

# Diferenciais Regionais de Competitividade Industrial do Brasil no Século 21

**Daniela Schettini**

*Universidade de São Paulo (IRI-USP e IPE-FEA/USP), Brasil*

**Carlos R. Azzoni**

*Universidade de São Paulo (FEA/USP), Brasil*

---

## Resumo

Este artigo analisa a competitividade setorial da indústria brasileira considerando os aspectos regionais na distribuição de sua produtividade. Estimam-se funções e fronteiras estocásticas de produção com dados das mesorregiões brasileiras, no período 2000-2006, para 22 setores. Os resultados indicam a permanência do quadro concentrado da produtividade industrial, com aberturas para áreas com especialização em setores voltados a recursos naturais e uma presença, ainda que tênue, de diseconomias de urbanização. Não foram encontradas evidências que suportem uma mudança importante na concentração regional, tanto da produção como da produtividade da indústria brasileira, a partir da abertura da economia e de sua estabilização.

*Palavras-chave:* Produtividade, Economia Regional, Indústria de Transformação, Economias de Aglomeração, Convergência de Produtividade, Cadeias Espaciais de Markov

*Classificação JEL:* R12, R32

---

## Abstract

This article analyzes the competitiveness of Brazilian industry sector considering regional aspects in the distribution of productivity. We estimate production functions and stochastic production frontiers with meso-regions data of Brazil in the period 2000-2006 for 22 sectors. The results indicate the permanence of the concentrated industrial productivity scenario, with some changes to areas with specialization in sectors oriented to natural resources and a presence, albeit tenuous, of diseconomies of urbanization. We found no evidence to support a major change in the regional concentration of both production and productivity of Brazilian industry, from the opening of the economy and its stabilization.

---

\* Recebido em abril de 2012, aprovado em outubro de 2012. Artigo vencedor do Prêmio CNI de Economia 2011 – Categoria: Economia Industrial.

*E-mail addresses:* danischettini@usp.br, cazzoni@usp.br

## 1. Introdução

Os diferenciais de competitividade e sua evolução no tempo estão associados às disparidades regionais, especialmente àquelas materializadas na concentração da produção em reduzidas porções do espaço. Por serem mais competitivas, algumas regiões tendem a receber mais investimentos e podem gerar economias de aglomeração, que reforçam o nível inicial de competitividade. Dados seu volume de produção e sua importância para a competitividade do país, geralmente essas regiões são capazes de influenciar políticas nacionais e a alocação regional do investimento público. Esses fatores podem consolidar ou estimular seu ambiente competitivo. Esta lógica atinge sua dimensão máxima nas atividades industriais, pois elas apresentam um potencial maior de mobilidade geográfica e são as mais afetadas pelas economias de aglomeração. No Brasil, as atividades industriais são responsáveis por cerca de 27% do PIB, 53% das exportações, 25% da força de trabalho empregada,<sup>1</sup> além de ser mais intensiva em inovação em relação aos demais setores da economia. Dada sua importância no âmbito nacional, este trabalho foca sua atenção no setor da indústria de transformação brasileira, que apresenta alto grau de concentração regional.<sup>2</sup>

Em geral, as competitividades relativas entre as regiões são razoavelmente estáveis no tempo, como os casos brasileiros exemplificam. A região Sudeste tem se destacado por mais de um século, enquanto a Nordeste ocupa a última posição há décadas. Vale mencionar, entretanto, a participação crescente das regiões Norte e Centro-Oeste no PIB nacional, baseada não somente na competitividade de atividades originárias dos recursos naturais como de programas espacialmente explícitos do governo, como nos casos da mudança da capital federal e o estabelecimento da Zona Franca de Manaus.

Dadas as mudanças nos ambientes produtivos nacional e global desde o final do século 20, este artigo está focado na competitividade regional observada no começo do século 21. O objetivo do trabalho é desvendar minuciosamente o estado da produtividade industrial das regiões brasileiras. Dentro deste propósito, analisa-se a evolução recente da produtividade industrial com detalhamento por setor e estado; verifica-se se há tendência de convergência da produtividade estadual por setor da indústria; investiga-se a influência da eficiência da vizinhança na eficiência da região e explora-se o papel das economias espaciais sobre a produtividade regional.

O artigo está organizado em 8 seções, além desta Introdução. A Seção 2 apresenta uma breve discussão teórica sobre mensuração da produtividade. A seguinte expõe os dados utilizados. A Seção 4 apresenta concisamente a metodologia e mostra os diferenciais setoriais e regionais de produtividade. A Seção 5 investiga tendências de convergência regional e setorial da produtividade industrial. A Seção 6 estuda a presença de efeitos de vizinhança na eficiência produtiva das regiões. A Seção 7

<sup>1</sup> Dados de 2010. Fontes: IpeaData, MDIC e RAIS.

<sup>2</sup> Para uma análise do padrão de concentração regional da indústria brasileira e de suas causas, ver Cano (2007) e Diniz (1993).

utiliza medidas de eficiência produtiva para investigar a presença de economias espaciais nos setores industriais. A seção final conclui o trabalho.

## 2. Mensuração da Produtividade na Indústria

A produtividade das empresas sediadas em uma região oferece um indicador de competitividade regional. Kaldor (1970) associou o crescimento da produtividade com o crescimento do produto das regiões. Para Gardiner et alii (2004), a produtividade e a taxa de emprego são componentes essenciais da prosperidade econômica regional e medem a “competitividade revelada”. Porter e Ketels (2003) também sugerem a produtividade como melhor medida para a competitividade de firmas, indústrias, nações etc.

A produtividade é definida por uma relação entre produtos e insumos, que são transformados por algum processo tecnológico e sua medida deve considerar elementos de eficiência tanto técnica quanto alocativa e de tecnologia (Bonelli 1996).<sup>3</sup> As variações na produtividade podem ser quantificadas, segundo Balk (2001), a partir de quatro fontes:

- i) mudança tecnológica: habilidade de produzir mais ao longo do tempo com os mesmos insumos
- ii) mudança de eficiência técnica: melhora na habilidade da firma em usar a tecnologia disponível
- iii) mudança na eficiência de escala: melhora na escala de operação das plantas industriais e
- iv) efeito da mudança na composição do vetor de produtos ou de insumos na eficiência de escala.

Kendrick (1977) separa o aumento da produtividade entre fatores de curto prazo e forças seculares. No primeiro grupo, cita mudanças nas taxas de utilização da capacidade individual das firmas, o grau de eficiência do trabalhador e a concentração da produção em firmas mais eficientes. Dentre as forças seculares, destaca o avanço tecnológico, que expande a fronteira de possibilidades de produção, as economias internas e externas de escala, maior especialização do mercado de fatores, mudanças nas práticas institucionais e intervenções governamentais.

Considerando-se processos produtivos que utilizam os insumos capital e trabalho, além das matérias-primas e materiais diretamente envolvidos, a produtividade é indicada pela variação da produção não explicada pela variação na utilização destes dois últimos insumos. Ou seja, a produtividade é medida pelo resíduo não explicado pelo volume de insumos capital e trabalho utilizados. Esse resíduo pode ser função da maior eficiência organizacional, da eficiência na utilização do insumo, da escala de operação ou da intensidade tecnológica (Schor 2003; Fried et alii 2008).

<sup>3</sup> A eficiência técnica, também chamada na literatura de eficiência produtiva, relaciona os insumos e produto observados em referência a um desempenho ótimo. Se os preços dos insumos e produto também são considerados, trata-se, então, da eficiência alocativa.

Essa variação da produção não explicada pela variação dos insumos capital e trabalho é conhecida como Produtividade Total dos Fatores (PTF), que mede a eficiência da produção considerando todos os fatores e insumos (Schor 2003; Fried et alii 2008). Nishimizu e Robinson (1986) estudaram as diferenças setoriais no crescimento da produtividade para Japão, Coréia, Turquia e Iugoslávia. Rossi Jr e Ferreira (1999), Bonelli (1992) e Schor (2003) estudaram a PTF da indústria brasileira na década de 1980 e 1990. Schor (2003) concluiu que houve um aumento na PTF entre os períodos de 1986-90 e 1992-98 na indústria de transformação, tanto pela maior produtividade das firmas individuais quanto por maior produção nas firmas de maior produtividade. A autora ainda destaca a grande heterogeneidade entre os setores industriais na evolução da produtividade no período. Esses trabalhos, entretanto, não consideraram aspectos regionais da distribuição da produtividade da indústria brasileira.

Os índices de produtividade podem ser obtidos através da diferença entre a produção observada e uma produção ótima, estimada por uma função de produção. Existem alguns métodos possíveis para realizar essa estimação. Este artigo utiliza diferentes metodologias, a depender do propósito das questões consideradas em cada seção.

### 3. Dados Utilizados

A base de dados utilizada é composta de empresas do setor da indústria de transformação, oriundas da PIA (Pesquisa Industrial Anual) divulgada pelo IBGE,<sup>4</sup> e é formada por um painel não balanceado com três dimensões. A dimensão temporal é definida com observações anuais de 2000 a 2006. As unidades da análise são divididas em duas dimensões: a geográfica, com 137 mesorregiões, e a setorial, com 23 setores da indústria de transformação da CNAE 1.0 (dois dígitos).

Para estimarem-se funções de produção é necessário definir medidas de produto e de insumos. O produto foi medido pela variável Valor da Transformação Industrial (VTI). O insumo trabalho é medido pela variável Número Médio de Pessoas Ocupadas no Ano. Para o estoque de capital utilizou-se o Valor Total do Ativo.<sup>5</sup>

Respeitando as regras de sigilo de informações do IBGE, foi necessário agregar todas as unidades produtivas de certa região em uma unidade geográfica suficientemente grande para evitar a censura dos dados, e pequena para explorar os detalhes da amostra. Escolheu-se a mesorregião e, a partir disto, foi calculada uma unidade produtiva média ou representativa por mesorregião. Isto significa que cada mesorregião assume o papel de uma firma, ou seja, em cada setor tem-se uma firma

<sup>4</sup> Maiores detalhes desta pesquisa podem ser obtidos em Pesquisa Industrial Anual PIA (2005).

<sup>5</sup> VTI é calculado pelo IBGE pela diferença entre o Valor Bruto da Produção e o Custo das Operações Industriais Número Médio de Pessoas Ocupadas no Ano: é a média anual do total de pessoas ocupadas com ou sem vínculo empregatício e não inclui membros do conselho administrativo, diretor ou fiscal, autônomo e pessoas que, apesar de trabalharem dentro da empresa, são remuneradas por outras firmas. O estoque de capital considera o ativo circulante, realizável de longo prazo e permanente.

representativa por mesorregião. Assim, cada setor industrial pode ter no máximo 137 firmas no Brasil, pois existem 137 mesorregiões.

Cada mesorregião em cada setor está composta por certo número de estabelecimentos.<sup>6</sup> A fim de evitar distorções, calcularam-se os valores médios de cada variável para a mesorregião.<sup>7</sup> A exceção da análise por mesorregião ocorre no estudo sobre a convergência setorial das regiões, em que a unidade geográfica passa a ser o estado, para simplificar a interpretação dos cenários de produtividade espacial.

Vale destacar que as variáveis monetárias da PIA são nominais e foram deflacionadas utilizando o IPA-OG setorial, Índice de Preços ao Atacado – Oferta Global, calculado pela Fundação Getulio Vargas.<sup>8</sup>

## 4. Níveis Estimados de Produtividade Regional e Setorial

### 4.1. Mensuração da produtividade: Aspectos metodológicos

A produção é um processo de transformação dos insumos em produtos, sobre o qual a natureza impõe restrições, de modo que somente algumas combinações de insumos são factíveis em um dado momento. A função de produção indica a cesta mínima de insumos necessária para produzir certa quantidade de produto, ou o máximo de produto obtido a partir de uma cesta de insumos, dada a tecnologia disponível, sendo a expressão matemática para o local geométrico de todos os pontos que estão sobre a fronteira do conjunto de produção. A literatura tem estimado funções de produção, custo e lucro a partir dos trabalhos iniciais de Cobb e Douglas (1928), Arrow et alii (1961), Berndt e Christensen (1973) e Christensen et alii (1973). A atenção para níveis mais desagregados do estudo da função de produção ocorreu na década de 1960, com os trabalhos de Hildebrand e Liu (1965) e Zellner e Revankar (1969).

Esta seção adota a metodologia desenvolvida por Olley e Pakes (1996)<sup>9</sup> para estimação de funções de produção. Os índices de produtividade da firma ou indústria são obtidos pela diferença entre a produção observada da firma e uma

<sup>6</sup> Na base de dados resultante, portanto, os dados são empilhados e cada firma é definida pelo setor  $j$  na mesorregião  $i$ . Por exemplo, a firma  $um$  passa a ser a mesorregião 3515 no setor 15, a firma dois é a mesorregião 3515 no setor 17, a firma três é a mesorregião 3306 no setor 15 e assim por diante. Neste caso, cada mesorregião pode ter até 22 setores, o que gera 22 firmas por mesorregião. O número máximo de firmas por período para o Brasil é 3.014, (pois há 137 mesorregiões e 22 setores).

<sup>7</sup> Para se obter qualquer variável (insumos e produto) derivada dos dados da PIA foi necessário primeiro trabalhar o banco de dados no sentido de limpar e tratar as observações aberrantes (outliers). O tratamento do banco de dados está descrito no Apêndice de Schettini (2010).

<sup>8</sup> O índice está referido com base 100 em agosto de 1994. As duas pesquisas (PIA e IPA-OG) não têm uma correspondência perfeita na classificação setorial e por isso foi necessário realizar algumas reclassificações. Os detalhes também estão em Schettini (2010), que também descreve as regras de exclusão das mesorregiões e dos setores aplicadas à base de dados (dos 23 setores, passamos a trabalhar com 22, pois o setor de Produção de Fumo, 16, foi excluído da base).

<sup>9</sup> Doravante referida apenas como OP.

produção ótima, estimada pela função de produção. Consideremos a tecnologia da firma  $i$  no tempo  $t$ , descrita por uma função de produção do tipo Cobb-Douglas:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_L L_{it} + \beta_K K_{it} + v_{it}$$

$$v_{it} = w_{it} + \varepsilon_{it}$$

em que o produto  $y_{it}$  e os insumos trabalho e estoque de capital ( $L_{it}$  e  $K_{it}$ , respectivamente) estão em logaritmo. O termo  $v_{it}$  é chamado de resíduo composto e é formado pela produtividade  $w_{it}$  e pelo erro estatístico  $\varepsilon_{it}$ . No início de cada período, a firma deve tomar duas decisões: primeiro, sobre sua permanência no mercado e, segundo, sobre a combinação de insumos usados na produção. Ambas as decisões estão correlacionadas com o nível de produtividade da firma  $w_{it}$ , fazendo com que o erro composto  $\varepsilon_{it}$  seja correlacionado com as variáveis explicativas, o que torna viesadas as estimativas obtidas por Mínimos Quadrados Ordinários. Portanto, as decisões da firma provocam dois tipos de viés: o de seleção (se a firma permanece ou sai do mercado) e o da simultaneidade (a firma conhece sua produtividade ao escolher a combinação de insumos).

Olley e Pakes (1996) procuraram resolver o problema usando um modelo estrutural dinâmico.<sup>10</sup> Os autores desenvolveram um estimador semiparamétrico para estudar a produtividade das firmas de equipamentos de telecomunicação nos Estados Unidos, após o processo de reestruturação da indústria resultante dos processos de mudança tecnológica e liberalização do ambiente regulatório. Para a estimação, assumiram que havia apenas uma variável de estado não observada, a produtividade, responsável pelas diferenças de comportamento das firmas no tempo. O problema da correlação contemporânea entre essa variável e os insumos foi controlado utilizando o investimento como variável auxiliar, pois este, assumem, possui uma relação crescente com a produtividade. Modelaram, portanto, o investimento em função do nível de produtividade não observado da firma e do estoque de capital. Dado o aspecto dinâmico do modelo, e supondo que a firma decida permanecer no mercado, o problema da firma é maximizar o fluxo líquido de lucros presente e futuros, utilizando o insumo trabalho como variável de controle.

As variáveis-estado são o estoque de capital, o nível de produtividade das firmas e a sua idade. O coeficiente do trabalho é identificado pelas decisões de investimento em  $t$ , enquanto o coeficiente do capital é identificado por meio da sequência de decisões tomadas no tempo: o uso de capital é determinado antes da realização da produtividade em  $t$  e por isso não importa o fato de que a produtividade não é observada. Nesta seção, apenas estoque de capital e o nível de produtividade da firma são considerados variáveis-estado. Ao contrário de Schor (2003), consideramos que, dada a frequência anual dos dados da PIA, as firmas são capazes de ajustar a quantidade de trabalho a choques ocorridos durante o ano, não sendo o insumo

<sup>10</sup> O nível de produtividade e a escolha dos insumos são questões comportamentais que variam ao longo do tempo, justificando, segundo os autores, a necessidade de um modelo dinâmico.

trabalho classificado como variável-estado. Não será utilizado o investimento como proxy para a variável produtividade não observada porque, conforme argumentam Levinsohn e Petrin (2003), os coeficientes estimados mudam significativamente quando a amostra possui muitas observações com investimento nulo, como é o nosso caso.<sup>11</sup> De acordo com os autores, o viés de simultaneidade, que ocorre pela determinação da produtividade e do nível dos insumos no mesmo instante, também pode ser controlado através dos insumos intermediários, razão pela qual utilizamos a variável Consumo de Energia Elétrica.

Além disso, não modelamos o viés de seleção, uma vez que, assim como em Schor (2003), trabalhamos com painéis não balanceados, o que, segundo Levinsohn e Petrin (2003), minimiza significativamente o viés. Griliches e Mairesse (1998) afirmam que, uma vez aplicado o método de correção do viés de simultaneidade, o critério de seleção das firmas não possui grande importância. Estimamos, portanto, uma função de produção Cobb-Douglas, com um componente de tendência (como mostramos a seguir), utilizando a metodologia de OP.

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_L L_{it} + \beta_K K_{it} + \beta_T t + v_{it}$$

$$y_{it} = \omega_{it} + \varepsilon_{it}$$

Para se obter todos os coeficientes, é necessário estimar o modelo em dois estágios. A derivação resulta em um modelo semiparamétrico, em que é possível identificar  $\beta_T$  e  $\beta_L$ , mas não  $\beta_K$ . Para obter  $\beta_K$  é necessário usar as estimativas do primeiro estágio e uma função auxiliar aproximada por um polinômio de quarto grau, resultante das interações entre Energia Elétrica e Estoque de Capital (Olley e Pakes 1996; Pavcnik 2000; Schor 2003).<sup>12</sup> Os detalhes da derivação do modelo estimado, assim como a normalização (Pavcnik 2000; Schor 2003) das estimativas finais de produtividade obtidas de acordo com a metodologia de OP pode ser encontrado em Schettini (2010).<sup>13</sup>

A Tabela 1 apresenta os resultados. Observa-se que os coeficientes de capital e trabalho são estatisticamente significantes e positivos, sendo o do capital maior do que o do trabalho. O coeficiente da tendência indica que a cada ano a função de produção expande-se para a direita e para cima, implicando que, com a mesma quantidade de insumos utilizados em um período, é possível obter mais produtos no ano seguinte.

<sup>11</sup> Além do que, o uso do investimento como proxy só é válido para as firmas que possuem investimento não nulo na amostra.

<sup>12</sup> Schor (2003) discute que, para esta aproximação ser válida, é necessário que o mercado de insumos seja o mesmo para todas as firmas e que sua estrutura não se altere ao longo do tempo. No nosso caso, o período da amostra (2000 a 2006) é relativamente curto para haver uma mudança na estrutura do mercado de insumos. Assumimos assim que as firmas já se ajustaram às possíveis mudanças no mercado de insumos decorrentes tanto do efeito da desvalorização do real em 1999 como do fenômeno “apagão” em 2000.

<sup>13</sup> O indicador de produtividade resultante mede o desvio, em logaritmo, de uma firma em relação à média de sua indústria.

Tabela 1

Resultados da Estimação do Modelo Cobb-Douglas – OP

	Coef.	Estat. <i>t</i>
Trabalho (log)	0,3826	24,82 ***
Capital (log)	0,4325	17,82 ***
Tendência geral	0,0350	11,55 ***
Núm. Obs.	6035	
I	904	
T	7	

Grau de significância: \*\*\* 1%.

#### 4.2. Diferenciais setoriais

Para se obter os diferenciais setoriais de produtividade, dado que o modelo de OP computa a produtividade por mesorregião e setor, agregamos as produtividades regionais estimadas de cada setor, ponderadas pela parcela do produto de cada mesorregião no total do setor.

A Figura 1 mostra a média anual dos diferenciais setoriais de produtividade obtidos da amostra dos 22 setores da CNAE. O setor de Combustíveis (23) apresentou o maior nível médio de produtividade, seguido por alguns dos setores mais intensivos em tecnologia. Na outra ponta, o setor de Vestuário (18) obteve a menor produtividade média da indústria de transformação.

A Figura 2 divide os setores em quatro quadrantes, de acordo com o nível e a variação de produtividade no período. O primeiro quadrante apresenta os setores mais competitivos, Metalurgia e Couro, que não somente possuem elevada produtividade média, como também avançaram em produtividade no período. No segundo quadrante estão os setores que, apesar de apresentarem elevada produtividade média, perderam produtividade no período. Este quadrante inclui três setores de maior intensidade tecnológica: Veículos (34), Outros Veículos (35) e Eletrônico (32), além do setor de Celulose (21). No terceiro quadrante, classificamos os setores que também tiveram redução da produtividade no período e que, além disso, apresentaram baixo nível de produtividade média. São, neste sentido, os setores menos competitivos da indústria de transformação brasileira: Vestuário (18), Reciclagem (37), Informática (30), Têxtil (17), Instrumentos de Precisão (33) e Produtos de Metal (28). Por último, apesar dos setores do quarto quadrante apresentarem baixo nível de produtividade média, houve crescimento no período. Está nesse grupo a maioria dos setores da indústria de transformação brasileira: Máquinas (29), Móveis (36), Minerais Não Metálicos (26), Edição (22), Plástico (25), Alimentos (15), Equipamentos Elétricos (31), Químico (24) e Madeira (20).

Fig. 1. Média Anual da Produtividade Setorial, 2000-2006

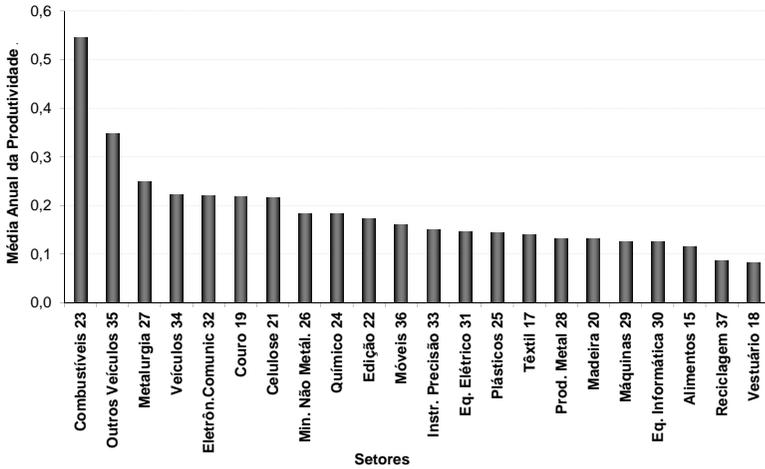
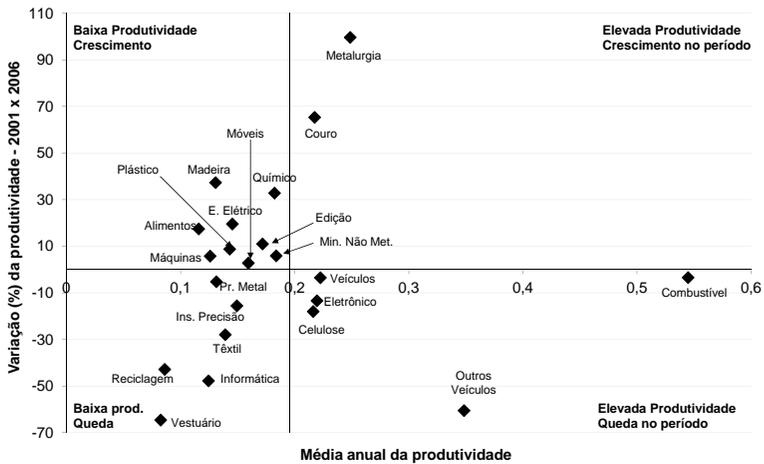


Fig. 2. Nível e Crescimento da Produtividade Setorial



### 4.3. *Diferenciais regionais*

Os diferenciais de produtividade regional consideram os diferenciais setoriais em cada região. Inicialmente, para cada setor, os resultados regionais são ordenados em 5 quintis para cada ano, atribuindo-se uma nota variando de um a cinco para cada quintil (nota 1, baixa produtividade e 5, alta produtividade). Portanto, a cada ano, a região recebe 22 notas, que refletem a produtividade relativa de seus setores.<sup>14</sup> A nota final da região é dada pela média das notas de seus setores, ponderada pela participação de cada setor na sua estrutura produtiva. Portanto, uma região com elevado nível de produtividade (nota alta) em um setor com grande participação em sua estrutura produtiva tende a receber uma elevada nota final. A última etapa apenas calcula a média aritmética de todas as suas notas no período.

A Figura 3 mostra os resultados. Nota-se, em geral, uma situação de concentração de níveis altos de produtividade na região tradicionalmente mais importante em termos industriais no país. Replicam-se assim no início deste século condições semelhantes às observadas em muitas décadas anteriores. Por outro lado, aparecem casos de alta produtividade em regiões não tradicionais, provavelmente resultantes da especialização em um ou poucos setores, ligados via de regra ao setor agropecuário, como é o caso de Alimentos no Centro-Oeste e Extremo Oeste Baiano e Madeira no Pará. Assim, observam-se já desdobramentos da grande expansão das atividades agrícolas para o oeste do país, com consequências industriais já notadas. Todavia, o quadro geral replica as competitividades relativas tradicionais das regiões brasileiras.

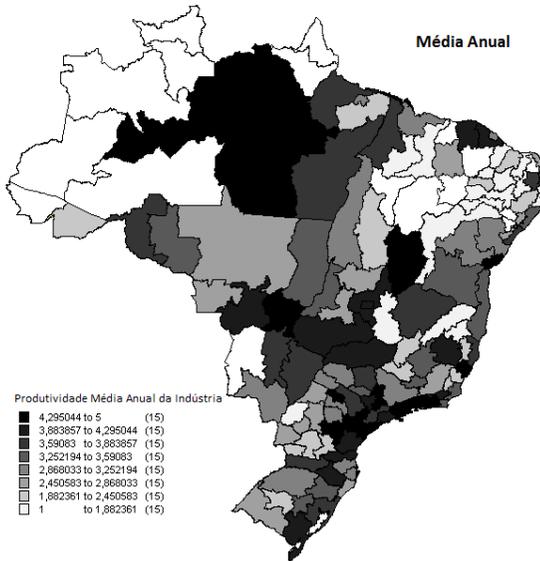
## 5. Crescimento da Produtividade por Setor e por Estado

Como vimos na seção anterior, os índices de produtividade da indústria ou região podem ser obtidos através da diferença entre a produção observada e uma produção ótima, estimada por uma função de produção. Apesar de algumas metodologias, como OP, sugerirem alternativas para obtenção de indicadores de produtividade não viesados, ainda é possível utilizar o método de MQO ao se considerar a produtividade  $\omega_{it}$  como um efeito fixo ( $\omega_{it} = \omega_i$ ), ou seja, assume-se que a produtividade é específica do setor ou da região e constante no tempo, obtendo-se uma única estimativa para todo o período analisado. As metodologias alternativas são, por exemplo, fronteiras estocásticas e DEA (*Data Envelopment Analysis*).

Dado o objetivo desta seção, de obter as estimativas da evolução da produtividade setorial e estadual, optou-se por obter índices de produtividade por meio dos coeficientes estimados dos efeitos fixos de *dummies* estaduais e setoriais. Se, ao invés, tivéssemos mantido a metodologia de OP, a estimação do modelo tornar-se-ia bastante complexa, limitando a significância dos coeficientes estimados

<sup>14</sup> Muitas regiões não têm todos os 22 setores, e assim, não chegam a receber 22 notas.

Fig. 3. Diferenciais Regionais de Produtividade – Média anual



e, consequentemente, as análises de crescimento da produtividade setorial e estadual.<sup>15</sup>

Dessa forma, os índices de produtividade são obtidos a partir dos coeficientes estimados de variáveis *dummies* incluídas na regressão. Para se conseguirem estimativas de produtividade setorial (regional) pelo método de efeitos fixos, incluem-se variáveis *dummies* setoriais (regionais) na função de produção a ser estimada, as quais assumem o valor um se a observação pertence a determinado setor (região) e zero, caso contrário. Por último, para contornar a limitação de que o método de efeitos fixos resulta em uma estimativa de produtividade constante no tempo, é possível interagir cada variável *dummy* com uma variável de tendência, obtendo por fim uma estimativa da taxa anual de variação da produtividade, seja setorial ou regional, que pode ser utilizada para elaboração de cenários de produtividade industrial. Assim sendo, estima-se a equação:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 L_{it} + \beta_2 K_{it} + \beta_3 W L_{it} + \beta_4 t + \sum_{k=1}^K \beta_k t^* dummy_k + v_{it}$$

em que  $y_{it}$  é a produção, medida pelo valor adicionado (VTI), e  $L_{it}$  e  $K_{it}$  são os insumos trabalho e estoque de capital, respectivamente, expressos em logaritmo.

<sup>15</sup> Lidamos com 22 setores e 25 regiões (24 estados mais o Distrito Federal).

Os subscritos  $t$  e  $i$  correspondem a tempo e firma (setor  $a$  na mesorregião  $b$ ), respectivamente.

Como as dinâmicas regionais são influenciadas por aspectos econômicos de caráter espacial, ao tratarmos de dados regionais essas dinâmicas devem ser consideradas no modelo. A econometria espacial considera explicitamente a possibilidade de interação geográfica entre os aspectos socioeconômicos das regiões, utilizando ferramentas específicas para lidar com os problemas de heterogeneidade e dependência espacial (Kmenta 1971; Anselin 1988). Ao incluirmos os efeitos espaciais, buscamos aprimorar as estimativas de produtividade. Dentre os vários métodos destacados na literatura, as influências espaciais são consideradas de modo simples neste modelo, por meio da introdução da variável  $WL$ , em que  $W$  representa a matriz normalizada de pesos espaciais, utilizada para captar as correlações espaciais, calculada pelo inverso da distância euclidiana entre duas regiões.<sup>16</sup> A matriz de pesos espaciais  $W$  é associada à variável independente do insumo trabalho, buscando captar os efeitos da dependência espacial entre as duas regiões, via externalidades associadas aos efeitos de *spillover* (transbordamento de conhecimento) de sua mão-de-obra (Upton e Fingleton 1985; Hordijk 1979; Anselin 1980; Bivand 1984; Guiso e Schivardi 2007; Tveteras e Battese 2006).

O componente de tendência “ $t$ ” é adicionado de duas formas: sem interação, assumindo valores de 1 a 7 para cada ano entre 2000 e 2006. Nesse caso o coeficiente estimado indica a taxa de crescimento da produtividade média do período entre todos os casos considerados. A outra forma introduz interações entre esse crescimento médio com as *dummies* regionais e setoriais. Nesse caso, o resultado é a identificação da taxa de crescimento da produtividade no período para cada caso específico (setor ou região).

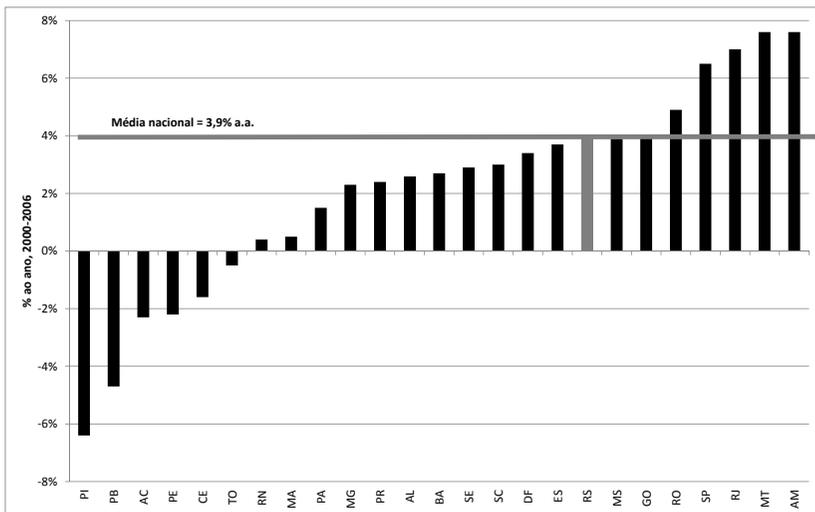
As estimativas das taxas anuais de crescimento da produtividade setorial foram obtidas estimando o modelo acima, em que se definiu uma *dummy* para cada setor da indústria de transformação (total de 22 setores). Por sua vez, as estimativas das taxas anuais de crescimento da produtividade estadual foram obtidas estimando o modelo acima, definindo uma *dummy* para cada estado do Brasil (total de 25 – estados mais o Distrito Federal).

Para evitar a multicolinearidade, entretanto, não é possível incluir todas as 22 *dummies* setoriais em uma mesma regressão simultaneamente (o mesmo ocorrendo para as 25 *dummies* estaduais). O procedimento usual dita a necessidade de se excluir uma *dummy* em cada regressão. Desta forma, entretanto, a análise dos coeficientes estimados é calculada necessariamente em relação a esse setor (ou região) excluído. Este impasse foi solucionado em duas etapas. Em primeiro lugar, estimaram-se regressões introduzindo uma variável *dummy* de cada vez, para cada setor e para cada região. Analisando-se os resultados, verificou-se que os estados

<sup>16</sup> Existem diferentes definições de matriz  $W$ , como a matriz binária ou qualquer forma que represente proximidade geográfica ou econômica, como contiguidade, distância física, custos de transporte etc. Em geral,  $W$  pode entrar num modelo de três formas possíveis: como um fator auto regressivo (em que  $W_y$  encontra-se do lado direito da equação), como um termo do erro aleatório, ou ainda associada às variáveis independentes do modelo, como é o nosso caso.

de Sergipe e Rio Grande do Sul e o Distrito Federal cresceram muito próximo da média nacional. Assim, optou-se por eliminar o estado gaúcho, tendo em vista que é o mais representativo nacionalmente dos três, em termos de indústria. Dessa forma, todas as *dummies* estaduais foram calculadas em relação ao Rio Grande do Sul, admitindo-se, portanto que esse estado teve sua produtividade industrial crescendo na média nacional. Os desvios de crescimento foram adicionados à taxa de crescimento média nacional de todas as regiões, resultando em taxas de crescimento da produtividade industrial para cada um dos estados. Os resultados são apresentados na Figura 4, que espelha as taxas de crescimento estimadas para o período.

Fig. 4. Taxa de Crescimento da Produtividade Industrial, 2000-2006, Estados

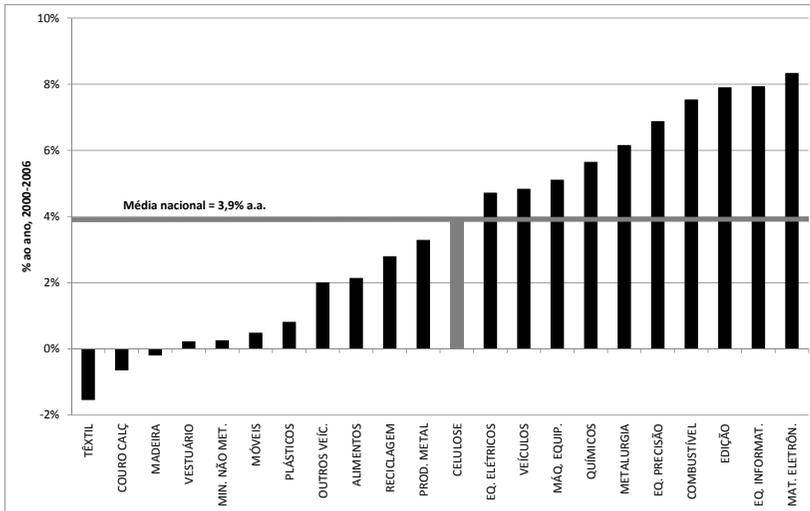


Nota-se que os expoentes do crescimento de produtividade são os estados do Amazonas, Mato Grosso, Rio de Janeiro, São Paulo e Rondônia. No extremo negativo estão os estados do Piauí, Paraíba, Acre, Pernambuco, Ceará e Tocantins, todos nas regiões menos favorecidas do país em termos de renda e de produção industrial, e que tiveram redução de produtividade industrial no período. Os demais estados tiveram crescimento, porém abaixo do ritmo médio do país.

Em termos setoriais, aplicando-se a mesma metodologia, verificou-se que o setor de papel e celulose cresceu muito próximo da média nacional de todos os setores. Estimaram-se assim todas as *dummies* de setor em relação a esse setor, sendo que as diferenças encontradas referem-se a desvios de ritmo de crescimento de

produtividade setorial em relação à média nacional de todos os setores. As taxas obtidas estão dispostas na Figura 5.

Fig. 5. Taxa de Crescimento da Produtividade Industrial, Setores



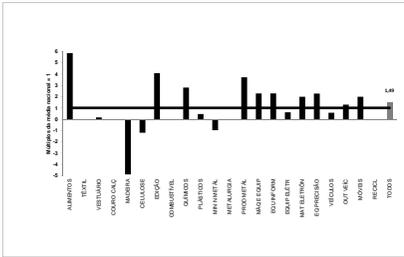
Observa-se que setores tradicionais tiveram sua produtividade crescendo muito pouco, ou mesmo decrescendo, como é o caso dos setores têxtil, couro e calçados e madeira. No extremo de desempenho positivo aparecem os setores de material elétrico, equipamentos de informática, editorial e gráfica, combustíveis, equipamentos de precisão e metalurgia, que tiveram crescimento de produtividade superior a 6% a.a.

Como mostra a figura 4, o crescimento da produtividade é heterogêneo entre os estados. Cabe avaliar quais setores foram responsáveis pelo desempenho estadual. Para tanto, estimaram-se regressões introduzindo *dummies* de interação entre a tendência geral (todos os setores, todos os estados) e a *dummy* específica àquele setor dentro de cada estado. Com isso obtiveram-se os desvios de taxa de crescimento entre os setores internamente a cada estado. Os resultados são apresentados nos gráficos do Quadro 1, sendo que o número de setores em cada estado é variável, tendo em vista que nem todos têm todos os setores presentes.<sup>17</sup>

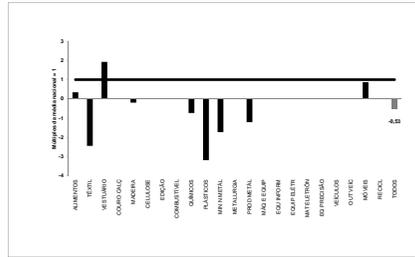
<sup>17</sup> Dada a limitação de páginas do artigo, selecionamos apenas alguns estados para apresentar no trabalho, em geral, aqueles que possuem mais setores.

Quadro 1 – Crescimento da Produtividade Setorial, dentro do Estado

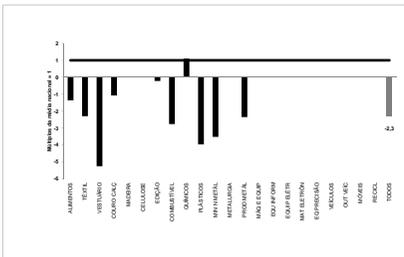
Crescimento da produtividade no AMAZONAS



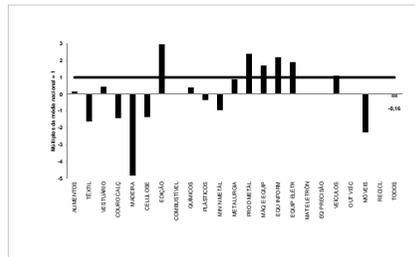
Crescimento da produtividade no PARÁ



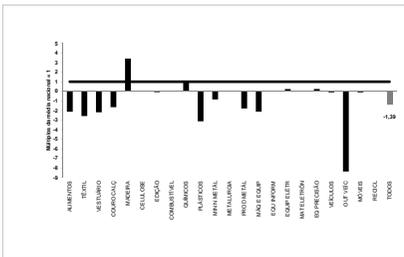
Crescimento da produtividade na PARAÍBA



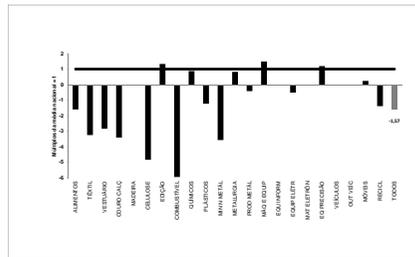
Crescimento da produtividade na BAHIA



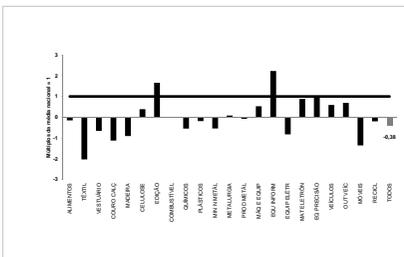
Crescimento da produtividade no CEARÁ



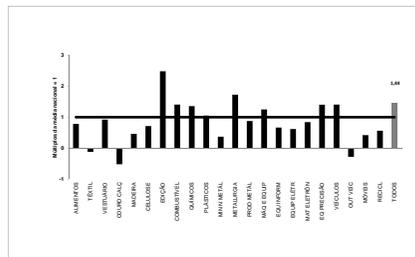
Crescimento da produtividade em PERNAMBUCO



Crescimento da produtividade em MINAS GERAIS

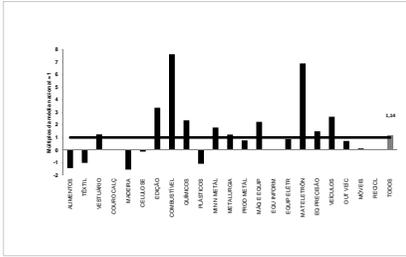


Crescimento da produtividade em SÃO PAULO

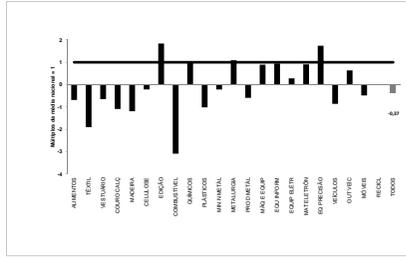


Quadro 1 – Crescimento da Produtividade Setorial, dentro do Estado (cont.)

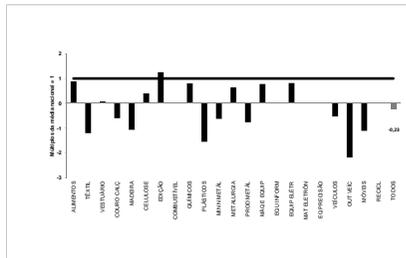
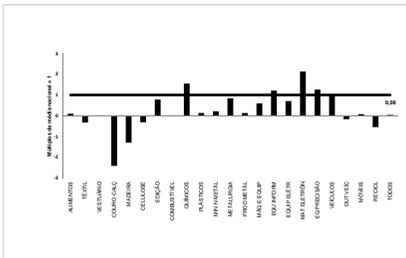
Crescimento da produtividade no RIO DE JANEIRO



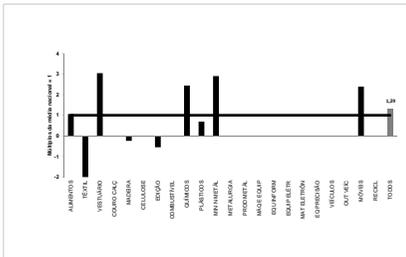
Crescimento da produtividade no PARANÁ



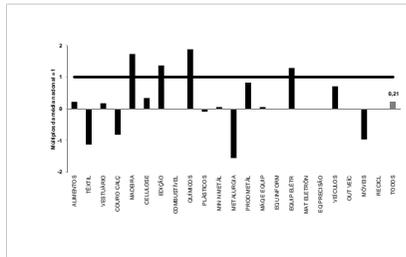
Crescimento da produtividade no R.GRANDE DO SUL Crescimento da produtividade em STA.CATARINA



Crescimento da produtividade no MATO GROSSO



Crescimento da produtividade em GOIÁS



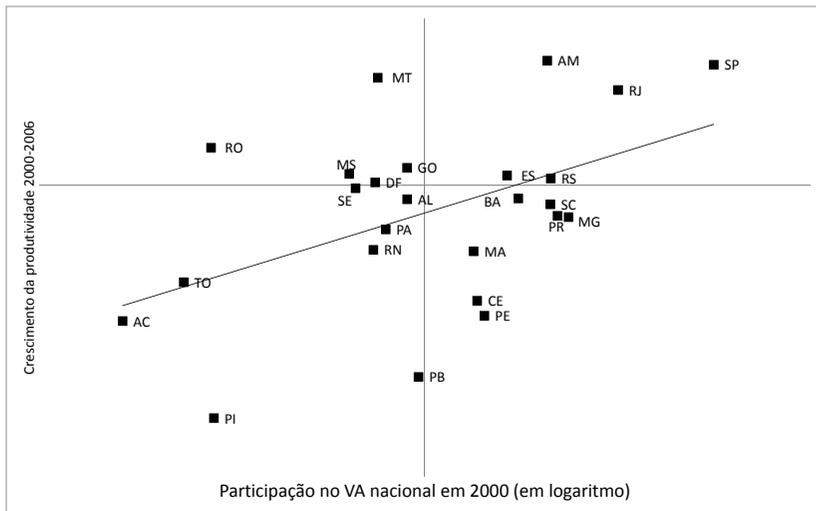
5.1. *Convergência da produtividade industrial*

À luz dos resultados acima, cabe a indagação sobre a existência ou não de convergência de produtividade entre os estados. Para tanto, mostram-se gráficos que apresentam no eixo horizontal a importância de cada estado em termos da produção industrial nacional no ano de 2000. No eixo vertical dispõem-se as taxas de crescimento de produtividade, permitindo relacionar as duas variáveis. Para efeito

de ilustração apenas, posto que não foi feito teste estatístico sobre as tendências, apresentam-se linhas de tendência, com o fito de mostrar a inclinação resultante dos dados. Para que se conclua por existência de convergência, é necessário que a linha seja decrescente, indicando que os estados com maior parcela da produção industrial em 2000 teriam apresentado taxas de crescimento da produtividade menores do que os estados menos importantes em termos de produção industrial. Para amenizar as diferenças entre as importâncias dos estados, utiliza-se o logaritmo da participação no valor adicionado industrial do país.

A Figura 6 apresenta os resultados para o conjunto de todos os setores industriais. Como se pode observar, a linha é claramente ascendente, indicando que setores com maior peso na produção industrial tiveram crescimento de produtividade maior do que os de menor peso. Considerando que a produtividade é um indicador de competitividade, esse resultado sugere que a concentração industrial existente no país tende a se manter, e até mesmo aumentar, posto que a competitividade dos estados mais importantes em termos industriais tem aumentado no início deste século. Esse resultado agregado é formado pelas influências de cada um dos setores industriais. Assim, importa considerar como se dá a convergência internamente aos setores, o que é apresentado por alguns gráficos do Quadro 2.<sup>18</sup>

Fig. 6. Convergência da Produtividade Industrial entre os Estados

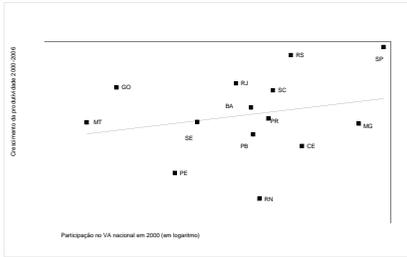


<sup>18</sup> Novamente, por questões de limitação de espaço do artigo, escolhemos alguns setores para ilustrar os resultados obtidos.

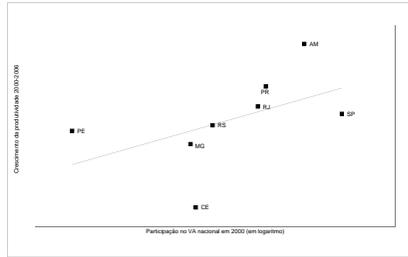
## Quadro 2 – Convergência da Produtividade Estadual, dentro dos Setores

Divergência

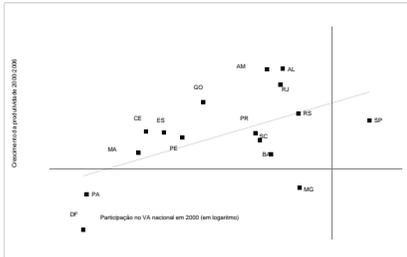
Têxtil



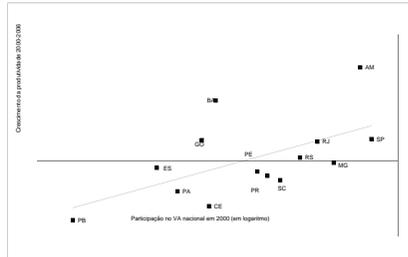
Equipamento de Precisão



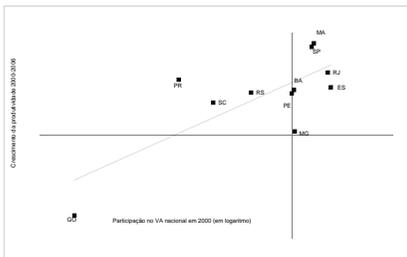
Químicos



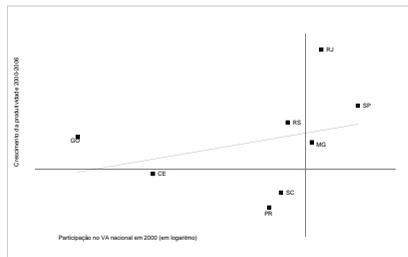
Produtos Metálicos



Metalurgia



Veículos

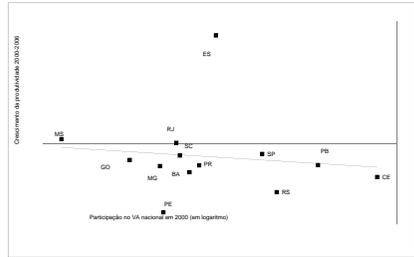
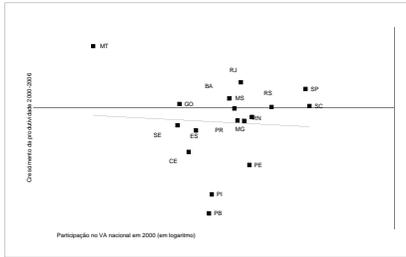


Quadro 2 – Convergência da Produtividade Estadual, dentro dos Setores (cont.)

Convergência

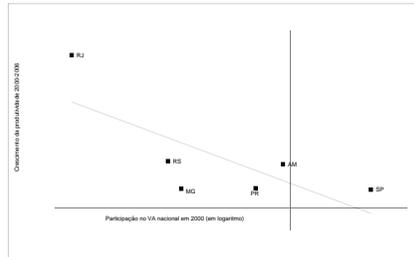
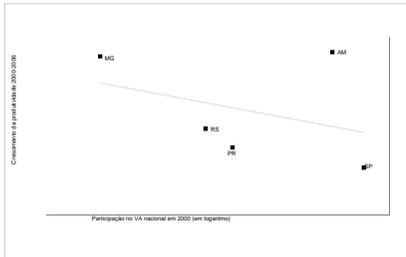
Vestuário

Couro e Calçados



Equipamentos de Informática

Material Eletrônico



6. Vizinhança e Eficiência – Cadeias Espaciais de Markov

Esta e a próxima seção tratam mais intensamente da influência do espaço na produtividade industrial. Em ambas as seções, utilizamos a metodologia de fronteira estocástica de produção para obter os níveis regionais de eficiência relativa.

Na metodologia de Fronteiras Estocásticas, os desvios da fronteira de produção têm duas fontes. Primeiro, a ineficiência produtiva, cujo componente entra negativamente na expressão, pois o valor observado do produto de qualquer firma deve estar abaixo da fronteira e é equivalente à produtividade estimada das metodologias anteriores. Segundo, o termo de erro aleatório, que pode assumir qualquer sinal, indicando que alguns desvios da fronteira fogem ao controle das firmas. De forma geral, a fronteira estocástica de produção pode ser escrita da seguinte forma:

$$y = f(x, \beta) \exp(v - u)$$

em que:  $y$ : produto;  $x$ : insumos;  $\beta$ : parâmetros de tecnologia;  $v$ : reflete o ruído estatístico e tem distribuição normal com média zero e variância;  $\sigma_v^2$ : é um

termo não negativo que reflete efeitos de ineficiência técnica, com variância  $\sigma_u^2$ . Se a ineficiência for positiva ( $u > 0$ ), o produtor opera abaixo da fronteira; caso a ineficiência seja nula ( $u = 0$ ), o produtor está sobre a fronteira. Se a distribuição dos resíduos for conhecida, todos os parâmetros podem ser estimados mais eficientemente por Máxima Verossimilhança.<sup>19</sup>

Ao estudar o desempenho econômico das regiões, é importante considerar a distribuição espacial da eficiência e buscar captar em que medida a eficiência da região é afetada pelo nível de eficiência de sua vizinhança (Azzoni 1986; Fingleton e McCombie 1998; Gallo e Ertur 2003; Lall e Shalizi 2003; Gardiner et alii 2004; Tveteras e Battese 2006). O objetivo desta seção é investigar se a eficiência produtiva de uma região pode ser afetada pelo desempenho de seus vizinhos.

Para isso, utilizamos a metodologia da Cadeia Espacial de Markov (SMC, em inglês), baseada nas estimativas de eficiência previamente obtidas por meio da fronteira estocástica de produção aplicada ao modelo de Cobb-Douglas adicionado da tendência geral. A Cadeia de Markov é uma metodologia para descrever a dinâmica de processos, sendo possível verificar como ocorre o processo de transição entre níveis (estados) de eficiência. O resultado é um vetor de probabilidades de mudanças de estados, ou seja, a matriz da Cadeia de Markov indica a frequência de transição das regiões entre classes de eficiência. Cada elemento da matriz indica a probabilidade de uma região que estava no estado  $a$  de eficiência no período  $t$  mudar para o estado  $b$  no período  $t + 1$ .

A SMC é uma ferramenta de análise espacial utilizada para identificar a evolução de uma distribuição no tempo (Rey 2001; Rey e Ye 2009). Ao contrário das análises usuais de Cadeias de Markov, que registram a transição entre estados das unidades observadas, a SMC insere as unidades em seus contextos espaciais, de modo que a transição temporal entre estados pode ser relacionada às condições de sua vizinhança. As SMC permitem, portanto, a analisar a evolução da distribuição considerando o contexto espacial.

A influência do espaço é introduzida por meio do índice LISA (índice Moran de dependência espacial local, calculado baseado em uma matriz de pesos espaciais  $W$ ).<sup>20</sup> O LISA pondera a dependência espacial, isto é, o desempenho da vizinhança, com o resultado da eficiência da própria região. O índice LISA classifica o estado da região dado os seus vizinhos em  $HH$  ( $LL$ ) – da língua inglesa, high e low – quando o valor da região e de seus vizinhos é alto (baixo),  $LH$  ( $HL$ ) quando o valor da região é baixo (alto) e de seus vizinhos é alto (baixo). Assim, a probabilidade de transição entre estados é condicionada ao estado de eficiência dos vizinhos.

As classes de eficiência foram classificadas em 4 categorias de acordo com a média e o desvio-padrão.<sup>21</sup> Além disso, contamos 6 períodos de transição em nossa

<sup>19</sup> Ver Schettini (2010) para uma discussão detalhada.

<sup>20</sup> Nesta seção, consideramos uma matriz de pesos espaciais binária.

<sup>21</sup> Da média até um desvio-padrão ( $H$ ). Superior a um desvio-padrão ( $HH$ ). Da média até menos um desvio-padrão ( $L$ ) e inferior a um desvio-padrão ( $LL$ ). Além disso, como a base de dados usada (amostra por intensidade tecnológica) forma um painel não balanceado, mesmo que a meso não possua valor de eficiência estimado, como a vizinhança é considerada, é importante incluir todas as mesos na

amostra (2000 a 2001, 2001 a 2002 e sucessivamente). O resultado é uma matriz espacial de transição que contém informações a respeito das transições entre estados de uma distribuição da eficiência produtiva industrial em dois períodos de tempo, considerado como referência o estado de eficiência da vizinhança no período inicial. Temos, por exemplo, a probabilidade de uma região sair do estado  $L$  de eficiência no período inicial e transitar para o estado  $H$  no período subsequente, dado que se encontra cercada por vizinhos do tipo  $H$ . As diversas combinações de estado de eficiência da região e da sua vizinhança geram a  $SMC$ .<sup>22</sup>

A Tabela 2 resume as matrizes espaciais de Markov calculadas. Considerar cada setor separadamente (22 setores) reduz o número de observações disponíveis para a simulação, em especial para alguns setores com menor representatividade no espaço brasileiro. Para evitar este problema, utilizamos a amostra com os dados empilhados, obtendo assim, as probabilidades de a região melhorar ou piorar sem e com influência da vizinhança.

Tabela 2  
Resultados das Matrizes Espaciais de Transição de Markov

	Casos de regiões que poderiam melhorar	Casos de regiões que melhoraram	Probabilidade de melhorar	Casos de regiões que tinham vizinhos melhores	Casos de regiões com vizinhos melhores e que melhoraram	Probabilidade de melhorar com vizinhos melhores
Todos os setores	1.825	310	0,1699	413	187	0,4528
	Casos de regiões que poderiam piorar	Casos de regiões que pioraram	Probabilidade de piorar	Casos de regiões que tinham vizinhos piores	Casos de regiões com vizinhos piores que pioraram	Probabilidade de piorar com vizinhos piores
Todos os setores	1.663	311	0,187	471	146	0,31

Os resultados mostram a importância da vizinhança sobre o desempenho produtivo da região. Sem considerar a vizinhança, há uma maior probabilidade das regiões piorarem de eficiência produtiva (18,7% versus 17,0%). No entanto, se as regiões estão cercadas por uma boa vizinhança (alta eficiência) têm quase 3 vezes mais chances de melhorar a performance (45,3%). Por outro lado, má vizinhança quase dobra as chances de fracasso, ou seja, piorar o desempenho (31%). Isto indica, portanto, que o *pull effect* (boa vizinhança estimulando a eficiência) é maior do que o *drag effect* (má vizinhança retraindo a eficiência), pois a probabilidade de regiões com vizinhos mais eficientes melhorarem sua posição relativa é de 45,3%, enquanto

análise. Para incluir todas as observações, adicionamos mais uma classes (às 4 definidas anteriormente) denominada de  $NaN$ : são as caracterizadas por ausência do setor na mesorregião. Para cálculo da média e desvio-padrão não se consideram as observações  $NaN$ . Se toda a vizinhança é  $NaN$ , então a observação também assume valor  $NaN$ . Mas se houver, pelo menos 1 vizinho diferente de  $NaN$ , utiliza-se a média da eficiência ponderada espacialmente.  $NaN$  em  $t_0$  e  $t_1$  significa que o setor está ausente na meso nos dois períodos.  $NaN$  na defasagem espacial significa que o setor está ausente na vizinhança da meso.

<sup>22</sup> Mais detalhes sobre esta seção podem ser consultados em Schettini (2010).

que a probabilidade de regiões com vizinhos menos eficientes piorarem sua eficiência é de 31,0%.<sup>23</sup>

## 7. Efeitos de Economia Espacial na Eficiência Regional

Com as conclusões apresentadas até aqui, nasce naturalmente a curiosidade sobre os fatores determinantes desses resultados, isto é, devem existir mecanismos de transmissão dos efeitos da influência regional sobre a eficiência produtiva da indústria de uma região. Explora-se nesta seção o papel das variáveis de economia espacial, averiguando a influência de economias de aglomeração e outras variáveis espaciais sobre os níveis de eficiência observados. Para tanto, utilizamos a metodologia de fronteiras estocásticas de produção incluindo essas variáveis na explicação da ineficiência média de nossas firmas (setor *a* na mesorregião *b*), como mostra o modelo a seguir, em que as variáveis da fronteira já foram previamente definidas. Estimamos um primeiro modelo, mais simples, sem considerar as variáveis de aglomeração.<sup>24</sup> No segundo modelo, o objetivo é analisar a relação entre as variáveis das economias espaciais e eficiência *e*, portanto, as variáveis de economia espacial foram modeladas na função que estima a ineficiência média das firmas, como descreve o modelo a seguir.

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_T t + \beta_L L + \beta_K K + (v_{it} - u_{it})$$

$$U_{it} \sim N(\mu_{it}, \sigma_u^2)$$

$$\mu_{it} = f(\text{variáveis de aglomeração})$$

Em linha com a literatura de Economia Espacial,<sup>25</sup> foram introduzidas seis variáveis, sendo a primeira um indicador de economias de aglomeração, medido pelo PIB dos setores industrial e terciário em cada região. Para economias de urbanização empregou-se a densidade populacional e o grau de especialização da região, medido pelo índice apresentado por Duranton e Puga (2000). Para especialização espacial, introduziu-se uma medida da importância do setor na economia regional. Finalmente, introduziram-se duas variáveis para incorporar aspectos socioeconômicos: a renda per capita (em log) e o número médio de anos de educação da população das regiões.

Os resultados, dispostos na Tabela 3, indicam que a introdução das variáveis não altera substantivamente os coeficientes estimados de capital, trabalho e tendência.

<sup>23</sup> Como discutido em Schettini (2010), também aplicamos SMC para os setores agregados em quatro grupos classificados pela sua intensidade tecnológica, obtendo o setor de alta intensidade tecnológica, média alta, média baixa e baixa intensidade tecnológica. O padrão obtido para todos os setores (*pull effect* é maior do que o *drag effect*) é mantido em todos os quatro setores de intensidade tecnológica. A diferença entre os efeitos é maior no setor de média alta (0,27 pontos percentuais), indicando que este setor é o mais influenciado positivamente pela vizinhança. Os resultados mostram também que as regiões com setor de baixa intensidade tecnológica são as mais negativamente influenciadas por uma má vizinhança.

<sup>24</sup> Deslocamos o termo de tendência da função de produção para a de ineficiência, a fim de ajustar o modelo à metodologia de fronteira estocástica.

<sup>25</sup> Ver Schettini (2010) para uma discussão extensa e aprofundada.

O tamanho da economia da região, dado pela soma do PIB da Indústria e do Setor Terciário, tem influência positiva sobre a eficiência (sinal negativo, indicando redução da ineficiência), implicando que as mesorregiões, em geral, usufruem das economias de aglomeração. Um aumento de 1% no PIB dos dois setores na região diminui a média da ineficiência da região em 0,68 pontos e aumenta o produto em 0,52%. Portanto, em geral, os benefícios da aglomeração ainda são maiores que seus malefícios e, assim, as mesorregiões com grande produção têm vantagens sobre as demais regiões em termos de eficiência.

Tabela 3  
Resultados com Introdução de Variáveis de Economia Espacial

		Coef.	<i>t</i>	Signif.	Coef.	<i>t</i>	Signif.
Fronteira de Produção	Constante	3,1566	60,48	***	3,2953	53,78	***
	Trabalho (log)	0,404	34,14	***	0,408	35,51	***
	Capital (log)	0,6516	150,64	***	0,6339	131,87	***
	Tendência geral				0,0346	11,44	***
Variáveis	Constante	-6,033	-8,98	***	11,0825	4,76	***
Espaciais	Tendência geral	-1,101	-9,93	***			
	ln PIB Industrial + Terciário				-0,6855	-4,14	***
	Importância do Setor na Região				-1,4222	-4,74	***
	Densidade Populacional				0,001	4,33	***
	Grau de Especialização da Região				0,1498	1,42	
	Educação				-10,787	-3,17	***
	Ln PIB per capita				-0,9413	-3,65	***
	$\sigma^2$	2,9453	10,23	***	0,7543	4,47	***
	$\gamma$	0,95	179,89	***	0,819	19,9	***
	Número de iterações	31			41		
	Teste LR (8)	379,08			802,2098		
	Núm. Obs.	6035			6035		
	I	904			904		
	T	7			7		

Graus de significância: \* 10%, \*\* 5%, \*\*\* 1%.

Há evidência também da existência de economias de localização, refletindo benefícios que a região obtém pela concentração espacial de firmas do mesmo ramo de atividades. Ou seja, as mesorregiões com concentração de atividades do mesmo tipo têm vantagens sobre as que mostram uma distribuição mais diversificada de suas atividades. O aumento de um ponto da participação de determinado setor no produto da mesorregião provoca economias de localização que geram um crescimento de 0,88% no produto. Esse resultado ajuda a explicar o papel destacado de algumas regiões do centro-oeste e do norte do país, conforme apontado na Seção 4.

Os resultados não indicam efeito significativo para as economias de urbanização captadas pela diversificação setorial comparativa da região. Já o coeficiente da Densidade Populacional indica que áreas muito concentradas em termos populacionais geram efeitos de congestionamento, reduzindo a eficiência. Com as estimativas das variáveis socioeconômicas concluímos que maiores níveis de educação da população e de PIB per capita geram ganhos de eficiência para a indústria. Um aumento de 1% no PIB per capita da mesorregião gera diminuição da ineficiência do processo produtivo que resulta em aumento de 0,66% na produção.<sup>26</sup>

## 8. Conclusões

Este estudo investigou a competitividade das regiões brasileiras nos primeiros anos do Século XXI a partir de seus níveis comparativos de produtividade industrial. Foram utilizadas uma diferentes metodologias, cada uma adequada ao propósito do objeto de estudo. Estimamos funções de produção para uma base de dados em que cada mesorregião foi representada por uma planta média em cada um dos 22 setores industriais. Os resultados indicam um quadro de concentração regional da eficiência muito parecido com o da concentração da distribuição do valor de transformação industrial, apontando para uma permanência nos níveis comparativos de competitividade que sacramentam a atual concentração industrial no país.

Foi possível inferir, ainda, sobre a predominância de um cenário de divergência dos níveis de produtividade entre os estados brasileiros e os setores da indústria de transformação ao longo deste início de século, mostrando um agravamento das disparidades econômicas no país, medidas a partir das atividades industriais.

Despontam, todavia alguns casos interessantes de áreas periféricas ao centro industrial tradicional, cujos níveis de produtividade estão associados a sua especialização em um ou poucos setores, via de regra voltados para recursos naturais. São os casos da agroindústria em geral e da extração e processamento de madeira e minérios, além da Zona Franca de Manaus. Não é objetivo deste trabalho entrar nas causas dos fenômenos apontados, limitando-se a registrar a sua ocorrência. Não obstante, há que registrar a atuação intensa do governo federal na viabilização da agricultura no cerrado, assim como da Zona Franca de Manaus, e as iniciativas agressivas dos governos estaduais na atração de investimentos produtivos. Não há todavia neste estudo material capaz de dar informação sobre a importância relativa dessas iniciativas.<sup>27</sup>

Vimos também, que proximidade espacial a regiões competitivas afetam a eficiência da região, isto é, a vizinhança exerce influência sobre o desempenho competitivo de uma região, gerando implicações da ordem de políticas públicas

---

<sup>26</sup> A análise de como cada variável de economia espacial e socioeconômica impacta cada um dos quatro setores da indústria de transformação agregados de acordo com suas intensidades tecnológicas pode ser encontrada em Schettini (2010).

<sup>27</sup> Para uma iniciativa nesse sentido, ver Ferreira (2004).

de desenvolvimento. Para a indústria brasileira, observou-se que há uma maior probabilidade da vizinhança em estimular a eficiência de uma região do que em retrai-la.

A dimensão espacial da eficiência produtiva foi captada pela influência positiva da especialização regional nas estimativas de fronteira que incluem as variáveis de economia espacial. Quanto a estas, os resultados obtidos estão de acordo com a literatura e indicam a importância das economias de aglomeração e de localização. Por outro lado, há indícios de deseconomias de urbanização, captadas pela influência negativa sobre a eficiência produtiva da densidade populacional excessiva.

Assim, os resultados aqui apresentados indicam uma permanência do quadro concentrado da produção industrial no país, com aberturas para áreas com especialização em setores voltados para recursos naturais e uma presença, ainda que tênue, de deseconomias de urbanização.

Em resumo, não foram encontradas evidências que suportem uma mudança importante na concentração regional da produção industrial brasileira a partir da abertura da economia e de sua estabilização. Ainda que bem vindos, os sinais de mudança ainda são tênues para justificar qualquer otimismo.

## Referências bibliográficas

- Anselin, L. (1980). Estimation methods for spatial autoregressive structures. Regional science dissertation and monograph series, Cornell University, Ithaca, NY.
- Anselin, L. (1988). *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Kluwer Academic Publishers, The Netherlands.
- Arrow, K. J., Chenery, H. B., Minhas, B. S., & Solow, R. M. (1961). Capital-labor substitution and economic efficiency. *Review of Economics and Statistics*, 59:225–250.
- Azzoni, C. R. (1986). Indústria e reversão da polarização no Brasil. *Série Ensaio Econômicos* 58, IPE-USP, São Paulo.
- Balk, B. M. (2001). Scale efficiency and productivity change. *Journal of Productivity Analysis*, 15:159–183.
- Berndt, E. R. & Christensen, L. R. (1973). The translog function and the substitution of equipment, structures, and labor in U.S. manufacturing 1929-1968. *Journal of Econometrics*, 1:81–114.
- Bivand, R. S. (1984). Regression modelling with spatial dependence: An application of some class selection and estimation methods. *Geographical Analysis*, 16:25–37.
- Bonelli, R. (1992). Growth and productivity in Brazilian industries: Impacts of trade orientation. *Journal of Development Economics*, 39:85–109.
- Bonelli, R. (1996). *Ensaio Sobre Política Econômica e Industrialização no Brasil*. Senai-DN/DITEC/DPEA, Rio de Janeiro.
- Cano, W. (2007). *Desequilíbrios Regionais e Concentração Industrial no Brasil, 1930-1970*. Editora Unesp, São Paulo, 3a. edition.
- Christensen, L. R., Jorgenson, D. W., & Lau, L. J. (1973). Transcendental logarithmic production frontiers. *Review of Economics and Statistics*, 55:28–45.

- Cobb, C. W. & Douglas, P. H. (1928). A theory of production. *American Economic Review*, 18:28–45. Supplement.
- Diniz, C. C. (1993). Desenvolvimento poligonal no Brasil: Nem desconcentração nem contínua polarização. *Nova Economia*, 31:35–64.
- Duranton, G. & Puga, D. (2000). Diversity and specialization in cities: Why, where and when does it matter? *Urban Studies*, 37:533–556.
- Ferreira, P. C. G. (2004). Regional policy in Brazil: A review. Mimeo, FGV, Rio de Janeiro.
- Fingleton, B. & McCombie, J. S. L. (1998). Increasing returns and economic growth: Some evidence for manufacturing from the European Union regions. *Oxford Economic Papers*, 50:89–105.
- Fried, H. O., Knox Lovell, C. A., & Schmidt, S. S. (2008). *The Measurement of Productive Efficiency and Productivity Change*. Oxford University Press, New York.
- Gallo, J. L. & Ertur, C. (2003). Exploratory spatial data analysis of the distribution of regional per capita GDP in Europe, 1980-1995. *Regional Science*, 82:175–201.
- Gardiner, B., Martin, R., & Tyler, P. (2004). Competitiveness, productivity and economic growth across the European regions. *Regional Studies*, 38:1045–1067.
- Griliches, Z. & Mairesse, J. (1998). Production functions: The search for identification. In *The Ragnar Frisch Centennial Symposium*, pages 169–203. Cambridge University Press, Cambridge. Econometrics and Economic Theory in the Twentieth Century.
- Guiso, L. & Schivardi, F. (2007). What determines entrepreneurial clusters? Economics Working Papers ECO2007/48, European University Institute.
- Hildebrand, G. H. & Liu, T. (1965). *Manufacturing Production Functions in the United States*. Cornell University Press, Ithaca, NY.
- Hordijk, L. (1979). Problems in estimating econometric relations in space. *Papers of the Regional Science Association*, 42:99–115.
- Kaldor, N. (1970). The case for regional policies. *Scottish Journal of Political Economy*, 17:337–348.
- Kendrick, J. W. (1977). Understanding productivity: An introduction to the dynamics of productivity change. Policy Studies in Employment and Welfare 31, Johns Hopkins University Press.
- Kmenta, J. (1971). *Elements of Econometrics*. Macmillan, New York.
- Lall, S. V. & Shalizi, Z. (2003). Location and growth in the Brazilian northeast. *Journal of Regional Science*, 43:663–681.
- Levinsohn, J. & Petrin, A. (2003). Estimating production functions using inputs to control for unobservables. *The Review of Economic Studies*, 70:317–341.
- Nishimizu, M. & Robinson, S. (1986). Productivity growth in manufacturing. In Chenery, H., Robinson, S., & Syrquin, M., editors, *Industrialization and Growth: A Comparative Study*. Oxford University Press, Oxford.
- Olley, G. S. & Pakes, A. (1996). The dynamics of productivity in the telecommunications equipment industry. *Econometrica*, 64:1263–1297.
- Pavcnik, N. (2000). Trade liberalization, exit and productivity improvements: Evidence from Chilean plants. Working Paper 7852, National Bureau of Economic Research.
- Pesquisa Industrial Anual PIA (2005). Série relatórios metodológicos. IBGE. V. 26.
- Porter, M. E. & Ketels, C. H. M. (2003). UK competitiveness: Moving to the next stage. *Economics Papers*, 3. London: Department of Trade and Industry.
- Rey, S. J. (2001). Spatial empirics for economic growth and convergence. *Geographical*

- Analysis*, 33:194–214.
- Rey, S. J. & Ye, X. (2009). Comparative spatial dynamics of regional systems. In Páez, J. L. G. & Buliung, R. Dall’Erba, S., editors, *Progress in Spatial Analysis: Methods and Applications*, pages 441–463. Springer, Heidelberg.
- Rossi Jr, J. L. & Ferreira, P. C. G. (1999). Evolução da produtividade industrial brasileira e abertura comercial. Texto para Discussão 651, IPEA, Rio de Janeiro.
- Schettini, D. (2010). *Eficiência Produtiva Regional da Indústria de Transformação Brasileira Entre 2000 e 2006: Uma Análise de Fronteiras Estocásticas e Cadeias Espaciais de Markov*. PhD thesis, IPE-USP.
- Schor, A. (2003). *Produtividade e liberalização comercial – Firms Industriais Brasileiras, 1986-1998*. PhD thesis, USP, São Paulo. Programa de Pós-Graduação em Economia, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo.
- Tveteras, R. & Battese, G. E. (2006). Agglomeration externalities, productivity, and technical inefficiency. *Journal of Regional Science*, 46:605–625.
- Upton, G. J. G. & Fingleton, B. (1985). *Spatial Data Analysis by Example*. Wiley, London.
- Zellner, A. & Revankar, N. S. (1969). Generalized production functions. *Review of Economic Studies*, 36:241–250.