⁴ Carvalho, Paixão e Campolina (2013), com base em dados municipais, destacam a concentração de clusters industriais nas regiões Sul e Sudeste, mas também apontam para o surgimento de novos clusters no Centro-oeste e alguns estados do Nordeste. Os autores também sintetizam a discussão sobre a desconcentração industrial no Brasil em anos recentes.

Distribuição espacial dos empregos na manufatura em 2000 e 2010

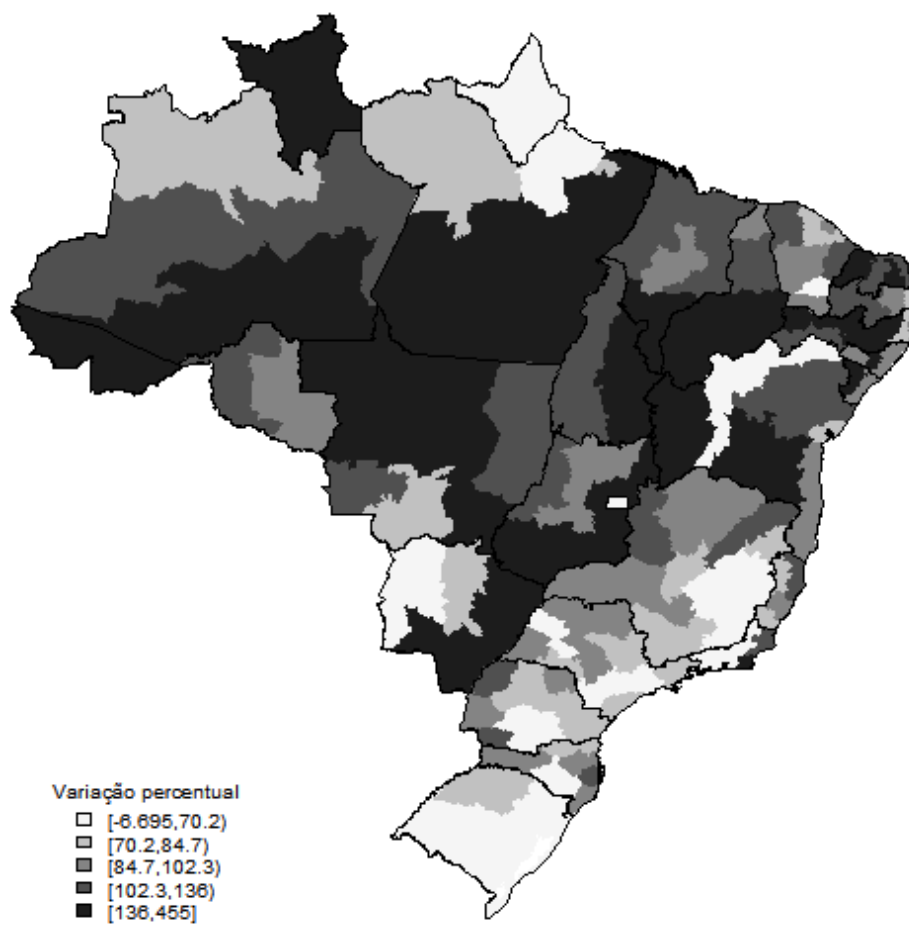
Mapa 1a (2000)

Mapa 1b (2010)



Fonte: Elaboração dos autores com base na Rais.

Varição percentual do número de empregos na manufatura por mesorregiões entre 2000- 2010



Fonte: Elaboração dos autores com base na Rais.

Tal como em outros estudos que utilizam a Rais, as situações de sub-representação do emprego formal em quantidade significativa de subsetores foram verificadas em várias mesorregiões. Esse problema pode ser decorrente das deficiências da Rais, como a autotranscrição, a omissão de informações ou o preenchimento incorreto. A existência de muitos valores iguais a zero nas entradas dos subsetores de uma determinada mesorregião pode comprometer a aplicação da metodologia *shift-share*. Uma das formas de lidar com essa sub-representação de subsetores é excluir da base de dados as mesorregiões que apresentarem menos vínculos empregatícios que um determinado limite estabelecido.

Neste estudo, seguiu-se o critério de Cruz e Santos (2011) e foram excluídas as mesorregiões que apresentaram, nos dados de 2000, menos de 5 mil empregos formais ou mais de quatro subsetores sem nenhum vínculo empregatício. Enquadram-se em um dos dois critérios, no período base de 2000, quatorze mesorregiões. Dessa forma, das 137 mesorregiões iniciais, foram considerados os dados da Rais de 123. Os subsetores de atividade econômica que estão disponíveis na Rais representam o maior nível de agregação setorial utilizado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) na classificação das atividades econômicas, justamente por ser uma das mais antigas classificações dessas atividades. Para os propósitos deste estudo, esse nível de desagregação das atividades econômicas, em 26 subsetores – 25 subsetores definidos e um subsetor para todos aqueles cujas atividades econômicas não se enquadrarem em nenhuma definição dos demais –, é suficiente.⁵

Foram também desconsiderados quatro subsetores, quais sejam: Extrativo mineral, Produção de minerais não metálicos, Administração pública e Agricultura e Outros. O corte utilizado para os subsetores está em linha com o que foi feito por Moretti (2010). Os três primeiros setores foram excluídos uma vez que suas razões locacionais são baseadas em recursos naturais ou decisão política, não sendo, portanto, o foco do estudo. Ademais, os subsetores de Administração pública e Agricultura também se destacam por estarem entre os que possuem informações mais comprometidas pelas deficiências da Rais. Já o subsetor Outros foi omitido por não haver registro de vínculo empregatício nos anos analisados. Dessa forma, serão utilizados os dados dos 21 subsetores de atividades econômicas restantes.

Para os 21 subsetores considerados neste trabalho o agrupamento entre indústria e serviços será realizado com base na divisão feita por Marconi e Rocha (2011), com as devidas adaptações, haja vista que os autores não utilizaram os subsetores de atividade

3. Cruz e Santos (2011) e Saboia (2013) apresentam visões abrangentes da evolução da indústria brasileira em períodos recentes.

econômica do IBGE. Foram agrupados em indústria os seguintes subsetores: Indústria metalúrgica; Indústria mecânica; Elétrico e comunicações; Material de transporte; Madeira e mobiliário; Papel e gráfica; Borracha, fumo e couros; Indústria química; Indústria têxtil; Indústria de calçados; e Alimentos e bebidas. Os subsetores considerados serviços são: Serviços de utilidade pública; Construção civil; Comércio varejista; Comércio atacadista; Instituições financeiras; Administração técnica e profissional; Transporte e comunicações; Alojamento e comunicações; Médicos, odontológicos e veterinários; e Ensino.

No tocante à classificação dos setores segundo a intensidade tecnológica, buscou-se preservar a divisão em apenas dois grupos (baixa e alta tecnologia), sem perder de vista a literatura que se debruçou sobre a questão no Brasil. Nesse sentido, a classificação mais utilizada é a do IBGE, cujos critérios estão de acordo com os que são utilizados pela Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE). Cavalcante e De Negri (2011) e Pereira, Furtado e Porcile (2011) trabalham com classificações setoriais de intensidade tecnológica do IBGE, da OCDE e do Gabinete de Estatísticas da União Europeia (Eurostat), cujos agrupamentos setoriais são bastante semelhantes, sendo que a classificação da OCDE é a mais genérica e as dos institutos locais possuem adaptações para o nível de desagregação setorial adotado.

Em linha com os agrupamentos da OCDE e do IBGE, os setores de atividade econômica são classificados por grande parte dos autores, em ordem crescente, quanto à intensidade tecnológica, em: sem classificação, baixa, média-baixa, média-alta e alta. Cavalcante e De Negri (2011) descrevem a classificação da OCDE, com adaptações ao Brasil, que divide os setores da indústria de transformação nesses quatro grupos principais: alta (aeroespacial, farmacêutico, informática, eletrônica, telecomunicações e instrumentos); média-alta (material elétrico, veículos automotores, química, ferroviário e de equipamentos de transporte, máquinas e equipamentos); média-baixa (construção naval, borracha e produtos plásticos, coque, produtos refinados de petróleo não metálicos, metalurgia básica e produtos metálicos); e baixa (outros setores e de reciclagem, madeira, papel e celulose, editorial e gráfica, alimentos, bebidas, fumo, têxtil e de confecções, couro e calçados).

Com base nessa classificação e em Lall (2000), Pereira, Furtado e Porcile (2011) aumentam o nível de agregação dos grupos, transformando-os em: produtos baseados em recursos naturais, baixa tecnologia, média tecnologia e alta tecnologia. Basicamente, os autores agregaram os grupos de média-baixa tecnologia e média-alta tecnologia, além de agrupar parte dos produtos primários que estavam sem classificação na categoria de produtos baseados em recursos. De fato, para este trabalho, a classificação mais agregada é mais interessante para a análise, uma vez que se tem 26 subsetores de atividade econômica, dos quais já foram excluídos cinco – cuja maior parte estaria especificada em

produtos baseados em recursos – restando apenas 21, dos quais 11 são identificados como industriais.

Portanto, entre os onze subsetores industriais a serem agregados por intensidade tecnológica, consideram-se os seguintes agrupamentos:

- baixa tecnologia: Indústria metalúrgica, Madeira e mobiliário, Papel e gráfica, Borracha, fumo e couros, Indústria têxtil, Indústria de calçados e Alimentos e bebidas; e
- alta tecnologia: Elétrico e comunicações, Material de transporte, Indústria química e Indústria mecânica.

Ao se observar a participação dos subsetores de atividade econômica que compõem a base de dados em âmbito nacional, conforme tabela 1, verifica-se que os subsetores que constituem o agrupamento de serviços são os que apresentam a maior participação no emprego nos três anos escolhidos. Destaque para os subsetores de Comércio varejista, Administração técnica profissional e Alojamento e comunicação que juntos respondiam mais de 40% do emprego nos três anos observados.

TABELA 1**Participação do emprego entre subsetores de atividade econômica selecionados no Brasil (2000, 2005 e 2010)**

Subsetor	2000		2005		2010	
	Emprego	Participação (%)	Emprego	Participação (%)	Emprego	Participação (%)
Comércio varejista	3.556.445	18,8	5.032.979	21,1	6.969.908	21,1
Administração Técnica Profissional	2.580.350	13,7	3.147.567	13,2	4.562.291	13,8
Alojamento e Comunicação	2.268.415	12,0	2.890.281	12,1	3.695.565	11,2
Transporte e comunicações	1.389.796	7,4	1.669.259	7,0	2.305.331	7,0
Construção civil	1.093.710	5,8	1.242.840	5,2	2.498.205	7,6
Alimentos e bebidas	981.806	5,2	1.399.425	5,9	1.748.954	5,3
Médicos, odontológicos e veterinários	923.888	4,9	1.136.681	4,8	1.473.225	4,5
Ensino	917.893	4,9	1.032.214	4,3	1.502.155	4,5
Indústria têxtil	701.080	3,7	831.935	3,5	1.034.715	3,1
Comércio atacadista	690.226	3,7	949.995	4,0	1.375.880	4,2
Instituição financeira	556.213	2,9	619.307	2,6	783.166	2,4
Indústria química	509.401	2,7	635.216	2,7	900.510	2,7
Indústria metalúrgica	481.898	2,6	603.839	2,5	796.353	2,4
Madeira e mobiliário	393.960	2,1	424.769	1,8	466.344	1,4
Papel e gráfica	308.425	1,6	337.957	1,4	405.890	1,2
Material de transporte	296.675	1,6	411.347	1,7	583.629	1,8
Serviço de utilidade pública	289.565	1,5	340.426	1,4	400.513	1,2
Indústria mecânica	278.473	1,5	366.600	1,5	566.444	1,7
Indústria de calçados	239.737	1,3	297.140	1,2	344.515	1,0
Borracha, fumo e couros	220.964	1,2	277.556	1,2	327.049	1,0
Elétrico e Comunicações	191.968	1,0	225.435	0,9	281.775	0,9
Total	18.870.888	100,0	23.872.768	100,0	33.022.417	100,0

Fonte: Rais.

Elaboração dos autores.

Ao se agruparem os subsetores em indústria e serviços, e por intensidade tecnológica, conforme tabela 2, nota-se que a participação do setor de serviços no emprego total sempre foi pelo menos três vezes maior que a do setor industrial. É importante destacar que, a despeito do considerável aumento observado no número de empregos do setor industrial, a sua participação em relação ao total de empregos dos dois agrupamentos

reduziu de 24,4% para 22,6%, isto é, se no ano 2000 existiam 3,1 empregos de serviços para cada emprego industrial, em 2010 essa relação passou para 3,4.

Com relação à intensidade tecnológica, é possível observar na tabela 2 que houve um aumento da participação dos setores classificados como de alta intensidade tecnológica, na indústria, que foi de 27,7% em 2000 para 31,3% em 2010. Portanto, enquanto no ano 2000 existiam 2,6 empregos de baixa tecnologia para cada emprego de alta tecnologia, em 2010 a relação passou para 2,2.

TABELA 2
Distribuição do emprego por subsetores agrupados no Brasil (2000, 2005 e 2010)

Setorial	2000		2005		2010	
	Empregos	Participação (%)	Empregos	Participação (%)	Empregos	Participação (%)
Indústria	4.604.387	24,4	5.811.219	24,3	7.456.178	22,6
Serviços	14.266.501	75,6	18.061.549	75,7	25.566.239	77,4
Intensidade tecnológica (apenas indústria)						
Baixa	3.327.870	72,3	4.172.621	71,8	5.123.820	68,7
Alta	1.276.517	27,7	1.638.598	28,2	2.332.358	31,3

Fonte: Rais.

Elaboração dos autores.

Quanto à variação, conforme é possível observar na tabela 3, nota-se que houve uma aceleração na geração de empregos industriais como nos serviços entre 2005 e 2010, quando comparado ao primeiro período. Essa aceleração foi mais intensa entre os setores de serviços, cuja variação da quantidade de empregos entre 2005 e 2010 foi de 41,6%, ante a 26,6% entre 2000 e 2005. Também chama a atenção a aceleração do incremento no número de empregos em setores de alta tecnologia, que foi de 42,3% no segundo período, ante a 28,4% no primeiro.

TABELA 3
Varição do emprego por subsetores agrupados no Brasil (2000, 2005 e 2010)

Setorial	2000-2005	Varição (%)	2005-2010	Varição (%)
Indústria	1.206.832	26,2	1.644.959	28,3
Serviços	3.795.048	26,6	7.504.690	41,6
Total	5.001.880	26,5	9.149.649	38,3
Intensidade tecnológica (apenas indústria)				
Baixa	844.751	25,4	951.199	22,8
Alta	362.081	28,4	693.760	42,3

Fonte: Rais.

Elaboração dos autores.

Na distribuição entre as mesorregiões, alguns fatos devem ser destacados. Como se sabe, o número de empregos na região metropolitana (RM) de São Paulo é mais que o dobro em relação à segunda mesorregião com mais empregos e corresponde, em 2010, a 19% do total dos empregos dos subsetores selecionados entre as 123 mesorregiões.

5 RESULTADOS ECONOMÉTRICOS

O modelo *benchmark* é o MQO *pooled* em um painel com apenas dois períodos – variação entre 2000 e 2005 e entre 2005 e 2010. Posteriormente, foi realizado o teste de Hausman para verificar se o modelo se ajusta a efeitos fixos, efeitos aleatórios ou se o MQO *pooled* pode ser utilizado. No teste de Hausman, rejeitou-se a hipótese nula, indicando que as estimativas *pooled* não são tão diferentes das estimativas com efeitos fixos e efeitos aleatórios.

Conforme pode ser observado na tabela 5, o resultado obtido para o multiplicador por MQO foi de 5,3, isto é, para cada emprego gerado no setor industrial, são criados mais de cinco empregos no setor de serviços. Aplicando a VI, conforme apresentado na descrição da metodologia, observa-se que o multiplicador aumenta para 6,6.

Em ambos os resultados o valor elevado dos multiplicadores chama a atenção. Valores surpreendentemente semelhantes foram obtidos por Moretti e Thulin (2012) ao estimarem os multiplicadores do emprego para a Suécia, considerando todas as regiões, inclusive Estocolmo, conforme apresentado na tabela 4. Lá os multiplicadores dos setores de alta tecnologia sobre os setores de não comercializáveis foram de 5,64 pelo MQO e de 6,55 utilizando a variável instrumental. Observa-se, contudo, que ao retirar Estocolmo, os autores obtiveram um multiplicador expressivamente inferior, o que caracteriza o forte peso da região na geração de empregos no setor de comercializáveis, no país.

TABELA 4 Multiplicadores locais do emprego de comercializáveis em não comercializáveis estimados para outros países

	País de análise	Período de análise	Multiplicador local estimado
Moretti (2010)	Estados Unidos	1980-2000	1,59
Moretti e Thulin (2012)	Suécia (sem Estocolmo)	1995-2007	0,49
Moretti e Thulin (2012)	Suécia (com Estocolmo)	1995-2007	4,02
Moretti e Thulin (2012)	Suécia (com Estocolmo e apenas alta tecnologia)	1995-2007	6,55
Blasio e Menon (2011)	Itália	1991-2001	0,38
Faggio e Overman (2014)	Reino Unido ¹	2003-2007	0,47

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Para o Reino Unido, o multiplicador estimado foi entre o emprego no setor público e o emprego no setor privado de não comercializáveis.

Ainda na tabela 4, é possível observar que o multiplicador local do emprego estimado para a Itália também é baixo. Blasio e Menon (2011) atribuem o baixo multiplicador da Itália a três fatores: mercado de trabalho rígido, baixa variabilidade dos salários e obstáculos à mobilidade da mão de obra. Para os Estados Unidos, o multiplicador local estimado para as RMs apresentou maior magnitude que os multiplicadores de Suécia e Itália, indicando, entre outros fatores, maior mobilidade da mão de obra.

Moretti e Thulin (2012) alertaram também que podem surgir problemas pelo fato de Estocolmo concentrar a mesma quantidade de empregos que as quatro maiores regiões subsequentes. Em situações com alta concentração de emprego, o efeito local dificilmente será isolado do efeito estrutural, dada a grande participação da cidade no total nacional de empregos. No caso das mesorregiões brasileiras, há um paralelo da situação de Estocolmo com a da mesorregião metropolitana de São Paulo (RMSP). Diante disso, optou-se por desconsiderar a RMSP nas regressões.⁶ Os resultados também são apresentados na tabela 5. Observa-se que aplicando o MQO, o multiplicador encontrado é de 2,9 e é significativo. Já o β_1 estimado utilizando a VI foi de 4,0. Todos os valores foram estatisticamente significantes.⁷

É importante destacar os testes de validade do instrumento que foi construído com base no método *shift-share*. Os testes de validade foram feitos para a VI do modelo *benchmark*, bem como todas as outras especificações. A estatística *F* da regressão de primeiro estágio entre a variável dependente e a variável instrumental foi bastante superior a 10, e a estatística *J* de Hansen apontou que não havia problemas de sobreidentificação. Com esses resultados, verificou-se a relevância do instrumento. Ao regredir o instrumento sobre os resíduos obtidos na regressão em dois estágios, foi possível constatar a inexistência de correlação entre a VI e os resíduos, sugerindo a exogeneidade. Portanto, a VI utilizada neste trabalho pode ser considerada válida, pois atende aos requisitos de relevância e exogeneidade.⁸

4. Não foi utilizada uma variável *dummy* para RMSP, pois tentou-se reproduzir as especificações de Moretti e Thulin (2012).

5. No caso sueco, a queda do multiplicador foi ainda maior, tendo passado para cerca de 0,5 na estimação por VI.

6. A fim de confirmar a validade do instrumento, também foram feitas estimações utilizando o método dos momentos generalizados (GMM), que apresenta resultados mais eficientes, e os resultados dos multiplicadores foram idênticos aos encontrados na regressão de dois estágios. As estimações foram feitas com base em Baum, Schaffer e Stillman (2003; 2007).

TABELA 5
Multiplicadores locais da indústria nos serviços nas mesorregiões brasileiras, com e sem a RMSP

	MQO	VI	MQO	VI
Efeito da indústria nos serviços	5,27*** (1,292)	6,58*** (0,951)	2,88*** (0,519)	3,98*** (0,826)
RMSP	Sim	Sim	Não	Não
R^2	0,72	0,67	0,48	0,43
N	246	246	244	244

Elaboração dos autores.

Nota: *** representa nível de significância de 1%.

Obs.: Erros-padrão agrupados por mesorregião (*clustered standard errors*) entre parênteses.

A despeito de os valores dos multiplicadores locais do emprego aparentarem ser de magnitude muito elevada, eles estão de acordo com os encontrados por outros autores usando metodologias diversas. Fachinelli *et al.* (2012) encontraram multiplicadores médios do emprego dos setores industriais no Brasil (exceto região Sul), de 4,00 e 4,11, para 1999 e 2004, respectivamente. Para a região Sul, os multiplicadores encontrados apresentaram magnitudes médias semelhantes. Esses autores usaram matrizes de insumo-produto com dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) do IBGE, cujas estimações requerem o uso de metodologia mais complexa que a apresentada neste trabalho. Outros estudos, que também se utilizam de matriz insumo-produto, mas com maior nível de desagregação setorial, encontraram multiplicadores médios de magnitude ainda maior que a encontrada neste trabalho. Por exemplo, Guilhoto e Sesso Filho (2010) obtiveram um multiplicador médio estimado do emprego nacional de 18,20 em 2005, na indústria e nos serviços, considerando o efeito direto, indireto e induzido. Obviamente, os resultados não são diretamente comparáveis, uma vez que se trata de unidades espaciais distintas.

Para se investigar a questão do impacto nos setores de alta e baixa tecnologia no emprego local, na tabela 6 são apresentados os multiplicadores nas atividades serviços.

TABELA 6**Multiplicadores locais da indústria de alta e baixa intensidade tecnológica em serviços nas mesorregiões brasileiras**

	MQO	VI	MQO	VI
Efeito da indústria de alta tecnologia nos serviços	5,39*** (1,268)	6,94*** (1,604)	-	-
Efeito da indústria de baixa tecnologia nos serviços	-	-	4,09*** (0,715)	6,81*** (1,748)
RMSP	Não	Não	Não	Não
R^2	0,46	0,42	0,35	0,18
N	244	244	244	244

Elaboração dos autores.

Nota: *** representa nível de significância de 1%.

Obs.: Erros-padrão agrupados por mesorregião (*clustered standard errors*) entre parênteses.

É possível perceber que, diferentemente dos resultados obtidos por Moretti e Thulin (2012) para a Suécia, o multiplicador do emprego dos setores de alta e baixa intensidade tecnológica possui valores elevados, mesmo sem considerar a RMSP. Contudo, na mesma linha dos multiplicadores estimados para a Suécia, o multiplicador dos setores de baixa tecnologia, estimado com a VI (6,81), é menor que o dos setores de alta tecnologia (6,94). Isto é, a geração de empregos nos setores de alta tecnologia tem um efeito multiplicador maior sobre o emprego nos setores de serviços do que a geração de empregos nos setores de baixa tecnologia.

Os resultados da tabela 6 estão em linha com o que é esperado com relação aos setores de alta intensidade tecnológica. Espera-se que esses setores contratem mão de obra mais qualificada e paguem salários maiores que os setores de baixa intensidade tecnológica. Para um mesmo número de empregos, esses salários mais altos implicam maior aumento da demanda local por serviços quando a mesorregião atrai uma empresa de alta intensidade tecnológica do que quando se instala uma firma de baixa tecnologia.

Por fim, são apresentados na tabela 7 os multiplicadores locais de longo prazo estimados dentro do próprio setor industrial. Estima-se o impacto da variação no emprego de setores de alta tecnologia sobre os setores de baixa tecnologia (equação 2). Observa-se que os multiplicadores estimados são muito menores que os multiplicadores sobre os subsetores de serviços, apresentados nas tabelas 5 e 6. Isto provavelmente ocorre porque tais bens podem ser importados de outras mesorregiões, diferentemente do que ocorre com os setores de serviços. Portanto, para cada emprego gerado nos setores de alta intensidade tecnológica, é criado menos de um emprego nos setores de baixa intensidade tecnológica.

TABELA 7**Multiplicadores locais dos setores de alta tecnologia em setores de baixa tecnologia nas mesorregiões brasileiras, com e sem a RMSP**

	MQO	VI	MQO	VI
Efeito da indústria de alta tecnologia na indústria de baixa tecnologia	0,94***	1,11***	0,71***	0,77***
	(0,156)	(0,109)	(0,078)	(0,069)
RMSP	Sim	Sim	Não	Não
R^2	0,61	0,58	0,39	0,37
N	246	246	244	244

Elaboração dos autores.

Nota: *** representa nível de significância de 1%.

Obs.: Erros-padrão agrupados por mesorregião (*clustered standard errors*) entre parênteses.

6 CONCLUSÃO

Este estudo estimou os multiplicadores locais do emprego entre os setores industriais e de serviços para as mesorregiões brasileiras entre 2000 e 2010. Portanto, foram encontradas evidências empíricas da existência de um multiplicador local do emprego economicamente importante e estatisticamente significativo. A geração de uma vaga de emprego no setor industrial de uma mesorregião brasileira provoca a criação de cerca de 4 empregos no setor de serviços, no longo prazo. Quando agrupados em subsetores de alta e de baixa intensidade tecnológica, os multiplicadores estimados sobre os setores de serviços foram de 6,94 e 6,81, respectivamente.

É importante observar que o multiplicador do emprego de todos os setores industriais sobre os serviços é de magnitude inferior à encontrada quando são agrupados os setores de alta e de baixa tecnologia. Isso talvez seja decorrente, em parte, do fato de que incentivos uniformes para os setores não geram tanta mobilidade de mão de obra entre os setores industriais, tornando a oferta desta menos elástica. Dessa forma, os salários sobem, mas não tanto quanto no caso de incentivos para setores específicos, que aumentarão sua demanda por mão de obra, a qual será originária tanto de outros setores como de outras mesorregiões.

Vale ressaltar que a existência de multiplicadores positivos e elevados não é, por si só, motivo necessário, nem suficiente para que se defendam os incentivos governamentais ao setor industrial. Antes de tudo, os efeitos calculados foram locais e, portanto, o crescimento do emprego de uma mesorregião via migração pode ser derivado do decréscimo em outra. Mas, mesmo considerando apenas os interesses locais, há que se ter certa cautela, por três motivos.

Em primeiro lugar, cada experiência de desenvolvimento local é única. Neste trabalho foram estimados impactos médios. Na prática, os multiplicadores variam de acordo com o setor, a tecnologia e as estratégias das empresas beneficiadas. Em segundo, há que se levar em conta o custo de oportunidade dos incentivos ante a outras políticas de criação de emprego ou incremento do bem-estar. Por fim, as condições locais de atração e retenção de firmas são decisivas para o multiplicador efetivamente observado. Amenidades, ambiente favorável aos negócios, infraestrutura, oferta elástica de habitações são fatores que aumentam os impactos na economia local de choques positivos no nível de emprego.

Feitas essas ressalvas, este artigo obteve um elevado multiplicador do emprego industrial e mostrou o potencial da metodologia de estimação com base em variáveis instrumentais para o Brasil. Outros estudos podem verificar a estabilidade dos valores obtidos em outros cortes temporais ou em níveis distintos de análise geográfica.

REFERÊNCIAS

- BAUM, Christopher F.; SCHAFFER, Mark E.; STILLMAN, Steven. Instrumental variables and GMM: estimation and testing. **Stata Journal**, v. 3, n. 1, p. 1-31, 2003.
- _____. Enhanced routines for instrumental variables/GMM estimation and testing. **Stata Journal**, v. 7, n. 4, p. 465-506, 2007.
- BEAUDRY, Paul; GREEN, David A.; SAND, Benjamin. Does industrial composition matter for wages? A test of search and bargaining theory. **Econometrica**, v. 80, n. 3, p. 1.063-1.104, 2012.
- BLANCHARD, Olivier Jean; KATZ, Lawrence F. Regional evolutions. **Brookings Papers on Economic Activity**, n. 1, p. 1-75, 1992.
- BLASIO, Guido de; MENON, Carlo. Local effects of manufacturing employment growth in Italy. **Giornale degli Economisti**, v. 70, n. 3, p. 101-112, 2011.
- BONELLI, R.; PESSOA, S. DE A. Desindustrialização no Brasil: um resumo da evidência. 2010.
- CARVALHO, A. R. ; PAIXÃO, A. N. ; CAMPOLINA, Bernardo . Clusterização e localização da indústria de transformação no Brasil. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 4, p. 20-40, 2013.
- CARVALHO, Daniel R.; LEE, Jean N. **Cross-Industry interlinkages in employment growth: evidence from Brazil**. 2011.
- CAVALCANTE, Luiz Ricardo; DE NEGRI, Fernanda. **Trajetória recente dos indicadores de inovação no Brasil**. Texto para Discussão nº 1.659, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), 2011.
- CRUZ, Bruno Oliveira; SANTOS, Iury Roberto Soares. **Dinâmica do emprego industrial no Brasil entre 1990 e 2009: uma visão regional da desindustrialização**. Texto para Discussão nº 1.673, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), 2011.
- DE SOUZA, Alexandre Batista; DOS SANTOS, Cárilton Vieira. Mudanças na composição da produção agrícola paranaense no período 1990 a 2005: uma análise quantitativa do desempenho das principais culturas. **Revista Paranaense de Desenvolvimento-RPD**, n. 116, p. 07-32, 2011.
- DUNN, Edgar S. A statistical and analytical technique for regional analysis. **Papers in Regional Science**, v. 6, n. 1, p. 97-112, 1960.
- FACHINELLI, Angel dos Santos *et al.* **Multiplicador de emprego e salário: estudo comparativo para a região Sul e restante do Brasil em 1999 e 2004**. 2012.
- FAGGIAN, A.; BIAGI, B. Measuring regional multipliers: a comparison between two different methodologies for the case of the Italian regions. **Scienze Regionali**, n. 1, p. 33-59, 2003.

- FAGGIO, Giulia; OVERMAN, Henry. The effect of public sector employment on local labour markets. **Journal of Urban Economics**, v. 79, p. 91-107, 2014.
- GONÇALVES JÚNIOR, Carlos Alberto *et al.* Análise diferencial/estrutural e fatorial do emprego nas microrregiões paranaenses entre 2005 a 2009. **Revista Paranaense de Desenvolvimento-RPD**, n. 118, p. 41-66, 2012.
- GONÇALVES JÚNIOR, Carlos Alberto; GALETE, Rinaldo Aparecido. **O método estrutural-diferencial: aplicação da adaptação de Herzog e Olsen para a microrregião de Maringá frente à economia paranaense 1994/2008.** 2011.
- GUILHOTO, Joaquim J.M.; SESSO FILHO, Umberto Antonio. Estimção da matriz insumo-produto a partir de dados preliminares das contas nacionais: aplicação e análise de indicadores para o Brasil em 2005. **Economia & Tecnologia**, Ano 6, v. 23, 2010.
- HADDAD, Paulo Roberto *et al.* **Economia regional: teorias e métodos de análise.** Banco do Nordeste do Brasil S.A., Escritório Técnico de Estudos Econômicos do Nordeste, 1989.
- ILHA, Adayr da Silva; WEGNER, Rubia Cristina. **Emprego de mão-de-obra como medida de crescimento setorial nos municípios de Caxias do Sul e Santana do Livramento no período de 2000-2002:** aplicação do método estrutural-diferencial modificado, 2005.
- ISLES, K.S.; N. CUTHBERT, An Economic Survey of Northern Ireland, Belfast: H.M.S.O., 1956.
- KOSTER, Hans R. A. Rocketing rents the magnitude and attenuation of agglomeration economies in the commercial property market. London, United Kingdom: **Spatial Economics Research Centre**, London School of Economics (LSE), 2013.
- LALL, Sanjaya. The technological structure and performance of developing country manufactured exports, 1985- 98. **Oxford development studies**, v. 28, n. 3, p. 337-369, 2000.
- MARCONI, N.; ROCHA, M. **Desindustrialização precoce e sobrevalorização da taxa de câmbio.** Texto para Discussão nº 1.681, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), 2011.
- MARDUKHI, Jian. **The general equilibrium wage impact of trade-induced shifts in industrial compositions of employment in Brazilian cities, 1991-2000.** 2010.
- MARTINS, Gilberto; SILVA, Lúcia Maria Ramos. Análise das principais culturas de exportação e importação do nordeste do Brasil usando o modelo Shift-Share. 2005.
- MORETTI, Enrico; THULIN, Per. Local multipliers and human capital in the US and Sweden. **Research Institute of Industrial Economics.** Institute of Industrial Economics Working Paper n. 914, 2012.
- MORETTI, Enrico. Local multipliers. **The American Economic Review**, v. 100, n. 2, p. 373-377, 2010.

- NASSIF, A. Há evidências de desindustrialização no Brasil? **Revista de Economia Política**, v. 28, n. 1, p. 72–96, mar. 2008.
- OREIRO, J. L.; FEIJÓ, C. A. Desindustrialização: conceituação, causas, efeitos eo caso brasileiro. **Revista de economia política**, v. 30, n. 2, p. 219–232, 2010.
- PEREIRA, Wellington; FURTADO, João; PORCILE, Gabriel. Competitividade internacional e tecnologia: uma análise da estrutura das exportações brasileiras. **Revista economia e sociedade**, v. 43, 2011.
- SABOIA, J. A continuidade do processo de desconcentração regional da indústria brasileira nos anos 2000. **Nova economia**, v. 23, n. 2, 14 nov. 2013.
- SANTOS, Sandro Rogério dos. O método estrutural-diferencial ampliado: uma aplicação para a região Sul frente à economia do Rio Grande do Sul, entre 1986 e 1995. **Economia e desenvolvimento**, n. 12, 2000.
- SOUZA, Nali de Jesus; RODRIGUES, Matheus Pinheiro da Fontoura. **Da evolução do emprego dos setores econômicos dos Coredes do Rio Grande Do Sul, 1990/2000**. 2011.
- SQUEFF, Gabriel Coelho. **Desindustrialização: luzes e sombras no debate brasileiro**. No. 1747. Texto para Discussão, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), 2012.