

# REVISTA BRASILEIRA DE ESTUDOS REGIONAIS E URBANOS

**Vol. 11, n. 3, 2017**

- ANÁLISE DA DURAÇÃO DO DESEMPREGO PARA OS PROVEDORES DAS FAMÍLIAS: UMA INVESTIGAÇÃO COM FOCO NAS REGIÕES METROPOLITANAS BRASILEIRAS (2002-2015)** 272-292  
 Clauber E. M. Scherer, Danyella J. M. de Brito, Cassiano R. Dalberto, Ana Maria H. C. de Oliveira
- DECOMPOSIÇÃO ESTRUTURAL DAS EMISSÕES DE CO<sub>2</sub> DO BRIC** 293-313  
 Claudia Perdigão, Thais F. Faião, Rossana L. Rodrigues, Emerson G. Z. Esteves, Umberto A. Sesso Filho, Irene D. Zapparoli
- INTENSIDADE TECNOLÓGICA DAS TRANSAÇÕES EXTERNAS BRASILEIRAS (2005-2015): UMA ANÁLISE REGIONAL** 314-335  
 Francisco Laercio Pereira Braga, Maria Cristina Pereira de Melo
- UMA ANÁLISE ESPACIAL DA POBREZA MULTIDIMENSIONAL NOS BAIROS DE FORTALEZA – CEARÁ** 336-357  
 Ricardo Candéa Sá Barreto, Eli Izidro dos Santos, Ícaro Célio Santos de Carvalho
- CONVERGÊNCIA DO PIB PER CAPITA NO RIO GRANDE DO SUL: UMA ANÁLISE DE 2001 A 2013** 358-383  
 Dieison Lenon Casagrande, Paulo Henrique de Oliveira Hoeckel, Cezar Augusto Pereira dos Santos
- CUSTO DE OPORTUNIDADE DA PRESERVAÇÃO AMBIENTAL: O CASO DA AMAZÔNIA LEGAL BRASILEIRA** 384-405  
 André Luis Squarize Chagas, Luíza Cardoso de Andrade
- A CONTRIBUIÇÃO DAS DESPESAS PÚBLICAS COM SAÚDE PARA O NÍVEL DE RENDA PER CAPITA DAS MICRORREGIÕES DO ESTADO DE SÃO PAULO: UMA ANÁLISE ENTRE OS ANOS DE 2002 E 2011** 406-423  
 André Felipe Danelon, Humberto Francisco Silva Spolador, Alexandre Nunes de Almeida

# REVISTA BRASILEIRA DE ESTUDOS REGIONAIS E URBANOS

ISSN 2447-7990

A **Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos (RBERU)** é uma publicação oficial da **Associação Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos (ABER)**. A revista tem por objetivo divulgar trabalhos que representam contribuição científica para o campo do conhecimento sobre os fenômenos regionais e urbanos com ênfase para a realidade brasileira. A perspectiva multidisciplinar é valorizada pela revista e os artigos publicados podem representar contribuições teóricas, aplicadas ou de política.

Os temas de interesse da revista incluem, de forma não necessariamente exclusiva: teoria e metodologia em economia regional e urbana, localização e concentração das atividades econômicas, análise estatística espacial, desenvolvimento regional e crescimento econômico, competitividade regional, infraestrutura regional e urbana, estudos urbanos e metropolitanos, meio ambiente e recursos naturais, turismo e indústrias culturais, desenvolvimento urbano e uso da terra, empreendedorismo e inovação, políticas sociais, pobreza, migração e mercado de trabalho regional e finanças públicas locais.

A revista é publicada pela Associação Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos (ABER) com objetivo de divulgar estudos socioeconômicos com destaque para as temáticas regional e urbana.

## EDITORES

Fernando Salgueiro Perobelli, UFJF.  
Pery Francisco Assis Shikida, UNIOESTE.

## EDITOR ASSISTENTE

Vinicius de Almeida Vale, UFJF.

## CONSELHO EDITORIAL

Alexandre Rands, UFPE.  
Carlos Roberto Azzoni, USP.  
Cássio Rolim, UFPR.  
Eduardo Haddad, USP.  
Fernando Salgueiro Perobelli, UFJF.  
Geoffrey J. D. Hewings, UIUC.  
Jan Oosterhaven, University of Groningen.  
João Francisco de Abreu, PUC-MG.  
Joaquim José Martins Guilhoto, USP.  
Juan R. Cuadrado-Roura, Universidad de Alcalá.  
Marcos Holanda, UFCE.  
Mauro Borges, UFMG.  
Michael L. Lahr, Rutgers.  
Patricio Aroca, Universidad Adolfo Ibáñez.  
Raul da Mota Silveira Neto, UFPE.  
Roberta Capello, Politecnico di Milano.  
Sabino da Silva Porto Júnior, UFRGS.  
Tatiane Almeida de Menezes, UFPE.  
Werner Baer - *In memoriam*.



**Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos (RBERU)**

*Vol. 11, n. 3, pp. 272-292, 2017*

<http://www.revistaaber.org.br>

---

**ANÁLISE DA DURAÇÃO DO DESEMPREGO PARA OS PROVEDORES DAS  
FAMÍLIAS: UMA INVESTIGAÇÃO COM FOCO NAS REGIÕES METROPOLITANAS  
BRASILEIRAS (2002-2015)\***

**Clauber Eduardo Marchezan Scherer**

Doutorando em economia no Centro de Desenvolvimento e Planejamento  
Regional (CEDEPLAR) da Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG)

E-mail: clauberscherer@yahoo.com.br

**Danyella Juliana Martins de Brito**

Doutoranda em economia no Centro de Desenvolvimento e Planejamento  
Regional (CEDEPLAR) da Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG)

E-mail: danyjbrito@hotmail.com

**Cassiano Ricardo Dalberto**

Doutorando em economia no Centro de Desenvolvimento e Planejamento  
Regional (CEDEPLAR) da Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG)

E-mail: cassianord@gmail.com

**Ana Maria Hermeto Camilo de Oliveira**

Professora Associada no Centro de Desenvolvimento e Planejamento  
Regional (CEDEPLAR) da Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG)

E-mail: ahermeto@cedeplar.ufmg.br

**RESUMO:** A partir dos microdados da Pesquisa Mensal do Emprego (PME), entre março de 2002 e dezembro de 2015, investiga-se de que forma o perfil dos chefes de família que buscam emprego impacta nas suas chances de alocação no mercado de trabalho. Para isso, são utilizados modelos de duração, que, como principal vantagem, levam em conta na probabilidade de transição, além das características individuais, o tempo decorrido de desemprego. A fim de identificar disparidades regionais no mercado de trabalho, a investigação é conduzida com foco nas principais regiões metropolitanas do país. Da análise, observou-se que diferenças regionais nas chances de alocação se mantêm mesmo depois de controladas características individuais. Além disso, foi possível captar um efeito cíclico da economia brasileira, a qual de 2002 a 2011 mostrou melhoras nas chances de alocação, para então apresentar uma reversão, evidenciando fragilidades do seu mercado de trabalho.

**Palavras chaves:** Duração do desemprego; Chefes; Brasil.

**Classificação JEL:** C41; J64; R23.

**ABSTRACT:** Using data from the Monthly Employment Survey (PME) between March 2002 and December 2015, this paper seeks to investigate how the profile of householders looking for employment affects their odds of allocation in the labor market. To do that, proportional hazard models were used, which, as the main advantage, consider in the probability of transition both individual characteristics and the elapsed time of unemployment. To identify possible regional disparities in the Brazilian labor market, this research focus is on the main metropolitan regions of the country. As result, it highlights regional differences in the odds of allocation that remains even after controlled individual characteristics. Similarly, it was possible to capture a cyclical effect of the Brazilian economy, which from 2002 to 2011 showed improvements in the chances of allocation, and then presented a reversal, showing a weakness in its labor market.

**Keywords:** Unemployment time; Householder; Brazil.

**JEL Code:** C41; J64; R23.

---

*\*Recebido em: 05/02/2017; Aceito em: 02/06/2017.*

*Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos, vol. 11, n. 3, pp. 272-292, 2017*

## 1. Introdução

O ano de 2015 foi marcado por uma evidente piora no mercado de trabalho. De acordo com dados da Pesquisa Mensal do Trabalho (PME), do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 2016), o desemprego nas seis principais regiões metropolitanas do país passou de 5,4% em janeiro de 2015 para 7,6% em janeiro de 2016, ao mesmo tempo em que o rendimento médio habitual da população ocupada declinou 6,02% em tal período. Além disso, desde 2011, a desigualdade de renda parou de cair, houve um aumento do número de famílias na extrema pobreza e os últimos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) Contínua de 2015 confirmam um aumento da polarização da oferta de trabalho familiar. Esses resultados são constatados em um cenário em que, até o momento, não eram observadas perspectivas de melhora para 2016.

Diversos fatores permitiram o maior crescimento econômico na década de 2000. Os ganhos de produtividade em diversos setores – tais como o agronegócio e alguns setores de serviços –, as reformas no mercado de crédito, a estabilidade macroeconômica e a expansão da economia mundial foram aspectos decisivos para o maior crescimento da renda e do emprego nesse período (ALMEIDA; LISBOA; PESSOA, 2015). Nesse cenário, a expansão das políticas de transferência de renda juntamente com os aumentos do salário mínimo em um mercado de trabalho em crescimento contribuíram para a redução da desigualdade de renda. Porém, com a crise de 2008, ocorreu uma desaceleração da economia mundial e, no caso do Brasil, segundo Almeida, Lisboa e Pessoa (2015), tem-se uma situação de crescente desequilíbrio macroeconômico, que é reforçada pela queda de produtividade e pela intervenção pública equivocada em diversos setores da economia, tendo como resultado da desaceleração a queda de renda e do emprego.

Nesse sentido, o cenário que se coloca é preocupante, uma vez que o desemprego tem efeitos deletérios sobre os indivíduos e suas famílias que ficam privados de sua fonte de renda habitual e precisam procurar por alternativas que garantam o sustento familiar. Esse impacto será tanto pior quanto mais tempo o trabalhador ficar desempregado: não somente ele e sua família passarão por mais dificuldades financeiras, como eventualmente ele pode ser obrigado a aceitar um emprego inferior e/ou incompatível com suas habilidades (*mismatch*).

Isso por que a duração do desemprego reflete condições do mercado de trabalho, de modo que, em momentos de expansão do emprego e da renda, a tendência é a de que os trabalhadores desempregados fiquem menos tempo em tal situação, conseguindo inserir-se mais rapidamente em um novo posto. Por outro lado, momentos de crise são acompanhados não somente pela elevação do desemprego, mas também pela duração desse (PISSARIDES, 1992; BLANCHARD; DIAMOND, 1994). Assim, especialmente em momentos de crises, é possível que indivíduos há mais tempo sem conseguir emprego enfrentem maior rejeição no mercado de trabalho, bem como podem entrar em situação de desalento, quando desistem de continuar procurando um trabalho, muito embora continuem desejando-o (LONG, 1953).

Os impactos do desemprego e de sua persistência são especialmente graves ao afetarem os chefes de família, isto é, aqueles indivíduos que se declaram como os principais provedores dessas (WOYTINSKI, 1940; SPLETZER, 1997). O desemprego do chefe, ao ocasionar uma mudança na restrição orçamentária domiciliar, pode forçar outros membros do grupo familiar a procurar inserção no mercado de trabalho, situação que, possivelmente, apenas mitiga a redução de rendimentos, visto que os demais familiares provavelmente não estavam anteriormente no mercado de trabalho por terem uma perspectiva menor de rendimentos do que o chefe, o qual tende a ser o indivíduo com maior capital humano da família, sendo essa situação mais grave no caso de jovens que acabam trocando estudo por trabalho, sacrificando o longo pelo curto prazo. (SPLETZER, 1997; FERNANDES; FELÍCIO, 2005; GONZAGA; REIS, 2011; BREDTMANN; OTTEN; RULFF, 2014; AYHAN, 2015).

Diante disto, analisar tal fenômeno pode ajudar não apenas a caracterizar e contextualizar a evolução do mercado de trabalho, mas também a compreender quais fatores estão relacionados a ele, através da identificação de quais grupos são mais afetados por tal condição. Assim, este artigo tem como objetivo analisar a duração do desemprego dos indivíduos que se declaram como principais

provedores dos domicílios nas principais regiões metropolitanas brasileiras<sup>1</sup>, no intervalo que vai de 2002 a 2015, avaliando, para isso, os diferenciais regionais por meio das regiões metropolitanas, bem como os diferenciais que emergem como resultado dos perfis de provedores que procuram emprego.

Além disso, por abranger tanto a década de 2000, período de crescimento do país e melhora dos indicadores sociais e do emprego, como também um período após 2010, momento em que se verifica uma desaceleração desse desempenho culminando com a conflagração da atual crise, este estudo permite, também, a avaliação da dinâmica de duração ao longo do tempo, possibilitando, assim, a investigação dos efeitos dos diferentes ciclos econômicos sobre o mesmo.

A análise ora proposta é realizada através dos dados da PME, que permitem acompanhar coortes de indivíduos ao longo de intervalos de tempo e, eventualmente, observar a transição imediata (de um mês para o outro) desses de uma situação de desemprego para o emprego. Assim, é possível modelar a duração do desemprego, em meses, através de modelos de análise de sobrevivência, comumente denominada na economia de análise de duração. Tal método permite obter estimativas das chances de os indivíduos encontrarem emprego em cada período de tempo, bem como verificar as diferenças nessas probabilidades de acordo com características individuais e localização.

Para isso, além desta introdução, este artigo contém mais cinco seções. A seção dois apresenta uma revisão da literatura a respeito da duração do desemprego em uma perspectiva nacional e internacional; a seção três contém uma descrição da metodologia e da base de dados utilizada; na quarta seção são apresentadas as análises descritivas, seguida da seção cinco que traz os resultados obtidos, bem como uma discussão desses; enquanto a sexta e última seção traz as considerações finais.

## 2. Duração do desemprego no Brasil e no mundo: principais evidências

Quando o fenômeno do desemprego é considerado, os modelos de busca por emprego são os mais utilizados nas aplicações empíricas que tentam compreender as condições de busca, as características do indivíduo nessa conjuntura e os aspectos da transição desses para a situação de emprego (NICKELL, 1979; FOLEY, 1997; LANCASTER, 1979; VAN DER BERG; VAN OURS, 1996; CHUANG, 1999). Nos modelos de busca por emprego, o desemprego não é afetado apenas pelo ambiente macroeconômico ou pelo desempenho da atividade econômica, mas também por aspectos pessoais daqueles indivíduos à procura de uma ocupação. Assim, tais modelos focam nas condições de busca e nas características pessoais dos indivíduos desempregados para explicar os motivos desse *status* (PENIDO; MACHADO, 2003; ANTIGO; MACHADO, 2006).

Deve-se levar em conta ainda, conforme destacado por Layard, Nickell e Jackman (1991), que o desemprego depende também da efetividade de busca do desempregado e não apenas das pressões salariais do sistema. Assim, são considerados os fatores que afetam a velocidade com que o indivíduo desempregado encontra um emprego. A partir de uma função contratação tem-se que o número de indivíduos que deixam a situação de desemprego, em cada período, depende do número de postos de trabalho existentes na economia, bem como do número de indivíduos que efetivamente estão em busca de emprego.

Na teoria de busca por emprego, a obtenção de um posto de trabalho está associada às características individuais e ao grau de competição por vagas de emprego. Enquanto os fatores individuais dependem fortemente do rendimento relativo e dos atributos pessoais, o grau de competição no mercado de trabalho depende das variáveis agregadas macroeconômicas. Logo, é possível concluir que, tal como os efeitos macroeconômicos tendem a explicar a incidência dos indivíduos no desemprego, os fatores individuais focam mais na explicação da duração média do desemprego (ANTIGO; MACHADO, 2006).

Pissarides (1992) mostra que, se os indivíduos desempregados perdem um pouco de suas habilidades durante a situação de desemprego, o emprego agregado pode apresentar persistência que

---

<sup>1</sup> São consideradas as principais regiões metropolitanas do Brasil aquelas seis cobertas pela PME, a citar, São Paulo, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, Porto Alegre, Recife e Salvador.

sobrevive tanto à duração do choque como à duração máxima do desemprego. Assim, a firma prefere os indivíduos que estão desempregados por um tempo menor. Considerando um modelo de busca, o autor argumenta que um choque negativo no emprego, o qual reduz a contratação em um dado período, gera em alguma medida uma deterioração das habilidades dos trabalhadores, o que os torna menos atraentes para as empresas, desencorajando a abertura de novas vagas pelas firmas no próximo período e, conseqüentemente, prolongando a duração do desemprego.

Ainda segundo o mesmo autor, quando os trabalhadores são homogêneos após a entrada, as probabilidades de emprego podem cair por duas razões. Em primeiro lugar, os empregadores podem discriminar os desempregados de longa duração, preferindo contratar um trabalhador desempregado há menos tempo disponível no mercado de trabalho e, segundo, a intensidade de busca pode cair com a duração. Assim, a perda de habilidades durante o desemprego também faz com que a probabilidade de que o desempregado se desloque para a situação de emprego caia, na medida em que a sua duração no desemprego aumente (duração-dependência na probabilidade de deixar o desemprego).

Em uma abordagem análoga, Blanchard e Diamond (1994) argumentam que as decisões de contratação das firmas são afetadas unicamente pela duração do desemprego, isto é, as firmas possuem uma preferência explícita por contratar primeiro os trabalhadores que se encontram desempregados há pouco tempo. Nessa situação, há uma tendência de que o trabalhador que sobrevive há mais tempo no desemprego fique mais estigmatizado.

A literatura empírica internacional que utiliza a teoria de busca para análise duração do desemprego é bastante diversificada. Dentre os principais estudos, pode-se destacar os de Nickell (1979), Foley (1997), Lancaster (1979), Van der Berg e Van Ours (1996), Van der Berg e Van Ours (1998), Chuang (1999). Na literatura nacional, o estudo empírico pioneiro sobre duração do desemprego foi o de Bivar (1993). A autora estima a duração esperada do desemprego na Região Metropolitana de São Paulo (RMSP), especificamente para o período de 1983 a 1990, utilizando, para isso, os microdados da Pesquisa Mensal de Emprego (PME). Os resultados de Bivar (1993) indicam que a duração média das ocorrências completas de desemprego, estimada pelo processo markoviano, é de 1,63 mês, enquanto a estimativa do modelo semimarkoviano é de 6,20 meses. Além disso, há evidências de que o sexo dos indivíduos afeta na transição para o emprego.

Nesse contexto, é importante distinguir os processos markovianos e semimarkovianos. Em síntese, o primeiro assume que o período temporal de permanência na situação de desemprego não afeta a probabilidade de saída dessa situação, enquanto o segundo considera a duração-dependência, de forma que utiliza um estimador Kaplan-Meier<sup>2</sup> para obtenção da função risco. É importante observar essa diferença entre os dois processos, uma vez que as probabilidades de transição possivelmente não permanecem constantes ao longo da situação de desemprego.

Menezes Filho e Picchetti (2000), também através da PME, porém usando o ano de 1997, encontram uma duração média do desemprego de 6,64 meses para RMSP, através do estimador não paramétrico de Kaplan-Meier. Tais autores avançam ao analisar um modelo semiparamétrico de Cox, através do qual eles notam que a duração esperada do desemprego é maior para os indivíduos mais velhos, os classificados como não chefes do domicílio, os mais educados, os que não se demitiram voluntariamente do último emprego (logo, foram demitidos), os que não possuem experiência de trabalho, dentre outros aspectos. Nota-se também, por meio de um modelo paramétrico no qual se assume uma distribuição log-logística, que a taxa de saída do desemprego é mais acentuada no período inicial da situação de desemprego, mais especificamente, até o sexto mês em que o indivíduo está desempregado.

Com o intuito de realizar um estudo geograficamente mais abrangente do Brasil, Penido e Machado (2003), utilizando os microdados da PME para o ano de 1999, analisam a duração esperada do desemprego em todo o território metropolitano coberto pela PME. As autoras percebem, através do estimador de Kaplan-Meier, que a probabilidade de o indivíduo permanecer na situação de desemprego por pelo menos 6 meses é de 48,83%, bem como observam uma probabilidade de 25,10%

---

<sup>2</sup> O estimador de Kaplan-Meier é uma estatística não paramétrica que permite a mensuração das chances de sobrevivência em um estado ao longo do tempo, o que possibilita a construção de curvas de sobrevivência.

dele permanecer no estado de desemprego por pelo menos 1 ano. Ainda, tais autoras observam uma duração estimada média de aproximadamente 10 meses e seus modelos paramétricos de duração indicam que os indivíduos com primeiro grau completo, maior tempo de não trabalho, na condição de filho e residente da região metropolitana do Rio de Janeiro possuem menor probabilidade de encontrar um novo posto de trabalho. Por outro lado, os indivíduos que nunca trabalharam de maneira remunerada, não receberam FGTS no último emprego, residentes das regiões metropolitanas de Recife, Salvador e Belo Horizonte apresentaram maiores chances de sair do desemprego.

Antigo e Machado (2006), utilizando a mesma base de dados, analisam a permanência no estado de desemprego na Região Metropolitana de Belo Horizonte entre 1997 e 2001. As autoras constataam que o fenômeno do desemprego é afetado tanto por fatores individuais, como também por fatores atrelados ao nível de atividade econômica. Com isso, elas confirmam o predito pelos modelos de busca de emprego. Em relação às características individuais, há uma maior incidência de jovens e mulheres na situação de desemprego, logo, esses grupos são mais afetados em termos de duração. Porém, a maior incidência desses grupos na situação de desemprego afeta mais o comportamento do desemprego do que o longo período de permanência propriamente dito.

Dentre os estudos mais recentes com a PME para o Brasil, pode-se citar o de Reis e Aguas (2014), que conduzem uma análise de duração através da qual observam a transição do desemprego para o emprego – formal ou informal – e do desemprego para a inatividade. Dentre vários resultados interessantes, vale destacar que o aumento do tempo de desemprego eleva as probabilidades de transição para todos os estados examinados. Além disso, eles constatam que há uma maior propensão dos indivíduos desempregados há mais tempo a transitarem para um emprego formal ou informal, mas também a abandonarem a força de trabalho.

Já Reis (2015) investiga o processo de transição exclusivamente dos jovens, do desemprego para o primeiro emprego. As trajetórias desses são comparadas com as trajetórias dos jovens na mesma faixa etária que já tiveram emprego anteriormente e com as trajetórias dos indivíduos mais velhos, com idade entre 25 e 60 anos. Ambos os grupos de comparação possuem alguma experiência no mercado de trabalho. O autor notou que a experiência prévia no mercado de trabalho influencia positivamente na probabilidade de encontrar emprego. Os resultados também indicam que, ao considerar empregos de melhor qualidade, a dificuldade relativa dos jovens em busca do primeiro emprego é ainda maior.

Em síntese, nota-se, por essa breve revisão dos estudos empíricos nacionais, que ainda há uma certa carência de estudos com o enfoque nos provedores dos domicílios, bem como em um período de cobertura mais longo, o que é algo extremamente relevante, especialmente em períodos de crise econômica. Uma vez que o desemprego do chefe tem impacto proeminente sobre a vulnerabilidade da família, analisar sua dinâmica é fundamental tanto para poder compreender melhor o contexto e o desempenho do mercado de trabalho, quanto para guiar tomadas de decisão no âmbito político.

### 3. Metodologia

Neste estudo, procura-se investigar a mudança de *status* na força de trabalho – do desemprego para ocupação – de indivíduos chefes de famílias que declararam estar à procura de emprego a partir das entrevistas da Pesquisa Mensal do Emprego (PME) para as seis regiões metropolitanas que compõem a amostra – São Paulo, Rio de Janeiro, Recife, Salvador, Porto Alegre e Belo Horizonte. São utilizadas informações entre março de 2002 e dezembro de 2015.

Como o acompanhamento do entrevistado se dá por mês, é possível observar a taxa imediata de transição – de um mês para outro – daqueles que deixaram a condição de desempregado. Essa característica amostral torna viável a aplicação de técnicas de Análise de Duração, que ajudam a identificar como as características individuais influenciam na probabilidade de transição do desemprego para o emprego. Assim, as informações da PME são comumente utilizadas em trabalhos empíricos de análise de duração do desemprego no Brasil (PENIDO; MACHADO, 2003; ANTIGO; MACHADO, 2006; REIS; AGUAS, 2014). O diferencial deste estudo em relação aos demais está no

fato de que será analisada a duração para os chefes de família em um período relativamente longo, que abrange momentos diversos da economia brasileira em sua trajetória nos últimos 14 anos.

### 3.1. Base de dados utilizada

A PME caracteriza-se como uma pesquisa de painel rotativo, uma vez que os domicílios entrevistados são acompanhados ao longo de 16 meses, porém, de forma descontinuada, isto é, são realizadas quatro entrevistas consecutivas e, então, o domicílio fica fora da entrevista por oito meses para, então, retornar à amostra por mais quatro. Dessa forma, a cada mês, aproximadamente 1/8 dos domicílios entrevistados estão na pesquisa pela primeira vez. Dado esse caráter rotativo, geram-se problemas de atrição na base, pois, por exemplo, as pessoas podem mudar de residência, migrar ou falecer e, com isso, deixar de participar da amostra.

Nos modelos de análise de duração, o foco se dá sobre a transição de um indivíduo entre dois estados em períodos imediatamente subsequentes. Diante do exposto, foram mantidos na base apenas aqueles indivíduos para os quais foi possível fazer um acompanhamento de, no mínimo, dois meses em um período que vai de março de 2002 a dezembro de 2015.

Foram consideradas na amostra as informações referentes àqueles residentes das seis regiões metropolitanas contempladas pela PME que se declararam chefes (provedores do domicílio), com idade entre 24 e 65 anos e que afirmaram estar à procura de emprego. A base final de dados compreende 91.947 informações. A variável de duração do desemprego – que possui um intervalo de 1 a 60 meses – é definida como o tempo que um chefe sem trabalho declarou estar à procura de um emprego<sup>3</sup>.

Neste estudo, buscou-se realizar uma análise de duração sob um enfoque regional a fim de averiguar se existe um componente estrutural no período, de modo que, controladas características observáveis para residentes das diferentes regiões metropolitanas de cobertura da pesquisa, existe um diferencial nas chances de obtenção de empregos. Além disso, em função do período de cobertura analisado ser relativamente longo, avalia-se o componente cíclico dentro da economia brasileira.

### 3.2. Análise de duração

O interesse central do trabalho reside em modelar a probabilidade de que uma pessoa desempregada que esteja buscando emprego por  $(t)$  meses encontre um emprego exatamente no período  $(t + 1)$ . Dito de outra forma, procura-se modelar a probabilidade de uma pessoa desempregada encontrar trabalho, condicionada ao tempo de duração dessa procura e controlado pelas suas características observáveis.

Seguindo o desenvolvimento proposto por Cameron e Trivedi (2005), a duração em um estado é uma variável aleatória não negativa, aqui denotada por  $T$ , e assume-se que tal variável é contínua<sup>4</sup>, em que os tempos nos quais os eventos ocorrem sejam realizações de processos aleatórios. Sendo  $F(t)$  a função de distribuição acumulada de  $T$ , e sua função de densidade  $f(t) = dF(t)/dt$ , então, a probabilidade que a duração seja menor que  $t$  é dada por:

$$F(t) = \Pr[T \leq t] \text{ de forma que } F(t) = \int_0^t f(s)ds \quad (1)$$

Complementarmente, a função de sobrevivência, a qual fornece a probabilidade de que um indivíduo permaneça no estado inicial além de  $t$ , será definida por:

<sup>3</sup> Para uma descrição mais detalhada de todas as variáveis utilizadas no estudo, ver Quadro A.1 no Apêndice.

<sup>4</sup> Apesar de as observações serem discretas – número de meses – o processo subjacente é contínuo, de forma que pode-se assumir essa hipótese sem grandes prejuízos. Uma consequência dessa escolha é conhecida como o problema de *tied data*, que se dá quando falhas múltiplas ocorrem em um determinado ponto do tempo. Isso acontece porque se agrupam no mês fenômenos subjacentes aos dias e horas específicas.



$$S(t) = \Pr[T > t] \text{ de forma que } S(t) = 1 - F(t) \quad (2)$$

Assim, se todos os indivíduos expostos ao risco de transição eventualmente transitam, tem-se que  $S(\infty) = 0$ , de forma que  $F(\infty) = 1$  e  $F(0) = 0$ . Em outros termos, nesse caso, há uma probabilidade de 100% de que em algum momento ( $T \leq \infty$ ) o indivíduo irá transitar para o emprego, ao passo que a probabilidade de ele permanecer sempre desempregado é nula.

Adicionalmente a isso, a função de risco, a qual especifica a distribuição de  $t$ , mostra a probabilidade instantânea de deixar um estado condicionado ao tempo de sobrevivência. A função de risco é, portanto, definida como:

$$\lambda(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{\Pr[t \leq T < t + \Delta t | T \geq t]}{\Delta t} = \frac{f(t)}{S(t)} = -\frac{d \ln(S(t))}{dt} \quad (3)$$

Da função de risco, obtém-se a função de risco acumulada, que é dada por:

$$\Lambda(t) = \int_0^t \lambda(s) ds = -\ln S(t) \text{ onde } S(t) = \exp\left(-\int_0^t \lambda(u) du\right) \quad (4)$$

Vale notar que a função de risco e, por consequência, a função de risco acumulada, descrevem as taxas condicionais de ocorrência do evento, de forma que seus resultados apontam a probabilidade por unidade de tempo, o que faz com que esses valores calculados não sejam probabilidades, mas sim taxas (CAMERON; TRIVEDI, 2005).

Cabe, então, desenvolver técnicas robustas para as funções de sobrevivência e risco, a fim de obter, dentre outras informações importantes, as taxas de transição por unidade de tempo. Nesse contexto, surgem os modelos de Análise de Duração, os quais se distinguem em função do grau de parametrização da função de risco.

Um estimador intuitivo da função de risco é o número de transições em  $j$ , dividida pelo número de observações expostas ao risco de transição até o momento imediatamente anterior a  $j$ .

$$\hat{\lambda}_j = \frac{d_j}{r_j} \quad (5)$$

As estimações não paramétricas são muito úteis para uso descritivo, além de serem informativas acerca da forma da função de risco não condicionada. O estimador de Kaplan-Meier insere-se nesse grupo de estimadores e, utilizando-se a intuição de (5), estabelece-se uma função de sobrevivência estimada dada por:

$$\widehat{S}(t) = \prod_{j|t_j \leq t} (1 - \hat{\lambda}_j) = \prod_{j|t_j \leq t} \frac{r_j - d_j}{r_j} \quad (6)$$

Os métodos de estimação semiparamétricos não requerem uma especificação completa das funções de distribuição. Inserido nessa classe está o modelo de Cox de Razão de Riscos (COX, 1972; COX, 1975), no qual o estágio inicial da estratégia de estimação propõe uma forma funcional para a razão de risco dada por:

$$\lambda(t|x, \beta) = \lambda_0(t)\phi(x, \beta) \quad (7)$$

Nota-se que, em (7), a função de risco é desmembrada em dois termos, mais especificamente  $\phi(x, \beta)$ , que é função unicamente dos regressores  $x$ , e  $\lambda_0(t)$ , chamado de *risco de base*, que é função unicamente de  $t$ . Assim, é possível utilizar um processo de estimação dos  $\beta_s$  que não requer estimação simultânea da função de risco de base  $\lambda_0(t)$ , de forma que não são necessárias hipóteses sobre

distribuição de probabilidade da função de tempo de sobrevivência. Vale notar ainda que o modelo consegue lidar com casos de censuras independentes, censuras à direita e *tied data*<sup>5</sup>.

Dado que para os resultados estimados as interpretações dos coeficientes tornam-se mais fáceis, assume-se que  $\phi(x, \beta) = \exp(x', \beta)$ , de forma que:

$$\lambda_i(t|x, \beta) = \lambda_0(t)\exp(x_{il}', \beta_k) \tag{8}$$

Assim, para um indivíduo  $i$ , o seu risco no tempo será dado pelo produto entre uma função de risco de base e uma função de covariadas observadas em exponencial. Tomando logaritmo de ambos os lados:

$$\log \lambda_i = \alpha(t) + \beta_1 x_{i1} + \dots + \beta_k x_{ik} \text{ onde } \alpha(t) = \lambda_0(t) \tag{9}$$

Os  $\beta_s$  são obtidos a partir da maximização da Função de Verossimilhança Parcial proposta por Cox (1975), em que o produto conjunto de  $\Pr[T_j = t_j | j] \in R(t_j)$ , sendo  $R(t_j)$  o conjunto de observações expostos ao risco no tempo imediatamente anterior a  $t_j$  através das  $k$  mudanças de estado ordenadas a partir de seu tempo de duração. Assim:

$$\ln L_p(\beta) = \sum_{i=1}^N \delta_i [\ln \phi(x_i, \beta) - \ln(\sum_{l \in R(t_i)} \phi(x_l, \beta))] \tag{10}$$

em que  $\delta_i = 1$  para casos não censurados e 0 nos outros casos. Assim,  $\beta_i$  mede o efeito de cada variável  $x_i$  na função de risco, de forma que a interpretação de um regressor  $j$  que tem uma variação unitária, *ceteris paribus* aos demais, será dada por  $\exp(\beta_j)\lambda(t|x, \beta)$  e a mudança no risco será medida por  $1 - \exp(\beta_j)$ .

O modelo de riscos proporcionais implica que o risco de um indivíduo  $i$  com características observadas  $X^*$  é uma proporção fixa do risco para outro indivíduo  $j$  com características  $X$ . Ao serem cancelados os termos  $\lambda_0(t)$ , obtém-se uma razão de risco que é constante ao longo do tempo, conforme:

$$\frac{\lambda_i(t|x^*, \beta)}{\lambda_j(t|x, \beta)} = \frac{\lambda_0(t)\exp(x_{il}^*, \beta_k)}{\lambda_0(t)\exp(x_{jl}', \beta_k)} = \theta \tag{11}$$

Vale observar que nesses modelos a unidade de análise não é o evento em si, mas sim as trajetórias, observando-se as durações e as transições. Assim, o interesse principal é a ocorrência de eventos, ou taxas de transições, e a acumulação de tempo em risco, ou duração, até (e incluindo) a ocorrência do evento ou censura.

No estudo aqui desenvolvido, o evento de interesse é a transição dos chefes de família desocupados, que declararam estar procurando emprego, para um novo estado ocupacional, isto é, a ocupação. Tal mudança é situada no tempo, em que meses de procura correspondem à exposição ao risco e conseguir emprego implica a transição ou falha<sup>6</sup>. Vale notar que foram utilizados apenas dados referentes àqueles chefes que realizaram apenas uma transição, de modo que são desconsiderados os casos em que há rotatividade de empregos do mesmo indivíduo no período de cobertura.

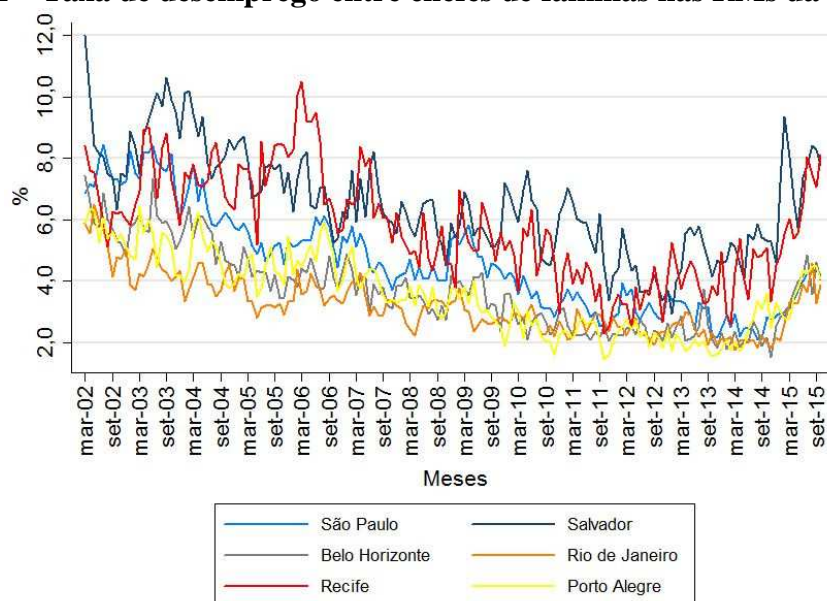
<sup>5</sup> Os três tipos de censura que os dados podem sofrer são: censura à esquerda, quando a transição ocorre antes do tempo inicial de observação; censura de intervalo, quando a transição ocorre dentro do período analisado, mas não tem como ponto inicial o valor zero; e censura à direita, quando a transição não ocorre até o término da observação do evento. Quando o processo de geração de censura é dado de maneira aleatória, ou não informativa, diz-se que a censura é independente.

<sup>6</sup> Tradicionalmente, em análise de sobrevivência, o termo “falha” indica a mudança de estado, isto é, que o indivíduo falhou em permanecer (sobreviver) no estado original e transitou para o estado alternativo. No presente caso, portanto, a “falha” significa apenas que a pessoa transitou do desemprego para o emprego.

#### 4. Análise descritiva

De modo a observar preliminarmente o comportamento do emprego no período considerado, a Figura 1 apresenta as taxas de desemprego entre chefes de família para as regiões metropolitanas ora abordadas. Nela, é possível notar duas fases, com tendências claramente distintas entre si: a primeira vai do início do período, em março de 2002, até o final de 2013, intervalo em que a taxa de desemprego segue uma tendência geral declinante; a segunda, por sua vez, se dá a partir dos primeiros meses de 2014 até o final do período, em que o desemprego passa a crescer, revertendo a tendência anterior e atingindo patamares próximos àqueles que existiam entre os anos de 2006 e 2007.

**Figura 1 – Taxa de desemprego entre chefes de famílias nas RMs da PME (%)**



Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PME de março de 2002 a dezembro de 2015.

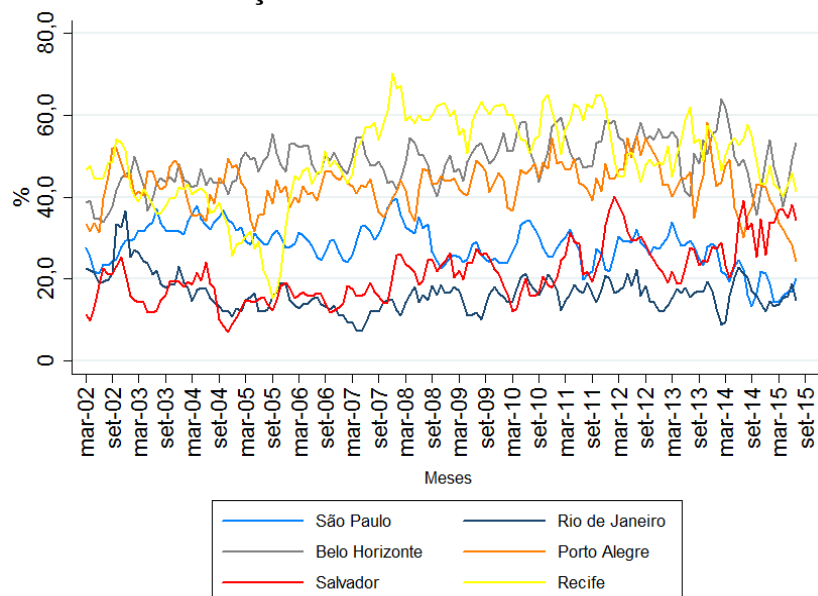
No gráfico, também é possível observar que Recife e Salvador tendem a apresentar taxas de desemprego dos chefes consideravelmente mais elevadas do que as demais regiões metropolitanas em todo o período, sendo que essa diferença tende a se amenizar à medida que o desemprego cai, de forma que, entre 2012 e 2013, ambas as RMs estão mais próximas das demais. No entanto, a diferença volta a crescer no período seguinte, à medida que o desemprego passa a aumentar. Além disso, Recife e Salvador apresentam maior volatilidade na variação do desemprego dos chefes, alternando quedas mais abruptas com crescimentos mais acelerados em relação às demais metrópoles. Tal variabilidade pode ser um indício de que essas duas regiões metropolitanas são as mais sensíveis a choques externos dentre o conjunto analisado.

As menores taxas de desemprego, por sua vez, tendem a ocorrer em Belo Horizonte, Porto Alegre e Rio de Janeiro, com São Paulo ocupando uma posição intermediária. Convém notar que as diferenças entre as taxas de desemprego de chefes em tais regiões apresentaram uma propensão a se mitigar ao longo do período, sobretudo após a mudança de tendência que ocorre a partir de 2014. As quatro Regiões Metropolitanas atingem seus pontos de mínimo, em torno de 2%, em fins de 2013, e, a partir de então, passam a apresentar um comportamento razoavelmente homogêneo, subindo até um patamar de cerca de 4% ao final de 2015. Este fato pode sugerir que os mercados de trabalho dessas metrópoles, no final do período analisado, estavam operando em condições mais similares entre si em relação ao início do período.

A Figura 2, por sua vez, apresenta os resultados dos números de transições dos chefes que procuravam empregos ao longo do tempo para as regiões metropolitanas de cobertura da PME. Em

função da grande variabilidade, foram utilizadas médias móveis trimestrais, a fim de deixar mais claras as tendências gerais.

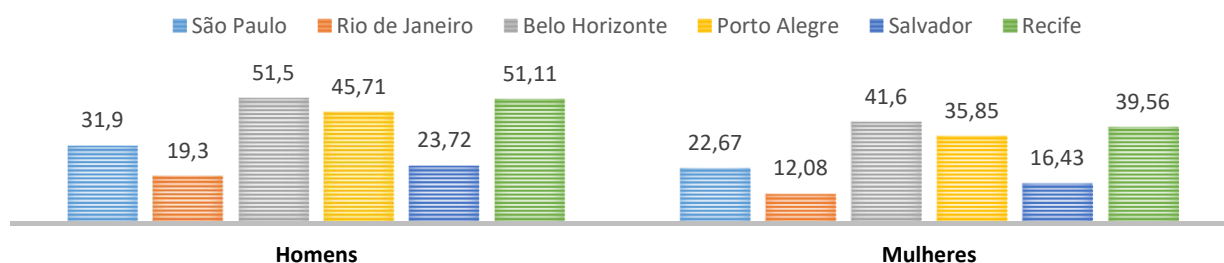
**Figura 2 – Taxa de transição entre chefes de famílias nas RMs da PME (%)**



Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PME de março de 2002 a dezembro de 2015.

No que diz respeito ao sexo, nota-se pela Figura 3 que os homens chefes possuem maiores chances de encontrar emprego em todas as regiões metropolitanas da pesquisa em relação às mulheres chefes. Essa diferença varia entre cerca de sete pontos percentuais, no Rio de Janeiro e em Salvador; até aproximadamente dez pontos percentuais em Belo Horizonte, Porto Alegre e Recife. Também observa-se que, para ambos os gêneros, as maiores proporções de transições de indivíduos que procuravam emprego estão nessas três Regiões Metropolitanas. Por outro lado, as menores proporções de transições encontram-se no Rio de Janeiro, seguido por Salvador. Vale destacar ainda que, para os homens, em torno da metade dos que procuravam emprego conseguiu fazer a transição ao longo do período da pesquisa, enquanto que, para as mulheres, tais valores giram em torno de 31% e 45%.

**Figura 3 – Transição de transição entre chefes de família por sexo nas RMs da PME (%)**



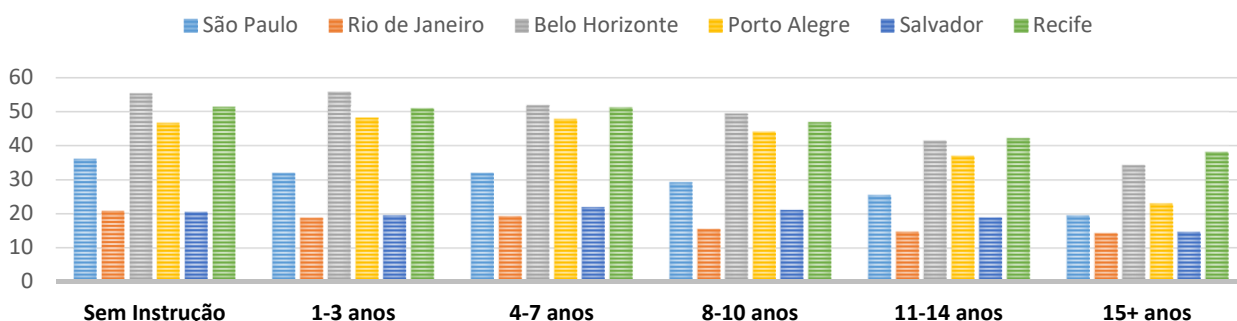
Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PME de março de 2002 a dezembro de 2015.

Conforme observado na Figura 4, o mesmo padrão regional tende a se repetir no que se refere aos grupos de escolaridade: enquanto Belo Horizonte, Porto Alegre e Recife apresentam as maiores proporções de chefes que encontraram emprego para todos os níveis de escolaridade, Rio de Janeiro e Salvador possuem os piores desempenhos, enquanto São Paulo situa-se numa posição intermediária

entre tais grupos. Ainda, nota-se que, de modo geral, o percentual de indivíduos que encontram emprego tende a se reduzir conforme aumentam os níveis de escolaridade. Enquanto chefes sem instrução e com 1 a 3 anos de escolaridade possuem as maiores chances de se mover para o emprego no período da pesquisa, aqueles com 15 ou mais anos de estudo apresentam as menores taxas observadas de tal movimento.

Essas diferenças sugerem que: i) indivíduos com mais instrução passam mais tempo procurando emprego, a fim de encontrarem algum posto de trabalho mais condizente com a maior especificidade de suas habilidades; ii) como a escolaridade possui alta correlação positiva com a renda, indivíduos menos escolarizados, em geral, não estão em condições de recusar qualquer emprego e precisam aceitar mais prontamente as oportunidades que encontram, ao passo que os chefes de maior nível educacional tendem a encontrar-se em posição mais segura, o que lhes permite procurar por mais tempo um emprego mais adequado.

**Figura 4 – Transição entre chefes de família por grupos de escolaridade nas RMs da PME (%)**

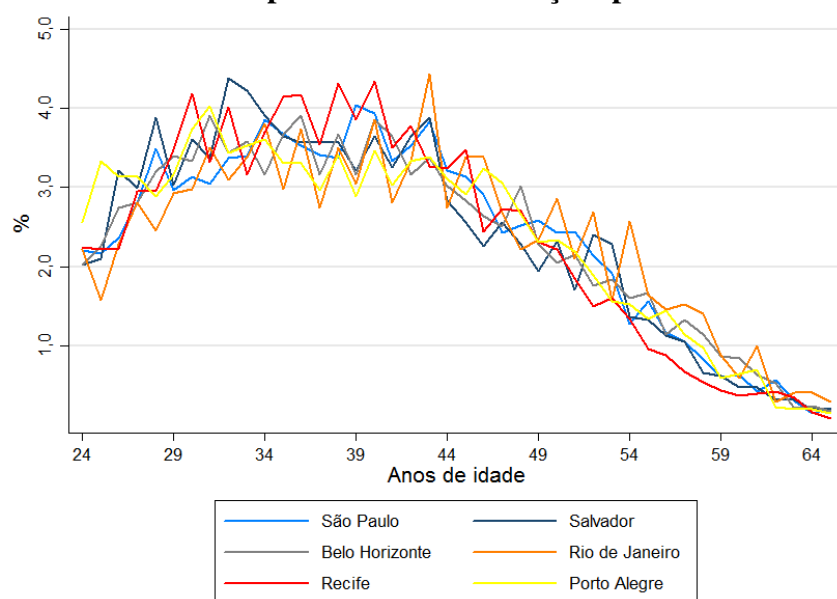


Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PME de março de 2002 a dezembro de 2015.

Na Figura 5, são apresentadas as composições proporcionais de transições por regiões metropolitanas e por grupo etário. Pela figura, percebe-se muito mais um padrão demográfico do que propriamente um padrão regional, uma vez que, até aproximadamente 40 anos, independentemente da região metropolitana, a participação nas transições – ou seja, pessoas que encontram empregos – é crescente, sendo que, a partir desse momento, observa-se um decréscimo acelerado na participação das transições conforme a idade aumenta. Nota-se que, do total de transições em cada RM, o maior número delas ocorre entre os 29 e 44 anos de idade. Nessa faixa etária, as proporções de transições para o emprego ficam entre cerca de 3% e 4% em todas as áreas metropolitanas. Tal resultado pode ser um primeiro indicativo da faixa de idade na qual as transições para o emprego encontram menos dificuldade de realização.

Em síntese, a partir das análises descritivas dos dados, pode-se dizer que as regiões metropolitanas de Salvador e Recife foram aquelas que apresentaram as maiores taxas de desemprego, bem como maiores volatilidades dessas – ainda que nos períodos finais da série observe-se um crescimento generalizado das taxas de desemprego. Com relação ao sexo, percebem-se sinais de discriminação do mercado de trabalho, uma vez que mulheres chefes apresentaram em todas as RMs menores probabilidades de transição. No que diz respeito à escolaridade dos chefes, percebe-se que aqueles com menos anos de educação apresentam maiores chances de transição, muito provavelmente devido à sua maior vulnerabilidade financeira.

**Figura 5 – Estrutura composicional das transições por idade nas RMs (%)**



Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PME de março de 2002 a dezembro de 2015.

### 5. Resultados para análise de duração

Das 2.766.731 observações que compunham o banco de dados para chefes de família, 91.953 foram elegíveis à análise de duração, ou seja, são representativas de chefes que estavam desempregados no momento da entrevista e declararam estar à procura de emprego. Dentre estes, 21.458 tiveram alteração de *status*, isto é, deixaram o desemprego para o emprego. Vale relembrar ainda que o período de cobertura da análise vai de março de 2002 a dezembro de 2015, sendo que os meses de desemprego variam entre 1 e 60.

Na Tabela 1, estão listadas caracterizações gerais com relação à duração do desemprego para as regiões metropolitanas. Percebe-se que o tempo médio de procura de emprego fica em torno de sete meses, sendo a Região Metropolitana de Belo Horizonte aquela onde o tempo foi estimado como sendo o mais baixo (4,21 meses), enquanto que Salvador (10 meses) e Rio de Janeiro (9,1 meses) foram as que apresentaram os maiores tempos médio de busca por emprego, respectivamente. A taxa de incidência foi medida através da razão inversa da esperança de ocorrência de transição, de modo que quanto mais alto o valor de tal taxa, maior a expectativa de transição. Os resultados da taxa de incidência para as regiões metropolitanas corroboram aqueles observados para o tempo médio de busca por emprego, de modo que Salvador e Rio de Janeiro – ainda que as médias de desemprego para essa última tenham se mostrado baixas entre chefes – apresentam as menores taxas de incidências, isto é, as menores expectativas de transição para o emprego, comparativamente às demais RMs.

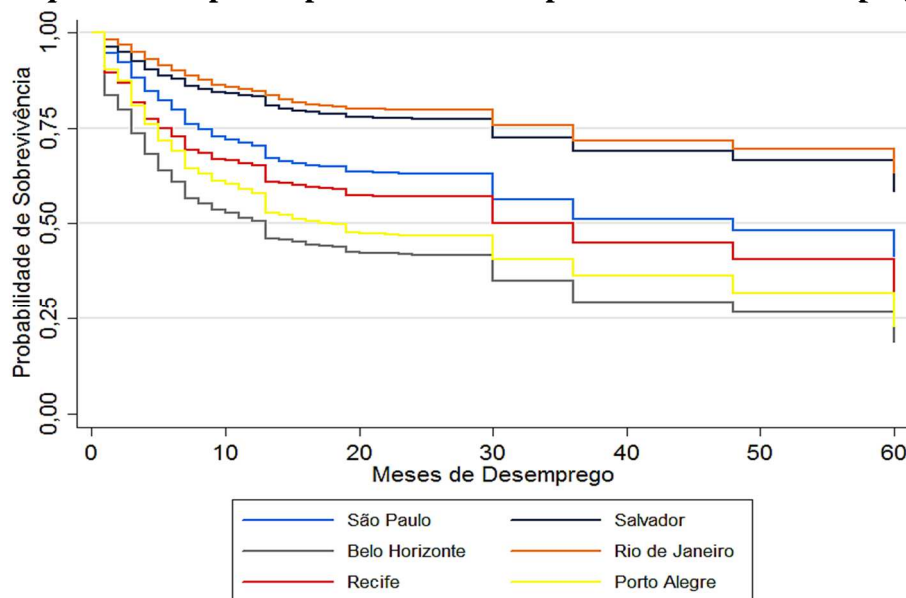
**Tabela 1 – Estatísticas descritivas da base para análise de duração do desemprego (1 a 60 meses)**

Região	Transições	Média	Desvio Padrão	Taxa de Incidência	Tempo de Sobrevivência		
					25%	50%	75%
São Paulo	4947	6,97	9,65	0,0274	8	48	-
Rio de Janeiro	1707	9,10	11,28	0,0118	36	-	-
Belo Horizonte	4737	4,21	6,98	0,0694	3	13	60
Porto Alegre	3605	6,10	9,02	0,0463	5	18	60
Salvador	2577	10	13,53	0,0136	30	-	-
Recife	3885	7,85	12,19	0,0339	5	36	-
<b>Total</b>	<b>21458</b>	<b>6,90</b>	<b>10,40</b>	<b>0,0276</b>	<b>8</b>	<b>60</b>	<b>-</b>

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PME de março de 2002 a dezembro de 2015.

Na Figura 6, é apresentado o resultado para o estimador não paramétrico de Kaplan-Meier por regiões metropolitanas, em que no período inicial – zero – considera-se que todos os indivíduos têm 100% de chance de sobrevivência, sendo então estimada a mudança de tal chance ao longo dos meses seguintes, ou seja, como se alteram as probabilidades de o indivíduo encontrar um emprego com o passar do tempo de desemprego.

**Figura 6 – Kaplan-Meier para a probabilidade de permanência no desemprego por RMs**



Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PME de março de 2002 a dezembro de 2015.

Pela figura, observa-se que as transições ocorrem mais aceleradamente até 12 meses, para, então, apresentar um padrão muito mais lento de decrescimento. Resultado semelhante foi obtido por Menezes Filho e Picchetti (2000), em uma análise da RMSP para o ano de 1997, na qual os autores notaram que a taxa de saída do desemprego é crescente entre o primeiro e o sexto mês de duração do desemprego (período em que a taxa atinge o pico) e, em seguida, tal taxa torna-se decrescente.

Percebe-se ainda uma diferença clara entre as regiões metropolitanas, que poderiam ser classificadas em três grupos. O primeiro deles, composto por Belo Horizonte e Porto Alegre, apresenta os decrescimentos mais acelerados das probabilidades de sobrevivência, isto é, são os lugares onde há maior chance estimada para a obtenção de emprego. O segundo grupo, formado por São Paulo e Recife, insere-se em uma posição intermediária. Por fim, o grupo três, composto por Rio de Janeiro e Salvador, é o que mais se distingue das demais RMs, independentemente do tempo, as velocidades de decrescimento das probabilidades de sobrevivência são muito mais suavizadas.

A partir dos resultados não paramétricos anteriormente discutidos, não é possível inferir se essa diferenciação tem uma causa estrutural-regional intrínseca, ou se reflete características observáveis dos diferentes grupos de habitantes em cada uma dessas localidades. Com o interesse de testar essa hipótese, são implementadas três estratégias de estimações semiparamétricas através da proposta de Cox. No *Modelo 1*, utilizam-se apenas as variáveis referentes à localização regional do chefe de família que procurava emprego. Em seguida, no *Modelo 2*, são inseridas variáveis associadas às principais características observáveis desses indivíduos. Por fim, são inseridas variáveis de ano na tentativa de capturar ciclos econômicos no *Modelo 3*. Os resultados para as razões de risco estimadas, bem como os desvios padrões, estão reportados na Tabela 2.

Pelo *Modelo 1*, estima-se que, quando comparadas à RMSP – RM de referência –, a RMSA e a RMRJ encontram-se em situação de desvantagem, de forma que, em relação à primeira, a RMSP apresentou vantagens nas razões de chance para transição de 41,41%, e de 51,95% comparada à

segunda. Por outro lado, a RMPA apresentou uma vantagem relativa à RMSP de 59,28% e a RMRE verificou uma vantagem de 35,71%. Já o valor estimado para a RMBH merece destaque, pois se observa nessa uma probabilidade de transição 2,14 vezes superior àquela de RMSP.

**Tabela 2 – Regressões: Estimativas das razões de risco RMs do Brasil (2002-2015)**

*Continua*

Variáveis	Razão de risco		
	Modelo (1)	Modelo (2)	Modelo (3)
Região Metropolitana (São Paulo)			
Salvador	0,5846*** (0,0142)	0,5968*** (0,0152)	0,5821*** (0,1490)
Belo Horizonte	2,1433*** (0,0437)	2,1193*** (0,0440)	2,1499*** (0,0447)
Rio de Janeiro	0,4807*** (0,0135)	0,4975*** (0,0140)	0,4828*** (0,0136)
Recife	1,3528*** (0,0291)	1,2783*** (0,0283)	1,3053*** (0,0290)
Porto Alegre	1,5943*** (0,0349)	1,6768*** (0,0378)	1,6404*** (0,0370)
Sexo (feminino)			
Masculino		1,6891*** (0,0247)	1,7879*** (0,0263)
Cor da pele (branca)			
Preta ou parda		1,0810*** (0,0173)	1,0635*** (0,0170)
Anos de estudo (sem instrução)			
1 a 3		1,0021 (0,0420)	0,9844 (0,0422)
4 a 7		0,9966 (0,0366)	0,9436 (0,0353)
8 a 10		0,9315* (0,0354)	0,8557*** (0,0331)
11 a 14		0,8529*** (0,0317)	0,7424*** (0,0284)
15 ou mais		0,6438*** (0,0306)	0,5479*** (0,0268)
Faixa etária (24 a 26 anos)			
27 a 29 anos		1,0383 (0,0353)	1,0308 (0,0350)
30 a 32 anos		1,0584* (0,0350)	1,0431 (0,0346)
33 a 35 anos		1,0094 (0,0333)	0,9967 (0,0328)
36 a 38 anos		0,9260** (0,0306)	0,9163*** (0,0303)
39 a 41 anos		0,9371** (0,0311)	0,9297** (0,0308)
42 a 44 anos		0,8963*** (0,0330)	0,8847*** (0,0325)
45 a 47 anos		0,8151*** (0,0284)	0,7990*** (0,0278)
48 a 50 anos		0,7594*** (0,0275)	0,7327*** (0,0265)
51 a 53 anos		0,7252*** (0,0278)	0,6950*** (0,0266)
54 a 56 anos		0,6279*** (0,0268)	0,5939*** (0,0253)
57 a 59 anos		0,5688*** (0,0284)	0,5273*** (0,0262)



**Tabela 2 – Regressões: Estimativas das razões de risco RMs do Brasil (2002-2015)**

Conclusão

Variáveis	Razão de risco		
	Modelo (1)	Modelo (2)	Modelo (3)
60 a 62 anos		0,5236*** (0,0318)	0,4843*** (0,0295)
63 a 65 anos		0,4163*** (0,0373)	0,3740*** (0,0342)
Período temporal (2002)			
2003			1,2863*** (0,0410)
2004			1,2906*** (0,0427)
2005			1,1877*** (0,0419)
2006			1,4266*** (0,0479)
2007			1,6650*** (0,0577)
2008			1,8590*** (0,0655)
2009			1,9139*** (0,0676)
2010			1,9947*** (0,0742)
2011			2,0720*** (0,0801)
2012			2,1798*** (0,0851)
2013			1,9270*** (0,0770)
2014			1,8207*** (0,0744)
2015			1,5668*** (0,0595)
LR chi2(38)	5062,7686	7022,9800	8013,0442
Log-verossimilhança	-227093,4298	-215409,1978	-214914,1658
Número de indivíduos	91947	88188	88188
Número de falhas (transições)	21459	20536	20536
Número de observações	91947	88188	88188

Notas: Desvios-padrão entre parênteses. \*\*\*Estatisticamente significativa a 1%. \*\*Estatisticamente significativa a 5%. \*Estatisticamente significativa a 10%.

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PME de março de 2002 a dezembro de 2015.

No *Modelo 2*, no qual são inseridas as características observáveis dos chefes de família, nota-se uma manutenção do ordenamento das chances de transição. Porém, apenas com exceção de Porto Alegre, não houve um “encurtamento” das distâncias entre as regiões metropolitanas. Dessa forma, pode-se inferir que, controladas as características observáveis, apenas a RMPA apresenta uma maior dinâmica intrínseca de transição para os chefes.

Com relação às características observáveis dos chefes, a cor da pele, ainda que estatisticamente significativa, mostrou uma magnitude relativamente pequena no diferencial. Comparativamente aos brancos, negros parecem ter 8% mais chances de conseguirem emprego. Uma possível interpretação para isso é a maior exposição à vulnerabilidade enfrentada por esses chefes, de modo que eles se tornam mais propensos a aceitar a primeira oferta que lhes é feita.

Já para o fator educacional, as estimativas revelam que não há diferenças estatisticamente significantes entre chefes sem instrução (grupo de referência) e aqueles que possuem até o ensino

fundamental completo. Porém, a partir desse grupo percebe-se um aprofundamento estatisticamente significativo dos diferenciais, sendo que, quanto maior a escolaridade, menores as chances de transição frente aos chefes sem instrução. Reforçando aquilo que foi observado na Figura 4, uma possível interpretação para esse efeito diz respeito à maior seletividade na escolha por parte dos mais escolarizados, seja em função de sua educação formal ser mais alta, seja por terem um “colchão de amortecimento” de renda que permite que essas pessoas possam esperar mais tempo por uma proposta que julguem mais ajustada às suas expectativas. Nesse sentido, Antigo e Machado (2006) já haviam notado que os indivíduos mais escolarizados que estão há mais tempo sem trabalho e que, na última ocupação, tinham carteira de trabalho assinada são os mais afetados pelo desemprego de longa duração.

Com relação à variável sexo, o fato de o chefe do domicílio ser do sexo masculino está relacionado a uma maior chance de conseguir emprego em comparação com as mulheres. Tal vantagem é de aproximadamente 69%, de modo que mulheres chefes encontram dificuldades consideravelmente maiores em deixar a condição de desemprego, o que pode ser um indício de uma discriminação por gênero diferente daquela observada pela comparação da renda, mais tradicionalmente utilizada. É preciso cautela em tal interpretação, no entanto, pois não é possível averiguar a parcela dessa diferença que pode estar relacionada à própria escolha dos indivíduos em aceitar ou não uma determinada oferta de trabalho.

Quando comparados os grupos etários, tendo como referência pessoas com idade entre 24-26 anos, as estimativas mostram que até 33-35 anos não há diferenças estatisticamente válidas para as chances de obtenção de emprego, porém a partir dos 36-38 a chance de obtenção de uma vaga se reduz progressivamente.

No *Modelo 3*, é adicionada uma tentativa de captura de ciclos econômicos. Com relação ao *Modelo 2*, as mesmas variáveis continuaram apresentando significância estatística, além de que todas as novas covariadas utilizadas foram significativas, dando indícios, assim, de que são importantes na composição do modelo.

Para os efeitos regionais das regiões metropolitanas, percebe-se que, em relação ao *Modelo 1*, houve uma ampliação das chances de transição em relação à RMSP para a RMBH, RMSA e RMPA. Por outro lado, notam-se leves reduções nos diferenciais em relação à RMRJ e RMRE.

Para a variável sexo, após controlados efeitos de ciclos, os dados mostram que se aprofundaram as diferenças estimadas, uma vez que, em relação ao *Modelo 2*, houve um crescimento de aproximadamente 10% nas chances de transição para homens em relação às mulheres. Por outro lado, o efeito estimado de cor, já pequeno, foi reduzido. Os efeitos estimados para escolaridade, ao seu turno, seguiram mostrando não haver diferencial entre aqueles sem instrução e chefes com até o ensino fundamental completo. Porém, a partir desse ponto, o que se observa em relação ao *Modelo 2* é que houve um aprofundamento dos diferenciais entre as razões de chances dos menos para os mais escolarizados. Efeito semelhante foi apresentado para as variáveis categóricas referentes à idade.

Com relação às estimativas de ciclo, percebe-se que todos os anos apresentaram maiores chances de transição com relação a 2002, sendo que esse movimento se deu de forma gradual – com uma leve redução em 2005 – e constante até o ano de 2012, momento em que se observa uma piora das chances de transição. Sendo que, para o último ano da amostra, observa-se um efeito estimado semelhante àqueles entre 2006 e 2007, revelando que a recente deterioração econômica do país afetou diretamente o mercado de trabalho.

Por fim, foram realizados dois testes de ajustes do *Modelo 3*. O primeiro deles, o teste de concordância C de Harrell, testa para cada observação o “*timing*” para a transição e confronta o valor estimado com o observado. Tal teste mostrou que, em 69,07% das vezes, o valor predito para as falhas correspondeu ao observado. De forma similar, o teste de concordância D de Somers dá a chance de o indivíduo sobrevivente ter razão de chance menor que um não sobrevivente – como é de se esperar. Para tal estatística, esse foi o caso em 38,15% das observações da amostra. Em termos de qualidade de tais resultados, tem-se que, quanto mais próximo o C de Harrell estiver de 0,5 e o D de Somers D estiver de 0, menor a habilidade preditiva do modelo (CLEVES, 2008).

Os resultados econométricos obtidos mostram que as regiões metropolitanas de Belo Horizonte e Porto Alegre tiveram as maiores probabilidades de transições, ou seja, apresentaram as melhores condições no mercado de trabalho para os chefes que procuravam emprego. Seguindo essas duas RMs, vêm respectivamente São Paulo, Recife, Salvador e Rio de Janeiro. Os modelos estimados também foram capazes de capturar um componente cíclico no período, no qual, entre 2002 e 2011, percebe-se melhora nas probabilidades de transição para, então, observar-se um recuo dessas.

No que diz respeito às características individuais, homens com idade de até 35 anos representam o grupo mais propenso a encontrar emprego. Com relação à escolaridade, o que os resultados estimados parecem mostrar é que, em função de sua maior vulnerabilidade – e conseqüentemente menor seletividade na escolha da ocupação –, pessoas menos escolarizadas apresentaram chances de transição mais rápidas.

## **6. Considerações finais**

Os longos períodos de desemprego individual afetam fortemente o mercado de trabalho. Extensos períodos na situação de desemprego podem influenciar nas chances de o indivíduo encontrar um novo emprego, bem como podem ter efeitos diretos sobre a decisão desse indivíduo de sair da força de trabalho desalentado. Por meio de dados da PME para o período entre 2002 e 2015, foram estimados modelos de duração que consideram transições do desemprego para o emprego, para os chefes de domicílio no Brasil metropolitano.

Dentre os principais resultados obtidos, nota-se que, para as funções de sobrevivência obtidas pelo estimador de Kaplan-Meier, as RMs de Belo Horizonte e Porto Alegre possuem os decréscimos mais acelerados das probabilidades de sobrevivência, sendo os lugares de maiores chances estimadas para a obtenção de emprego. Por outro lado, Rio de Janeiro e Salvador possuem os decréscimos mais modestos, de modo que em tais locais a duração do desemprego é mais persistente. Esses resultados são corroborados pelos modelos semiparamétricos estimados, que apontam a RMBH e a RMPA como aquelas com melhor desempenho em relação a São Paulo, enquanto a RMSA e a RMRJ expressam as situações de maior desvantagem.

Em termos das características individuais, fatores como a cor da pele e o sexo apresentam-se como estatisticamente relevantes em sua relação com a duração do desemprego, de forma que negros e homens tendem a se mover para o emprego mais rapidamente do que suas contrapartes (brancos e mulheres). No caso dos negros, a diferença não é tão elevada e pode estar relacionada com situações de maior vulnerabilidade desses, o que os leva a precisar aceitar mais prontamente quaisquer opções de emprego que surjam. No que tange ao gênero, as diferenças são mais pronunciadas e a desvantagem observada para as mulheres pode ser um indício da existência de alguma discriminação de gênero no processo de seleção para o emprego, muito embora também possa haver seleção por parte da chefe que procura trabalho.

A escolaridade e a idade dos trabalhadores também possuem relações significativas com a duração do desemprego. Para trabalhadores com níveis mais elevados de escolaridade, sobretudo aqueles com curso superior, a duração do desemprego tende a ser maior, o que pode ser fruto tanto da maior seletividade desses, quanto de melhores condições financeiras, que permitem que tal seletividade opere ao possibilitar permanência mais longa em condição de desemprego. No que se refere à idade, os resultados apontam que até os 35 anos não existem diferenças nas chances de se mover para o emprego em relação a indivíduos entre 24 e 26 anos, mas, a partir de tal ponto, as chances passam a declinar de maneira contínua até os 65 anos.

Ainda, notam-se dois momentos distintos em termos de ciclos econômicos, nos quais as chances de se mover para o emprego aumentam continuamente num primeiro momento, entre 2003 e 2012, acompanhando o desempenho de crescimento do país e melhora dos indicadores sociais; e, no período seguinte, passam a declinar, refletindo o cenário de desaceleração e eventual crise, de modo que, em 2015, as chances de chefes desempregados se moverem para o emprego retornaram para patamares semelhantes àqueles observados em 2006-2007. Tal constatação oferece certo suporte

ao argumento de que a atual crise tem pulverizado os ganhos observados pelo trabalhador ao longo da década passada. À medida que o desemprego cresce e que se torna mais difícil para os chefes de família encontrar trabalho, aumenta a situação de precariedade e vulnerabilidade das famílias, o que é especialmente grave para aquelas em condições de maior pobreza e menor capital humano. Além disso, esse quadro pode levar outros membros da família a procurar inserção no mercado de trabalho, inclusive jovens que eventualmente podem precisar abandonar os estudos, fato que pode ter consequências negativas sobre o horizonte de longo prazo dessas famílias e da sociedade como um todo.

De maneira geral, esses resultados distinguem-se daqueles já existentes na literatura nacional, não somente pelo período abordado, mas também pelo fato de terem como objeto específico os chefes de família, levando em consideração as dinâmicas regionais e como essas se alteram com a inclusão de variáveis de controle individuais e de ciclo econômico. Ainda, permitem constatar os efeitos da atual crise sobre a duração do desemprego e comparar tais resultados com aqueles verificados para a década passada, de modo que se permite avaliar a dimensão desse retrocesso pela ótica da dinâmica do mercado de trabalho.

O ciclo de expansão da economia brasileira, associado ao aumento gradativo do emprego e de redução da desigualdade e da pobreza verificados na primeira década dos anos 2000, encontra-se em um momento de instabilidade, sendo seu legado ameaçado pelo aprofundamento do quadro recessivo recente. Tal cenário evidencia uma fragilidade econômica do país e reverbera nas condições do mercado de trabalho que, no período analisado, dá sinais disso através dos incrementos verificados na duração do desemprego a partir de 2012. Nesse sentido, uma vez que os resultados deste trabalho capturam efeitos médios das variáveis analisadas, a fim de que possam ser entendidas de maneira mais clara as tendências do mercado de trabalho brasileiro, entre futuros desdobramentos estão análises de duração ao longo do tempo a fim de que possa ser avaliado melhor de que forma os cenários de crise/expansão econômica do país se relacionam com o aumento/diminuição do tempo médio de duração do desemprego.

## Referências

- ALMEIDA, M.; LISBOA, M.; PESSÔA, S. O Ajuste inevitável ou o país que ficou velho antes de se tornar desenvolvido, 2015. Disponível em: [http://mansueto.files.wordpress.com/2015/07/o-ajuste-inevitc3a1vel-vf\\_2.pdf](http://mansueto.files.wordpress.com/2015/07/o-ajuste-inevitc3a1vel-vf_2.pdf). Acesso em: 18 abr. 2016.
- ANTIGO, M. F.; MACHADO, A. F. Transições e duração do desemprego: uma revisão da literatura com novas evidências para Belo Horizonte. *Nova Economia*, v. 16, n. 3, p. 375-406, 2006.
- AYHAN, H. S. *Evidence of added worker effect from the 2008 economic crisis*. 2015. Disponível em: <http://ftp.iza.org/dp8937.pdf>. Acesso em: 30 abr. 2016. (IZA Discussion Paper, n. 8937)
- BIVAR, W. S. B. Aspectos da estrutura do desemprego no Brasil: composição por sexo e duração. *Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social, Rio de Janeiro*, p.103, 1993.
- BLANCHARD, O. J.; DIAMOND, P. Ranking, unemployment duration and wages. *Review of Economic Studies*, v. 61, n. 208, p. 417-434, 1994.
- BREDTMANN, J.; OTTEN, S.; RULFF, C. *Husband's Unemployment and Wife's Labor Supply – The Added Worker Effect across Europe*. 2014. Disponível em: [http://conference.iza.org/conference\\_files/neujobs\\_2014/rulff\\_c9868.pdf](http://conference.iza.org/conference_files/neujobs_2014/rulff_c9868.pdf). Acesso em: 30 abr. 2016. (Ruhr Economic Paper, n. 484)
- CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. *Microeconometrics: methods and applications*. Cambridge University Press, 2005.
- CHUANG, H. L. Estimating the determinants of the unemployment duration for college graduates in Taiwan. *Applied Economics Letters*, v. 6, n. 10, p. 677-681, 1999.

- CLEVES, M. *An introduction to survival analysis using Stata*, Stata Press, 2008.
- COX, D. R. Partial likelihood. *Biometrika*, v. 62, n. 2, p. 269–276, 1975.
- COX, D. R. Regression models and life tables (with discussion). *Journal of the Royal Statistical Society*, v. 34, p. 187-220, 1972.
- FERNANDES, R.; FELÍCIO, F. The entry of wives into the labor force as a response to the husband's unemployment: A study on the Brazilian metropolitan areas. *Economics of Development and Cultural Change*, v. 53, n. 4, p. 887–911, 2005.
- FOLEY, M. Determinants of unemployment duration in Russia. 1997. Disponível em: <http://www.econstor.eu/bitstream/10419/98290/1/cdp779.pdf>. Acesso em: 18 abr. 2016. (Center Discussion Paper, n. 779)
- GONZAGA, G.; REIS, M. C. Oferta de trabalho e ciclo econômico: os efeitos trabalhador adicional e desalento no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, v. 65, n. 2, p. 127-148, 2011.
- IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *Indicadores IBGE – Pesquisa Mensal de Emprego*, Fevereiro de 2016.
- LANCASTER, T. Econometric methods for the duration of unemployment. *Econometrica*, v. 27, n. 4, p. 939-956, 1979.
- LAYARD, R.; NICKELL, S.; ACKMAN, R. *Unemployment macroeconomic performance and the labour market*. Oxford: Oxford University, Cap. 5. Job Search: the duration of unemployment. p. 216-284, 1991.
- LONG, C. Impact of effective demand on the labor supply. *American Economic Review, Papers and Proceedings*, v. 43, p. 458-467, 1953.
- MENEZES FILHO, N. A.; PICHETTI, P. Os determinantes da duração do desemprego em São Paulo. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 30, n. 1, p. 23-48, 2000.
- NICKELL, S. Estimating the probability of leaving unemployment, *Econometrica*, v. 47, n. 5, p. 1249-1266, 1979.
- PENIDO, M.; MACHADO, A. F. Duração do desemprego no Brasil metropolitano, In: WAJNMAN, S.; MACHADO, A. F. (Orgs.). *Mercado de trabalho: uma análise a partir das pesquisas domiciliares no Brasil*. Belo Horizonte: UFMG, v. 1, 2003. p. 203-218
- PISSARIDES, C. A. Loss of skill during unemployment and the persistence of employment shocks. *Quarterly Journal of Economics*, v. 107, n. 4, p. 1371-1391, 1992.
- REIS, M. Uma análise da transição dos jovens para o primeiro emprego no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, v. 69, n. 1, p. 125-143, 2015.
- REIS, M.; AGUAS, M. Duração do desemprego e transições para o emprego formal, a inatividade e a informalidade. *Economia Aplicada*, v. 18, n. 1, p. 35–50, 2014.
- SPLETZER, J. Reexamining the added worker effect. *Economic Inquiry*, v. 35, n. 2, p. 417-427, 1997.
- VAN DER BERG, G.; VAN OURS, J. On the detection of state dependence using aggregate outflow data: comments on previous studies. *The Economic Journal*, v. 108, n.450, p. 1422–30, 1998.
- VAN DER BERG, G.; VAN OURS, J. Unemployment dynamics and duration dependence. *Journal of Labor Economics*, v. 14, n.1, p. 100–125, 1996.
- WOYTINSKI, W. S. Additional workers on labor market in depressions: a reply to Mr. Humprey. *Journal of Political Economy*, v. 48, p. 735-740, 1940.

## Apêndice

## Quadro A.1 – Descrição das variáveis utilizadas nas análises

Continua

<i>Variável</i>	<i>Tipo</i>	<i>Dicionário PME</i>	<i>Descrição e codificação</i>
<b>Duração do desemprego</b>			
<i>Duração</i>	Contínua	V4631, V4632,	Número de meses que o indivíduo procurou emprego.
<i>Transição</i>	Binária	VD1, VD14	1 - se o indivíduo transitou do desemprego para a situação de emprego; 0, caso contrário.
<b>Gênero</b>			
<i>Masculino</i>	Binária	V203	1 - se o indivíduo é do sexo masculino; 0, caso contrário.
<i>Feminino (categoria omitida)</i>	Binária	V203	1 - se o indivíduo é do sexo feminino; 0, caso contrário.
<b>Raça</b>			
<i>Branca (categoria omitida)</i>	Binária	V208	1 - se declarou-se de cor branca; 0, caso contrário.
<i>Preta ou parda</i>	Binária	V208	1 - se declarou-se de cor preta ou parda; 0, caso contrário.
<b>Faixa etária</b>			
<i>24 a 26 anos (categoria omitida)</i>	Binária	V234	1 - se o indivíduo tem entre 24 a 26 anos; 0, caso contrário.
<i>27 a 29 anos</i>	Binária	V234	1 - se o indivíduo tem entre 27 a 29 anos; 0, caso contrário.
<i>30 a 32 anos</i>	Binária	V234	1 - se o indivíduo tem entre 30 a 32 anos; 0, caso contrário.
<i>33 a 35 anos</i>	Binária	V234	1 - se o indivíduo tem entre 33 a 35 anos; 0, caso contrário.
<i>36 a 38 anos</i>	Binária	V234	1 - se o indivíduo tem entre 36 a 38 anos; 0, caso contrário.
<i>39 a 41 anos</i>	Binária	V234	1 - se o indivíduo tem entre 39 a 41 anos; 0, caso contrário.
<i>42 a 44 anos</i>	Binária	V234	1 - se o indivíduo tem entre 42 a 44 anos; 0, caso contrário.
<i>45 a 47 anos</i>	Binária	V234	1 - se o indivíduo tem entre 45 a 47 anos; 0, caso contrário.
<i>48 a 50 anos</i>	Binária	V234	1 - se o indivíduo tem entre 48 a 50 anos; 0, caso contrário.
<i>51 a 53 anos</i>	Binária	V234	1 - se o indivíduo tem entre 51 a 53 anos; 0, caso contrário.
<i>54 a 56 anos</i>	Binária	V234	1 - se o indivíduo tem entre 54 a 56 anos; 0, caso contrário.
<i>57 a 59 anos</i>	Binária	V234	1 - se o indivíduo tem entre 57 a 59 anos; 0, caso contrário.
<i>60 a 62 anos</i>	Binária	V234	1 - se o indivíduo tem entre 60 a 62 anos; 0, caso contrário.
<i>63 a 65 anos</i>	Binária	V234	1 - se o indivíduo tem entre 63 a 65 anos; 0, caso contrário.
<b>Anos de estudo</b>			
<i>Sem instrução (categoria omitida)</i>	Binária	VDAE1, V307, V311	1 - se não tem instrução; 0, caso contrário.
<i>1 a 3 anos</i>	Binária	VDAE1, V307, V311	1 - se tem de 1 a 3 anos de estudo; 0, caso contrário.
<i>4 a 7 anos</i>	Binária	VDAE1, V307, V311	1 - se tem de 4 a 7 anos de estudo; 0, caso contrário.
<i>8 a 10 anos</i>	Binária	VDAE1, V307, V311	1 - se tem de 8 a 10 anos de estudo; 0, caso contrário.
<i>11 a 14 anos</i>	Binária	VDAE1, V307, V311	1 - se tem de 11 a 14 anos de estudo; 0, caso contrário.

**Quadro A.1 – Descrição das variáveis utilizadas nas análises**

Conclusão

<i>Variável</i>	<i>Tipo</i>	<i>Dicionário PME</i>	<i>Descrição e codificação</i>
<i>15 ou mais</i>	Binária	VDAE1, V307, V311	1 - se tem 15 ou mais anos de estudo; 0, caso contrário.
<b>Período temporal</b>			
<i>2002 (categoria omitida)</i>	Binária	V075	1 - se participou da pesquisa em 2002; 0, caso contrário.
<i>2003</i>	Binária	V075	1 - se participou da pesquisa em 2003; 0, caso contrário.
<i>2004</i>	Binária	V075	1 - se participou da pesquisa em 2004; 0, caso contrário.
<i>2005</i>	Binária	V075	1 - se participou da pesquisa em 2005; 0, caso contrário.
<i>2006</i>	Binária	V075	1 - se participou da pesquisa em 2006; 0, caso contrário.
<i>2007</i>	Binária	V075	1 - se participou da pesquisa em 2007; 0, caso contrário.
<i>2008</i>	Binária	V075	1 - se participou da pesquisa em 2008; 0, caso contrário.
<i>2009</i>	Binária	V075	1 - se participou da pesquisa em 2009; 0, caso contrário.
<i>2010</i>	Binária	V075	1 - se participou da pesquisa em 2010; 0, caso contrário.
<i>2011</i>	Binária	V075	1 - se participou da pesquisa em 2011; 0, caso contrário.
<i>2012</i>	Binária	V075	1 - se participou da pesquisa em 2012; 0, caso contrário.
<i>2013</i>	Binária	V075	1 - se participou da pesquisa em 2013; 0, caso contrário.
<i>2014</i>	Binária	V075	1 - se participou da pesquisa em 2014; 0, caso contrário.
<i>2015</i>	Binária	V075	1 - se participou da pesquisa em 2015; 0, caso contrário.
<b>Região metropolitana</b>			
<i>Belo Horizonte</i>	Binária	V035	1 - se o indivíduo reside em Belo Horizonte; 0, caso contrário.
<i>São Paulo</i>	Binária	V035	1 - se o indivíduo reside em São Paulo; 0, caso contrário.
<i>Salvador</i>	Binária	V035	1 - se o indivíduo reside em Salvador; 0, caso contrário.
<i>Rio de Janeiro</i>	Binária	V035	1 - se o indivíduo reside em Rio de Janeiro; 0, caso contrário.
<i>Recife</i>	Binária	V035	1 - se o indivíduo reside em Recife; 0, caso contrário.
<i>Porto Alegre</i>	Binária	V035	1 - se o indivíduo reside em Porto Alegre; 0, caso contrário.

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados do PME de março de 2002 a dezembro de 2015.

**DECOMPOSIÇÃO ESTRUTURAL DAS EMISSÕES DE CO<sub>2</sub> DO BRIC\***

**Claudia Perdigão**

Universidade Estadual de Londrina (UEL)

E-mail: [perdigao.cl@gmail.com](mailto:perdigao.cl@gmail.com)

**Thais Fernanda Faião**

Universidade Estadual de Londrina (UEL)

E-mail: [thais.faiao@gmail.com](mailto:thais.faiao@gmail.com)

**Rossana Lott Rodrigues**

Universidade Estadual de Londrina (UEL)

E-mail: [rlott@uel.br](mailto:rlott@uel.br)

**Emerson Guzzi Zuan Esteves**

Universidade Estadual de Maringá (UEM)

E-mail: [esteves@sercomtel.com.br](mailto:esteves@sercomtel.com.br)

**Umberto Antônio Sesso Filho**

Universidade Estadual de Londrina (UEL)

E-mail: [umasesso@uel.br](mailto:umasesso@uel.br)

**Irene Domenes Zapparoli**

Universidade Estadual de Londrina (UEL)

E-mail: [zapparoli@uel.br](mailto:zapparoli@uel.br)

**RESUMO:** Diante da expectativa de crescimento para as próximas décadas e dos desafios apresentados pelas matrizes energéticas, o modelo de desenvolvimento do BRIC ganha ênfase ante as questões ambientais. Nesse sentido, o objetivo deste artigo é apresentar a trajetória das emissões de CO<sub>2</sub> para esses países no período entre 1999 e 2009. Para tanto, a metodologia de análise de decomposição estrutural com base em dados de insumo-produto foi utilizada, uma vez que ela permite a consideração dos efeitos intensidade, tecnologia, estrutura e volume da demanda final sobre a variação da emissão de CO<sub>2</sub>. Com isso, buscou-se averiguar a influência dos elementos da estrutura econômica sobre a evolução do lançamento de dióxido de carbono na atmosfera, bem como identificar a participação dos setores produtivos dos países em tais emissões. Os resultados mostraram que, no Brasil e na Rússia, o aumento das emissões de dióxido de carbono ocorreu principalmente pela demanda final, enquanto na China e na Índia tal aumento pode ser atrelado aos efeitos gerados pela alta taxa de formação bruta de capital fixo. Também identificamos que todos os países do BRIC apresentaram resultados satisfatórios em políticas setoriais de redução de emissão de CO<sub>2</sub>, sendo o Brasil o pioneiro entre eles.

**Palavras-chave:** Emissão de CO<sub>2</sub>; Decomposição estrutural; Matriz insumo-produto.

**Classificação JEL:** R11; O13; Q56.



**ABSTRACT:** Given the expected growth for the next decades and the challenges presented by energy matrixes, the BRIC development model gains emphasis at environmental issues. In this sense, the objective of this article is to present the trajectory of CO<sub>2</sub> emissions for these countries between 1999 and 2009. Therefore, the methodology of structural decomposition analysis based on input-output data was used, since this allows the consideration of the intensity, technology, structure, and volume of the final demand effects on the variation of the CO<sub>2</sub> emission. The aim of this work was to investigate the influence of the elements of the economic structure on the evolution of the release of carbon dioxide into the atmosphere, as well as to identify the participation of the productive sectors of the countries in such emissions. The results showed that in Brazil and Russia, the increase in carbon dioxide emissions was mainly due to the final demand, while in China and India this increase can be related to the effects of the high rate of gross fixed capital formation. We also identified that all BRIC countries presented satisfactory results in sectoral policies to reduce CO<sub>2</sub> emissions, with Brazil being the pioneer among them.

**Keywords:** CO<sub>2</sub> emission; Structural decomposition; Input-output matrix.

**JEL Code:** R11; O13; Q56.

---

## 1. Introdução

A preocupação com o resultado da ação humana sobre a natureza é um tema recorrente em encontros e conferências internacionais desde meados do século XX, sendo possível destacar, como sugerido por Borges e Tachibana (2005), três períodos principais. O primeiro compreende a publicação do relatório “Limites do Crescimento”, elaborado pelo Clube de Roma, e a “Conferência das Nações Unidas para o Meio Ambiente Humano”, realizada em Estocolmo, ambas datadas de 1972. O segundo período é identificado pela publicação, em 1987, do relatório “Nosso Futuro Comum”, formulado pela Comissão Mundial para o Desenvolvimento e Meio Ambiente, fundada pela ONU. A terceira fase, por sua vez, é definida pela “Conferência das Nações Unidas para o Meio Ambiente e Desenvolvimento”, realizada no Rio de Janeiro, em 1992, (RIO-92) e o Protocolo de Kyoto, firmado em 1997.

Por intermédio do Protocolo de Kyoto, os países desenvolvidos se comprometeram com a redução das emissões dos chamados Gases de Efeito Estufa (GEE) entre 2008 e 2012, tendo como meta emissões 5,2% inferiores ao nível de 1990 (HILGEMBERG; GUILHOTO, 2006). Para o segundo período do acordo, pós-2012, há necessidade de uma redução de 20 a 30%, com base no ano de 1990, até 2030, e de 60% a 80%, até 2050 (ZAPPAROLI; ZAPPAROLI, 2009). O Protocolo de Kyoto foi formulado seguindo o princípio das “responsabilidades comuns, porém diferenciadas”, de modo que, aos países desenvolvidos, foi atribuída a responsabilidade por grande parte do estoque de poluentes dispersos na atmosfera, haja vista que os surtos de crescimento econômico ocasionados pelas revoluções industriais estiveram atrelados à disseminação do uso de combustíveis fósseis. Dessa maneira, embora os países em desenvolvimento apresentem crescimento dos níveis de emissão, entende-se que esses países não são os principais causadores dos estoques de poluentes acumulados na atmosfera (FERNANDES; GARCIA; CARESIA, 2012).

Por outro lado, os países emergentes registram baixa eficiência energética quando comparados aos países desenvolvidos (CAMIOTO, REBELATTO; ROCHA, 2016); portanto, o crescimento da atividade econômica nesses países associa-se a um nível de emissões proporcionalmente superior ao registrado pelos países desenvolvidos. Entre os países emergentes, o grupo que se convencionou chamar BRICS, do qual fazem parte Brasil, Rússia, Índia, China e África do Sul, recebe atenção especial em virtude do crescimento econômico, da extensão territorial e da diversidade de recursos naturais. Conexas à expansão do produto, as emissões de CO<sub>2</sub> registradas pelo grupo passou de 26% do total mundial em 1990 para 40% em 2012, segundo o relatório da Agência Internacional de Energia. Desse modo, Camioto, Rebelatto e Rocha (2016) destacam a preocupação com o modelo de

desenvolvimento desses países, haja vista a expectativa de crescimento para as próximas décadas e os desafios com respeito à matriz energética.

Apesar de as metas para a redução de GEE não terem sido estabelecidas aos países em desenvolvimento, eles adotaram limites de redução voluntária de CO<sub>2</sub>, expondo a preocupação com relação ao impacto provocado por suas atividades no meio ambiente e às possíveis perdas irreparáveis (FERNANDES; GARCIA; CARESIA, 2012).

Nesse contexto, o objetivo do presente trabalho é apresentar a trajetória das emissões de CO<sub>2</sub> para os principais países em desenvolvimento pertencentes ao grupo denominado BRIC no período compreendido entre 1999 e 2009. Para tanto, a metodologia de análise de decomposição estrutural (*Structural Decomposition Analysis* - SDA) com base em dados de insumo-produto foi utilizada, uma vez que esta permite a consideração dos efeitos intensidade, tecnologia, estrutura e volume da demanda final sobre a variação da emissão de CO<sub>2</sub>. Com isso, buscou-se averiguar a influência de cada elemento da estrutura econômica sobre a evolução do lançamento de dióxido de carbono na atmosfera, bem como identificar a participação dos setores produtivos dos países em tais emissões.

Para o desenvolvimento da proposta, foram utilizados os dados fornecidos pelo *World Input-Output Database* (WIOD, 2015). Em função de a base de dados disponibilizar informações apenas para os 27 países membros da União Europeia e para os 13 maiores países não membros, a África do Sul não faz parte da coleta realizada pelo WIOD, de modo que esse país não foi alvo da presente análise.

Além desta parte introdutória, o trabalho apresentará, na sequência, uma revisão de literatura, seguida por uma caracterização dos países estudados. Na quarta seção, será exposta a metodologia de decomposição estrutural e, na quinta, serão discutidos os resultados. Por fim, na sexta seção, serão realizadas as considerações finais.

## 2. Revisão empírica

Diante da importância das questões ambientais para o crescimento econômico sustentável, a literatura recente tem abordado essa temática por meio da utilização de diversos métodos. Entre esses métodos, o de insumo-produto vem ganhando grande notoriedade nos últimos anos.

De acordo com Hilgemberg e Guilhoto (2006), considerando que parte das emissões de poluentes resulta da atividade econômica e as inter-relações entre as indústrias afetam significativamente sua natureza e magnitude, o instrumental insumo-produto pode ser estendido para possibilitar a análise de problemas relacionados à poluição. E, ligado a esse instrumental, está a técnica de análise de decomposição estrutural que permite a compreensão de mudanças econômicas, sociais e ambientais que ocorrem ao longo do tempo, bem como a percepção de quais forças estão conduzindo a economia e para onde (SESSO FILHO *et al.*, 2009).

A introdução da estrutura estendida do insumo-produto em Isard *et al.* (1968) e Leontief (1970) permitiu que a aplicação da análise de decomposição estrutural fosse estendida à energia e às emissões. Uma visão abrangente da literatura desenvolvida nessa área é apresentada por Rose (1999), Hoekstra e van den Bergh (2002), Su e Ang (2012) e Lenzen (2016).

Apesar dos diferentes métodos SDA, de região, de período de tempo, de classificações de setores e de forma de decomposição, muitos estudos identificaram mudanças no nível de demanda final como o acelerador principal das emissões de GEE, enquanto a substituição de combustíveis e as mudanças na intensidade de emissões são os principais desaceleradores (LENZEN, 2016). Esse é o caso, por exemplo, do estudo desenvolvido por Casler e Rose (1998) para os Estados Unidos entre 1972 e 1982.

Entre os países que compõem o BRIC, Mukhopadhyay (2002) analisa a emissão dos GEE para a Índia entre 1991 e 1996. Já para o Brasil, Hilgemberg e Guilhoto (2006) calculam a intensidade de emissão de CO<sub>2</sub> decorrente do uso energético em 1999; Wachsmann (2005) estima as emissões de CO<sub>2</sub> causadas por mudanças no nível do PIB *per capita*, no número de habitantes e nas dependências intersetoriais entre 1970 e 1996; Moraes, Costa e Lopes (2006) identificam os setores que mais

contribuíram para as emissões entre 1993 e 2003, assim como Silva e Perobelli (2012), porém para os anos entre 2000 e 2005.

Uma vez que a China é o país que mais emite dióxido de carbono no mundo, muitas análises SDA foram desenvolvidas, como Peters *et al.* (2007), Guan *et al.* (2009), Peng e Shi (2011), Zhang (2011), Minx *et al.* (2011) e Zhang e Lahr (2014), que apresentam análises históricas. Feng *et al.* (2012), através da matriz subnacional multirregional de insumo-produto, demonstram que a terceirização de emissões também ocorre dentro de um país, no caso da China, das regiões mais ricas para as mais pobres.

Dentro da metodologia de insumo-produto, mas pelas análises de efeito multiplicador e efeito gerador, as emissões de dióxido de carbono para os países do BRIC, no período entre 1995 e 2009, foram estudadas por Souza (2014). Os resultados mostraram que, no caso do Brasil, as atividades que envolvem os setores de transporte foram as que apresentaram a maior participação nas emissões. No caso dos outros três países analisados, China, Índia e Rússia, o setor de eletricidade, gás e água foi classificado como o setor mais poluente.

Diante do exposto, é possível observar que, com exceção da China, os demais países do BRIC apresentam uma insuficiência de estudos sobre a emissão de gases poluentes e, dado que eles possuem grande potencial de crescimento, seus modelos de desenvolvimento e matrizes energéticas entram em perspectiva. Sendo assim, este trabalho procurou inovar na literatura sobre a temática ao analisar conjuntamente as emissões de CO<sub>2</sub> dos países do BRIC através da metodologia de análise de decomposição estrutural, o que permitiu identificar qual o modo com que se deu a participação dos componentes na demanda final, bem como a dos setores produtivos em tais emissões.

### 3. O perfil das emissões de CO<sub>2</sub> do BRIC

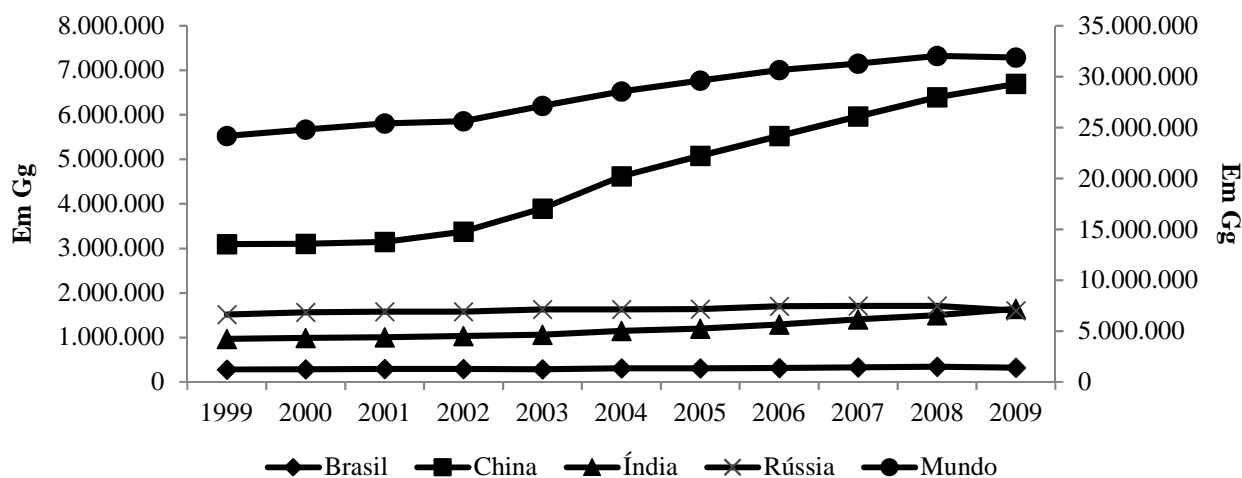
Estudos recentes indicam que o conjunto de países emergentes formado por Brasil, Rússia, Índia e China poderá se tornar, dentro de algumas décadas, a principal força na economia global, capaz de superar os países tidos como desenvolvidos, tanto em termos de crescimento do PIB, quanto em termos de movimentos comerciais e financeiros (VIEIRA; VERÍSSIMO, 2009). Devido a isso, esse conjunto de países recebeu o acrônimo de BRIC e, desde então, tem se tornado alvo de crescente interesse no cenário internacional. Em 2011, por ocasião da III Cúpula, a África do Sul passou a fazer parte do agrupamento, que adotou a sigla BRICS.

Os países do BRICS representam 25% da área terrestre do planeta e 43% da população mundial. Tais dimensões possibilitam grandes aparatos produtivos, tanto pela disponibilidade de mão de obra quanto pela dimensão da demanda. Em 1999, eles representavam, juntos, aproximadamente 8% do PIB mundial, mas já em 2009 eles passaram a representar, aproximadamente, 30% do PIB (WORLD BANK, 2012).

Junto ao crescente poder econômico do BRICS, vem também o aumento do impacto negativo desses países no meio ambiente, sendo que as principais preocupações se referem às emissões de gases causadores do efeito estufa, à degradação do solo e à perda contínua da biodiversidade.

O Gráfico 1 permite observar o comportamento das emissões de CO<sub>2</sub> do Brasil, da China, da Índia, da Rússia e do Mundo em milhões de gigagrama no período de 1999 a 2009. É possível inferir que todos os territórios apresentaram tendência de crescimento das emissões atmosféricas, sendo tal tendência mais acentuada para a China, Índia e Mundo como um todo. Cabe destacar que a China foi o país a registrar o crescimento mais acelerado.

**Gráfico 1 - Emissões de CO<sub>2</sub> (milhões Gg), Brasil, China, Índia, Rússia e Mundo, 1999-2009**



Fonte: Elaboração própria, a partir de dados do WIOD (2015) e World Bank (2012).

Os quatro países estudados, embora constantemente apresentados em conjunto, apresentam distinções significativas. Com o objetivo de caracterizar as emissões de CO<sub>2</sub> e as possíveis medidas de atenuação dos lançamentos, serão apresentados dados disponibilizados pela Agência Internacional de Energia (IEA, 2014).

### 3.1. Brasil

Entre 1990 e 2012, as emissões brasileiras de CO<sub>2</sub> cresceram 128,8%, passando de 192,4 milhões de toneladas para 440,2, respectivamente. A expansão registrada se situa significativamente acima da média mundial, que acusou um crescimento de 51,3% das emissões de CO<sub>2</sub>. Entretanto, tomando as emissões de CO<sub>2</sub> em termos *per capita*, nota-se que o Brasil manteve uma relação consideravelmente inferior à média mundial, apesar do crescimento acentuado registrado no período. As emissões mundiais foram de 3,98 e 4,51 toneladas de CO<sub>2</sub> por habitante em 1990 e 2012, respectivamente, enquanto o Brasil registrou 1,29 toneladas em 1990 e 2,22 em 2012. Comparando os dados disponíveis para os países desenvolvidos, a discrepância se torna ainda mais expressiva, uma vez que os países da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico – OCDE – registraram uma média de 9,68 toneladas de CO<sub>2</sub> por habitante em 2012 (IEA, 2014).

Os dados fornecidos pela IEA (2014) indicam que, no mundo como um todo, o setor de energia respondeu por mais de 40% das emissões de CO<sub>2</sub> a partir da queima de combustíveis em 2012, sendo um percentual muito próximo ao identificado para os países desenvolvidos pertencentes a OCDE. No Brasil, por outro lado, o setor de transportes foi apontado como o principal responsável pelo CO<sub>2</sub> emitido a partir da queima de combustíveis. Tal característica se deve à matriz energética brasileira ser pautada pelo uso de fontes renováveis com baixa emissão de gases poluentes, como as hidroelétricas, contando com uma baixa participação de combustíveis fósseis (GÓMEZ; CHAMON; LIMA, 2012), enquanto o transporte de carga é realizado principalmente pelo modal rodoviário (GAZZONI, 2012).

O setor industrial brasileiro pode ser considerado eficiente em termos de emissões CO<sub>2</sub>, haja vista que a relação emissões por PIB manteve-se abaixo de 0,4 quilogramas de CO<sub>2</sub> por dólar de produto entre o início da década de 1970 e final da década de 2000. Analisando o período de 1999 a 2009, tem-se que os cinco setores com mais baixa eficiência respondiam por, aproximadamente, 6,5%, do produto setorial total em 1999, passando a responder por 7,4% do produto setorial em 2009 (IEA, 2014).

A opção pelo investimento em fontes de energia renováveis com baixa emissão de CO<sub>2</sub>, tal como as hidroelétricas e os biocombustíveis, advém tanto da adesão à causa ambiental quanto das vantagens em termos de custo, uma vez que o país conta com grande disponibilidade de recursos hídricos e produção elevada de vegetais empregados como matéria-prima para biocombustíveis (GÓMEZ; CHAMON; LIMA, 2012).

### 3.2. Rússia

Entre 1990 e 2012, a Rússia registrou uma queda de 23,9% no nível de CO<sub>2</sub> lançado na atmosfera. Todavia, em 2012, o país foi responsável pela quarta maior emissão. A redução da demanda por energia na década de 1990 pode ser indicada como uma possível causa para a queda do CO<sub>2</sub> lançado, visto que a matriz energética russa é baseada na utilização de combustíveis fósseis (GÓMEZ; CHAMON; LIMA, 2012). Ao longo da década de 1990, as emissões de CO<sub>2</sub> *per capita* sofreram decréscimo significativo, passando de 14,69 toneladas *per capita* em 1990 para 10,23 toneladas em 2000. No entanto, entre 2000 e 2012, as emissões voltaram a crescer, fechando o período em 11,56 toneladas por habitante.

O setor de energia respondeu por 56,18% das emissões setoriais, o que pode ser justificado pela dependência de fontes de combustíveis fósseis. Ao longo de toda a década de 2000, a participação dos combustíveis fósseis na matriz energética russa se manteve acima de 90%, segundo dados do Banco Mundial (WORLD BANK, 2012). Tanto a evolução dos preços internacionais de tais *commodities* quanto o crescimento da demanda interna por energia na última década, somados à grande disponibilidade de recursos, propiciaram o aprofundamento do modelo energético (GÓMEZ; CHAMON; LIMA, 2012).

Embora o nível de CO<sub>2</sub> emitido por dólar de produto gerado seja elevado, mantendo-se acima da proporção de um quilograma por dólar durante as décadas de 1990 e 2000, registrou-se uma queda de 34,6% entre os anos de 1990 e 2012, evidenciando um ganho de eficiência. Os cinco setores com maior relação quilogramas de CO<sub>2</sub> por dólar de produto respondiam por 19,15% do produto setorial em 1999, passando a representar 12,56% do produto em 2009, sendo interessante salientar que o setor de energia apresentou o maior ganho de eficiência (IEA, 2014).

O governo russo tem trabalhado na elaboração de estratégias e metas para a obtenção de maior eficiência energética em consonância com políticas voltadas às questões climáticas (SHARMINA; ANDERSON, BOWS-LARKIN, 2013). Todavia, as políticas ambientais voltadas à alteração da matriz energética russa sofrem dificuldades de execução em virtude das vantagens que o país exibe na área de extração e comercialização de combustíveis fósseis, de modo que o investimento no desenvolvimento de fontes renováveis e menos poluentes se mostra inexpressivo (GÓMEZ; CHAMON; LIMA, 2012).

### 3.3. Índia

As emissões indianas representaram, em 2012, 52,93% do CO<sub>2</sub> lançado por países asiáticos, desconsiderando as emissões chinesas. Enquanto o nível total de CO<sub>2</sub> lançado pelos países asiáticos, novamente excluindo os dados referentes à China, apresentou um crescimento de 189,3% entre 1990 e 2012, as emissões indianas cresceram 236,6% no mesmo período. Tal comportamento está relacionado à intensificação da atividade econômica registrada pelo país, acompanhada do incremento da demanda por energia, visto que a matriz energética indiana sofreu um aprofundamento da utilização de fontes de combustíveis fósseis no decorrer da década de 2000 (GÓMEZ; CHAMON; LIMA, 2012). Cabe salientar que a expansão acelerada da economia indiana não foi acompanhada pelo crescimento das fontes de energia, de modo que o país passou a ser um grande importador de dessa (COLEMAN, 2012), chegando a importar 35% da energia de que necessita em 2009 (IEA, 2012).

No entanto, quando se analisam os lançamentos da Índia por habitante, nota-se que a média registrada para o país é relativamente baixa quando comparada aos valores para o restante do

continente, uma vez que a Índia abriga aproximadamente 17,6% da população mundial. Em termos de eficiência, tem-se que a Índia apresenta a quinta pior relação de emissão por produto, perdendo apenas para Mongólia, China, Coreia do Norte e Vietnã, registrando uma média de 1,41 quilogramas de CO<sub>2</sub> por dólar de produto gerado (IEA, 2014).

A baixa eficiência identificada para a Índia se deve, fundamentalmente, à utilização intensa de combustíveis fósseis na geração de energia elétrica, sendo que o setor de energia nesse país foi responsável por 53,44% do CO<sub>2</sub> lançado na atmosfera em 2012 (IEA, 2014). Em virtude da dependência externa, que afeta a segurança energética do país, e das externalidades negativas associadas à poluição, o governo indiano tem adotado uma série de políticas de renovação da matriz energética e de ganho de eficiência. Entre as políticas implementadas consta o plano de expansão da capacidade nuclear, colocado como proposta central na busca por uma matriz energética com baixa intensidade de carbono (EKSTROM, 2012).

### 3.4. China

Em 1990, a China respondia por 10,86% das emissões mundiais de CO<sub>2</sub>. Em 2012, o CO<sub>2</sub> lançado pela China representava 26% das emissões mundiais, sendo o país com maior nível de dióxido de carbono emitido. Além das emissões totais, a China registrou crescimento considerável do CO<sub>2</sub> lançado por habitante, atingindo um incremento de 204,4% entre 1990 e 2012, maior taxa entre os quatro países emergentes estudados. Contudo, em 2012, a China registrou uma emissão de 6,08 toneladas de CO<sub>2</sub> por habitante, valor este inferior ao identificado para a Rússia.

A relação entre emissões de CO<sub>2</sub> e o PIB chinês mostra que, entre os anos de 1990 e 2012, ocorreu um ganho de eficiência considerável, pois a relação passou de 3,64 quilogramas de CO<sub>2</sub> por dólar de produto para 1,73. O rápido crescimento da economia chinesa foi acompanhado da elevação significativa da dependência externa em termos de fontes de energéticas, uma vez que a oferta interna não pôde acompanhar a expansão da demanda, fato esse também identificado para a Índia (GÓMEZ; CHAMON; LIMA, 2012). Nesse contexto, o Partido Comunista implantou uma série de medidas voltadas à reestruturação da matriz energética e, com o imperativo da sustentabilidade, de investimento em fontes de energia limpas e renováveis. Com isso, o país se tornou o maior produtor de energia hidrelétrica, o 3º maior produtor de biocombustíveis e o 5º maior produtor de energia eólica (EKSTROM, 2012). Além das fontes citadas, o país tem investido em usinas nucleares visando elevar em sete vezes a produção de energia por essa via até 2020 (VEIGA, 2011).

Apesar da preocupação com a segurança energética e dos investimentos em fontes limpas, a China tem sua produção de energia elétrica pautada no uso de combustíveis fósseis, sendo o setor de energia responsável por 50,1% das emissões de CO<sub>2</sub> realizadas pelo país. Todavia, em 1999, para cada tonelada de CO<sub>2</sub> lançada, o setor de energia produzia US\$50,43, enquanto a referida relação havia saltado para US\$144,86/ton. em 2009 (IEA, 2014). Tais valores indicam um ganho considerável de eficiência.

## 4. Metodologia

O modelo básico insumo-produto desenvolvido por Wassily Leontief no final da década de 1930 procura captar as interdependências ou interações dos setores produtivos, tomando como base as relações de compra e venda de insumos para um determinado tempo e localidade (MILLER; BLAIR, 2009). Tal modelo<sup>1</sup> baseia-se na hipótese de equilíbrio geral da economia a um dado nível de preço, de modo que as quantidades demandadas e ofertadas deverão ser idênticas. Além dessa hipótese, a construção do modelo supõe: *i*) retornos constantes à escala, *ii*) preços constantes, *iii*) mudanças tecnológicas lentas, permitindo que os coeficientes técnicos sejam considerados constantes para períodos curtos, *iv*) demanda final exógena e *v*) oferta infinitamente elástica, de modo que toda

<sup>1</sup> Para o modelo básico de insumo-produto, consultar Miller e Blair (2009, cap. 2) e Guilhoto (2000).

demanda adicional possa ser coberta expandindo-se a produção aos custos apresentados na matriz (GUILHOTO, 2000).

Entre as inúmeras ferramentas de estudo das relações setoriais permitidas pelo modelo de insumo-produto, no presente trabalho, optou-se pelo método da análise de decomposição estrutural, a fim de identificar os fatores responsáveis pela evolução, no período recente, das emissões de CO<sub>2</sub> para os países selecionados. Na sequência, o método da análise de decomposição estrutural será apresentado.

A análise de decomposição – *Decomposition Analysis* (DA) – é uma ferramenta de estática comparativa empregada na compreensão dos determinantes que influenciam o desenvolvimento de uma variável. Nesse sentido, a associação da DA ao modelo insumo-produto permite a análise de decomposição estrutural – *Structural Decomposition Analysis* (SDA) – (CABRAL; PEROBELLI, 2012). Em vista disso, a SDA é um método de estática comparativa que visa mensurar mudanças estruturais na economia utilizando o modelo de insumo-produto.

Cabral e Perobelli (2012) salientam que a SDA permite a decomposição das relações insumo-produto entre dois pontos no tempo, como a soma dos efeitos associados a cada fator individual de mudança<sup>2</sup>. A formulação matemática do método de SDA selecionado para este trabalho é baseada em Sesso Filho *et al.* (2009), no qual o método de SDA é aplicado ao mercado de trabalho brasileiro para o período de 1991 a 2003.

Escolhendo como variável de interesse a emissão de CO<sub>2</sub> total, a alteração nos lançamentos registrados entre dois anos pode ser definida como resultado de mudanças na intensidade das emissões setoriais (efeito intensidade), nos coeficientes técnicos (efeito tecnologia), nos componentes da demanda final (efeitos estrutura da demanda final) e no volume da demanda final (efeito volume da demanda final). A fórmula genérica para a decomposição dos fatores é dada por:

$$\Delta c = \Delta \mathbf{n} + \Delta \mathbf{B} + \Delta \mathbf{y}^s + \Delta \mathbf{y}^v \quad (1)$$

Em (1), a variação das emissões totais é definida por  $\Delta c$ , enquanto os efeitos intensidade, tecnologia, estrutura e volume da demanda final são captados, respectivamente, por  $\Delta \mathbf{n}$ ,  $\Delta \mathbf{B}$ ,  $\Delta \mathbf{y}^s$  e  $\Delta \mathbf{y}^v$ . Supondo que  $c$  seja a soma dos lançamentos de CO<sub>2</sub> realizados por todas as atividades econômicas,  $\mathbf{n}$  um vetor ( $1 \times n$ ) que apresenta os coeficientes de emissões por setor e  $\mathbf{x}$  um vetor ( $n \times 1$ ) contendo o produto setorial, tem-se que:

$$c = \mathbf{n}\mathbf{x} \quad (2)$$

Visto que o produto setorial pode ser definido como uma proporção da demanda final, reescreve-se a Equação (2) como:

$$c = \mathbf{n}\mathbf{B}\mathbf{y} \quad (3)$$

A demanda final, por sua vez, pode ser decomposta em cinco elementos: exportações, variação de estoques, formação bruta de capital fixo, consumo da administração pública e consumo das famílias. Considerando os componentes da demanda final, define-se a matriz  $\mathbf{E}$ , cujo elemento  $e_{ij}$  apresenta a demanda direcionada ao setor  $i$  pelo componente  $j$  da demanda final. O total na linha dessa matriz é o vetor linha  $\mathbf{y}^v$ , que indica o volume da demanda final. A estrutura da demanda final,  $\mathbf{Y}^s$ , é uma matriz ( $n \times 5$ ) de coeficientes obtida pela divisão de cada elemento  $e_{ij}$  da matriz  $\mathbf{E}$  por  $y_j^v$  do vetor  $\mathbf{y}^v$ . Dessa maneira, a demanda final pode ser relatada como:

$$\mathbf{y} = \mathbf{Y}^s \mathbf{y}^v \quad (4)$$

Substituindo (4) em (3):

$$c = \mathbf{n}\mathbf{B}\mathbf{Y}^s \mathbf{y}^v \quad (5)$$

<sup>2</sup> Para maiores detalhes sobre a metodologia da análise de decomposição estrutura, consultar Miller e Blair (2009, cap. 13), Wachsmann (2005) e Sesso Filho *et al.* (2009).

A decomposição estrutural da variação das emissões de CO<sub>2</sub> pode ser terminada como:

$$\begin{aligned}
 \Delta c &= c_t - c_{t-1} \\
 \Delta c &= \mathbf{n}_t \mathbf{B}_t \mathbf{Y}_t^s \mathbf{y}_t^v - \mathbf{n}_{t-1} \mathbf{B}_{t-1} \mathbf{Y}_{t-1}^s \mathbf{y}_{t-1}^v \\
 \Delta c &= \Delta \mathbf{n} \mathbf{B}_t \mathbf{Y}_t^s \mathbf{y}_t^v + \mathbf{n}_{t-1} \mathbf{B}_t \mathbf{Y}_t^s \mathbf{y}_t^v - \mathbf{n}_{t-1} \mathbf{B}_{t-1} \mathbf{Y}_{t-1}^s \mathbf{y}_{t-1}^v \\
 \Delta c &= \Delta \mathbf{n} \mathbf{B}_t \mathbf{Y}_t^s \mathbf{y}_t^v + \mathbf{n}_{t-1} \Delta \mathbf{B} \mathbf{Y}_t^s \mathbf{y}_t^v + \mathbf{n}_{t-1} \mathbf{B}_{t-1} \mathbf{Y}_t^s \mathbf{y}_t^v - \mathbf{n}_{t-1} \mathbf{B}_{t-1} \mathbf{Y}_{t-1}^s \mathbf{y}_{t-1}^v \\
 \Delta c &= \Delta \mathbf{n} \mathbf{B}_t \mathbf{Y}_t^s \mathbf{y}_t^v + \mathbf{n}_{t-1} \Delta \mathbf{B} \mathbf{Y}_t^s \mathbf{y}_t^v + \mathbf{n}_{t-1} \mathbf{B}_{t-1} \Delta \mathbf{Y}^s \mathbf{y}_t^v + \mathbf{n}_{t-1} \mathbf{B}_{t-1} \mathbf{Y}_{t-1}^s \mathbf{y}_t^v - \mathbf{n}_{t-1} \mathbf{B}_{t-1} \mathbf{Y}_{t-1}^s \mathbf{y}_{t-1}^v \\
 \Delta c &= \Delta \mathbf{n} \mathbf{B}_t \mathbf{Y}_t^s \mathbf{y}_t^v + \mathbf{n}_{t-1} \Delta \mathbf{B} \mathbf{Y}_t^s \mathbf{y}_t^v + \mathbf{n}_{t-1} \mathbf{B}_{t-1} \Delta \mathbf{Y}^s \mathbf{y}_t^v + \mathbf{n}_{t-1} \mathbf{B}_{t-1} \mathbf{Y}_{t-1}^s \Delta \mathbf{y}^v
 \end{aligned} \tag{6}$$

De acordo com Dietzenbacher e Hoekstra (2002), a formulação apresentada em (6) representa apenas uma das situações possíveis. Com  $m$  fatores considerados, poderão ocorrer  $m!$  formas de decomposição estrutural, seguindo uma estrutura similar à descrita em (6). Em Sesso Filho *et al.* (2009), adotou-se como medida para cada fator de influência sobre a mudança na variável de escolha a média entre as duas formas polares existentes. A Equação (6) apresenta uma das formas polares, a segunda é dada por:

$$\Delta c = \Delta \mathbf{n} \mathbf{B}_{t-1} \mathbf{Y}_{t-1}^s \mathbf{y}_{t-1}^v + \mathbf{n}_t \Delta \mathbf{B} \mathbf{Y}_{t-1}^s \mathbf{y}_{t-1}^v + \mathbf{n}_t \mathbf{B}_t \Delta \mathbf{Y}^s \mathbf{y}_{t-1}^v + \mathbf{n}_t \mathbf{B}_t \mathbf{Y}_t^s \Delta \mathbf{y}^v \tag{7}$$

Desse modo, a influência de cada fator é descrita como:

$$\begin{aligned}
 \text{Efeito intensidade} &= \frac{\Delta \mathbf{n} \mathbf{B}_t \mathbf{Y}_t^s \mathbf{y}_t^v + \Delta \mathbf{n} \mathbf{B}_{t-1} \mathbf{Y}_{t-1}^s \mathbf{y}_{t-1}^v}{2} \\
 \text{Efeito tecnologia} &= \frac{\mathbf{n}_{t-1} \Delta \mathbf{B} \mathbf{Y}_t^s \mathbf{y}_t^v + \mathbf{n}_t \Delta \mathbf{B} \mathbf{Y}_{t-1}^s \mathbf{y}_{t-1}^v}{2} \\
 \text{Efeito estrutura da demanda final} &= \frac{\mathbf{n}_{t-1} \mathbf{B}_{t-1} \Delta \mathbf{Y}^s \mathbf{y}_t^v + \mathbf{n}_t \mathbf{B}_t \Delta \mathbf{Y}^s \mathbf{y}_{t-1}^v}{2} \\
 \text{Efeito volume da demanda final} &= \frac{\mathbf{n}_{t-1} \mathbf{B}_{t-1} \mathbf{Y}_{t-1}^s \Delta \mathbf{y}^v + \mathbf{n}_t \mathbf{B}_t \mathbf{Y}_t^s \Delta \mathbf{y}^v}{2}
 \end{aligned}$$

A mudança na variável de interesse, no presente caso a emissão de CO<sub>2</sub>, será igual à soma de cada um dos efeitos. Ademais, obtêm-se os resultados desagregados por setor diagonalizando  $\mathbf{n}$  e inserindo-o na Equação (2).

## 5. Fonte de dados

Os dados de insumo-produto e de emissões setoriais de CO<sub>2</sub> para os países estudados foram coletados junto à *World Input-Output Database* (WIOD, 2015), cuja base de dados apresenta informações sobre quarenta países. A África do Sul, país que passou a compor o grupo do BRICS em 2011, não possui informações disponibilizadas pela WIOD e, por isso, não foi considerada na presente análise.

A análise de decomposição estrutural realiza a comparação entre valores monetários de dois períodos, sendo necessário que os valores sejam tomados a preços constantes para evitar distorções ocasionadas pela inflação. O procedimento de deflacionamento requer que a cada setor seja atribuído um índice de preços específico. A WIOD fornece matrizes deflacionadas aos preços do ano anterior, de sorte que os cálculos da SDA foram realizados tomando os anos entre 1999 e 2009 dois a dois: o primeiro ano a preços correntes e seu subsequente a preços do ano anterior. Por exemplo, os dados para o ano de 2008 a preços correntes devem ser confrontados com os valores para 2009 a preços de 2008, sendo que tal procedimento identifica os efeitos intensidade, tecnologia, estrutura e volume da demanda final para esses dois anos. Após a aplicação do método aos demais anos, a detecção da



influência de cada fator sobre a alteração nas emissões de CO<sub>2</sub>, para o período de 1999 e 2009 como um todo, é alcançada pela soma dos valores definidos ano a ano.

Os resultados da aplicação da SDA para os quatro países selecionados serão expostos na seção seguinte. O método utilizado permitirá a observação da influência dos fatores de impacto na emissão de CO<sub>2</sub> ano a ano, assim como será possível a avaliação do período como um todo.

## 6. Discussão de resultados

A Tabela 1 resume os resultados da decomposição estrutural da variação da emissão de dióxido de carbono para China, Brasil, Rússia e Índia no período de 1999 a 2009. O país que apresentou maior emissão foi a China, seguido por Índia, Rússia e Brasil.

**Tabela 1 - Decomposição Estrutural da variação de emissão de dióxido de carbono no Brasil, Rússia, Índia e China entre 1999-2009\***

País	Efeito intensidade	Efeito tecnologia	Efeito estrutura da demanda final	Efeito variação da demanda final	Variação total
Brasil	-18.069	-12.138	5.836	58.709	34.339
China	27.658	1.887.242	652.029	988.852	3.555.781
Índia	-120.986	-14.318	548.286	254.553	667.534
Rússia	-274.581	-175.803	213.183	361.386	124.185

Nota: \* Em gigagramas de CO<sub>2</sub>.

Fonte: Elaboração própria.

O efeito intensidade apresenta a emissão de CO<sub>2</sub> por produto na economia. Um efeito intensidade positivo indica que houve uma piora nas técnicas produtivas, de modo que essas apresentaram um aumento dos seus impactos na emissão de dióxido de carbono. Já um resultado negativo para tal efeito é interpretado como uma melhora nas técnicas produtivas, possibilitando a redução das emissões de dióxido de carbono por produto. Pela Tabela 1, pode-se verificar que, embora o efeito intensidade tenha sido positivo na China, ele foi o que menos contribuiu para a emissão de CO<sub>2</sub> em todos os países.

O efeito tecnologia apresenta o impacto das mudanças na matriz de coeficientes técnicos na emissão de CO<sub>2</sub>, ou seja, o efeito tecnologia mostra como mudanças na interdependência entre os setores da economia afetam as emissões de CO<sub>2</sub>. Sendo assim, um efeito tecnologia positivo sinaliza a ocorrência de um rearranjo das relações setoriais, elevando a dependência por setores com elevados níveis de emissão de dióxido de carbono, enquanto que um efeito negativo indica redução de tal dependência.

Cabe salientar que os efeitos tecnologia e intensidade são correlacionados, sendo que um exemplo dessa correlação ocorre quando um país modifica sua produção buscando redução no consumo de energia elétrica. Os coeficientes técnicos que relatam as demandas intermediárias por energia elétrica são reduzidos, apresentando uma queda na dependência de um setor cujas emissões são elevadas, traduzindo-se em variação negativa do efeito tecnologia. Consequentemente, as emissões totais por produto serão reduzidas, levando a uma variação negativa no efeito intensidade. Ainda pela Tabela 1, observa-se que o efeito tecnologia apresentou resultado negativo para Brasil, Índia e Rússia, enquanto que, para China, o resultado foi positivo, além de ter sido o fator que mais colaborou para o aumento das emissões desse país.

O impacto de mudanças nas participações dos componentes da demanda final na emissão de CO<sub>2</sub> é exposto pelo efeito estrutura da demanda final, que, sendo positivo, indica a ocorrência de uma alteração na participação dos componentes da demanda final favorecendo setores altamente emissores

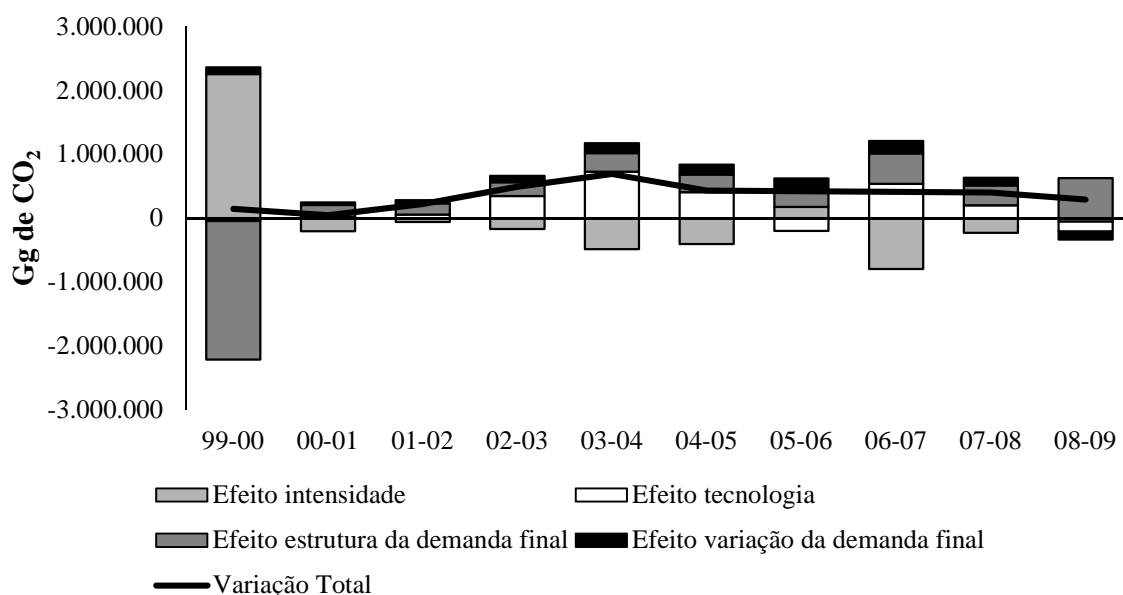
de dióxido de carbono. O efeito estrutura da demanda final foi positivo para todos os países e o que mais cooperou para explicar as emissões da Índia.

O efeito volume da demanda final, por sua vez, revela o impacto que o aumento da demanda tem na produção e, conseqüentemente, nas emissões de CO<sub>2</sub>, mantidos constantes os demais fatores. O crescimento econômico e a expansão da demanda final são eventos atrelados, portanto, valores positivos para o efeito volume da demanda final são esperados para os quatro países, uma vez que eles apresentaram níveis favoráveis de crescimento econômico durante o período. Os resultados da Tabela 1, de fato, confirmam tal expectativa, além de esse efeito ser o fator que mais participou nas emissões do Brasil e da Rússia.

O efeito variação da demanda final pode ainda estar relacionado ao efeito estrutura da demanda final, pois uma expansão da participação dos componentes da demanda<sup>3</sup>, em que a procura é direcionada a setores com elevadas emissões de CO<sub>2</sub>, afeta simultaneamente os dois índices. Diante de uma crise econômica, por exemplo, a demanda final é reduzida, desse modo, a variação do efeito volume da demanda final será negativa. Entretanto, em situação de crise, a participação dos componentes da demanda é modificada haja vista que o investimento tende a se retrair de modo mais significativo. Nesse sentido, o efeito estrutura da demanda final apresentará variação negativa, considerando que a formação bruta de capital fixo demanda bens cuja produção ocasiona emissões elevadas.

O Gráfico 2 apresenta a decomposição estrutural das emissões de CO<sub>2</sub> da China. Embora as variações das emissões totais tenham sido positivas em todo período, elas só apresentaram um ritmo de crescimento entre 2001 e 2004. Destaca-se também do Gráfico 2 a variação positiva de grande magnitude que o efeito intensidade apresentou entre 1999 e 2000, mas que foi amplamente anulada pela variação negativa do efeito estrutura da demanda final. Esse comportamento fez com que, ao analisar o período todo, o efeito intensidade tivesse um saldo positivo, muito embora, como vimos, tenha sido o efeito que menos contribuiu para as emissões totais da China.

**Gráfico 2 - Decomposição Estrutural da variação de emissão de dióxido de carbono da China, 1999-2009**

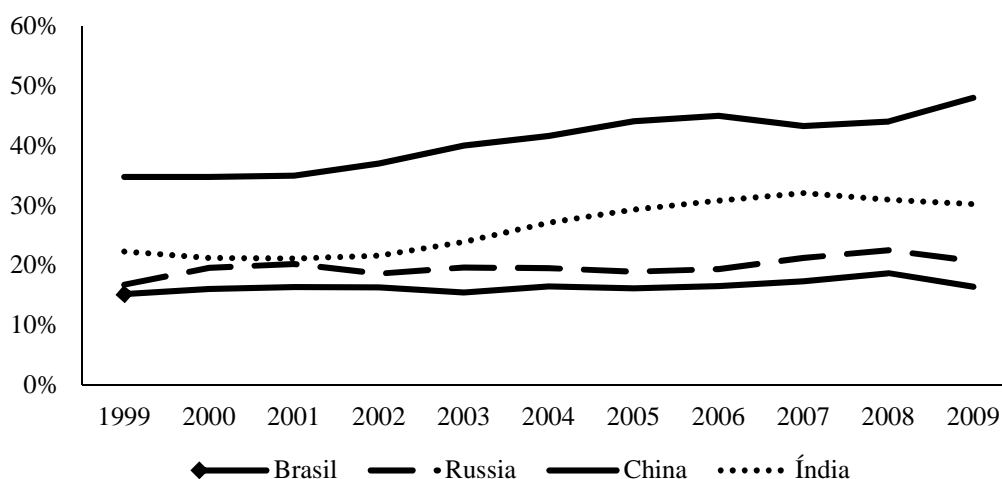


Fonte: Elaboração própria.

<sup>3</sup> A matriz insumo-produto da WIOD decompõe a demanda final em consumo final das famílias, consumo final das organizações sem fins lucrativos a serviço das famílias, consumo final do governo, formação bruta de capital fixo, variações nos estoques e valores e exportações.

Como visto, o modelo de desenvolvimento do BRIC ganhou perspectiva diante da expectativa de crescimento para as próximas décadas e os desafios com respeito à matriz energética. Dessa forma, é pertinente a observação das taxas de participação da formação bruta de capital fixo desses países através do Gráfico 3, visto que elas podem ser interpretadas como o investimento realizado. A taxa de formação bruta de capital fixo da China é a que mais se destaca entre os países, tanto pela sua magnitude quanto pela sua taxa de crescimento. Já a taxa da Índia se mostrou mais elevada que da Rússia e do Brasil, respectivamente.

**Gráfico 3 – Evolução da participação da formação bruta de capital fixo sobre a demanda final**



Fonte: Elaboração própria.

Vimos também que, entre os países que formam o BRIC, a China foi o país que apresentou maior influência do efeito tecnologia, o que pode ser interpretado como consequência da alta taxa de formação bruta de capital fixo da China observada no Gráfico 3. Isso porque este maior grau de investimento exigiu uma redefinição dos sistemas produtivos, de forma a torná-los mais dependentes de setores intensivos em emissão, sendo eles Eletricidade, gás e água, Metalurgia e Indústria química (não por menos, os dois primeiros são os que apresentaram maior emissão entre todos os efeitos)<sup>4</sup>.

No efeito estrutura da demanda final, os setores que mais colaboraram positivamente para as emissões foram Outros minerais não metálicos<sup>5</sup>, Metalurgia e Indústria química. Dada a relação do efeito estrutura da demanda final com o efeito volume da demanda final, é lógico entender que esses mesmos setores apresentaram altas participações no efeito volume da demanda final, além do setor Eletricidade, gás e água. Este último tem a sua elevada participação no efeito volume da demanda final, porque uma maior demanda exige a intensificação da geração de energia tanto para consumo final quanto para as indústrias; desse modo, as emissões sofrem incremento em virtude de a participação de combustíveis fósseis na matriz energética chinesa ser elevada.

Posto que o setor Eletricidade, gás e água foi o que apresentou maior participação nas emissões do efeito intensidade e que este exibiu um efeito discrepante na variação 1999-2000, a partir do exposto sobre a China, podemos de fato constatar que, a partir de 2000, houve uma melhora na técnica produtiva do setor Eletricidade, gás e água, que gerou redução nas emissões de dióxido de carbono. Outro setor que cooperou positivamente para o efeito intensidade foi Outros minerais não metálicos.

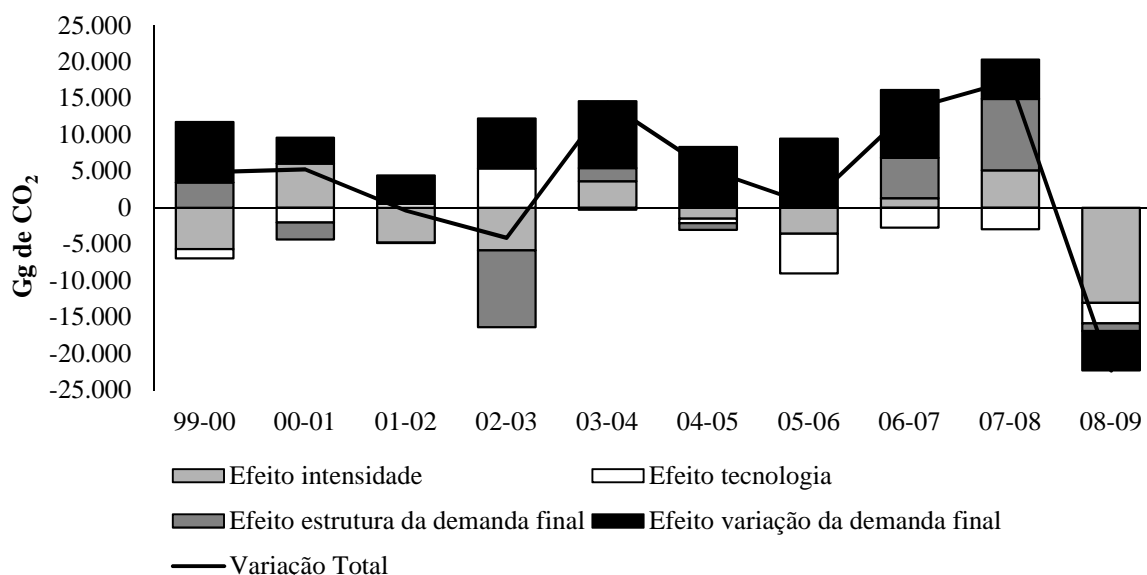
<sup>4</sup> O resultado completo da decomposição estrutural com os valores setoriais é explicitado no Apêndice deste trabalho.

<sup>5</sup> Por Outros minerais não metálicos entende-se pedra para ornamento ou construção, calcário, gesso, ardósia, cascalho, areia, argilas, minerais químicos, fertilizantes, sal, entre outros (WIOD, 2015).

Um setor de destaque na decomposição estrutural da China foi o setor Manufatura e reciclagem, que gerou uma redução de 1.222.579 gigagramas na emissão de dióxido de carbono no período. Essa redução teve grande participação do efeito intensidade, evidenciando que mudanças nas técnicas produtivas da atividade ocasionaram impactos significativos na poluição chinesa.

O Gráfico 4 apresenta a decomposição estrutural da variação dos lançamentos de dióxido de carbono no Brasil. Os períodos de 2001-2003, 2004-2006 e 2008-2009 foram os períodos que apresentaram decréscimos nas emissões e, também, foram os períodos em que o país apresentou os menores níveis de crescimento econômico, com média anual de 1,95%, 4,3% e 2,48% de crescimento do PIB, respectivamente (WORLD BANK, 2015). Esse comportamento complementa o fato de o efeito volume da demanda ser o mais expressivo sobre as emissões de dióxido de carbono do Brasil, evidenciando o impacto expressivo que a demanda tem nos níveis de emissões.

**Gráfico 4 - Decomposição Estrutural da variação de emissão de dióxido de carbono do Brasil, 1999-2009**



Fonte: Elaboração própria.

No efeito estrutura da demanda final, os setores que tiveram maior participação foram Transporte Terrestre e Agropecuária. Segundo Marconi, Magacho e Rocha (2014), sendo as exportações brasileiras baseadas essencialmente no setor primário, mais especificamente em minerais e produtos agropecuários, e estes dois altamente dependentes do transporte terrestre para escoamento das produções, evidencia-se a importância que as exportações, dentro dos componentes da demanda, têm sobre as emissões de CO<sub>2</sub>.

Como previsto, os setores de maior participação no efeito estrutura da demanda final também são os setores de maior participação no efeito volume da demanda final, sendo que a essa última categoria ainda se acrescenta o setor Metalurgia. Uma vez que o aumento de produção exigido por um incremento da demanda final gera uma maior dependência do setor de metalurgia, a contribuição ao efeito volume da demanda final é totalmente justificável dada a elevada emissão por produto que o setor apresenta, o que faz dele o setor com maior participação no efeito intensidade.

O efeito tecnologia, por outro lado, apontou a redução das emissões totais do Brasil, sendo que os setores que mais colaboraram para esse saldo negativo foram Metalurgia e Indústria Química. Esse resultado revela dois pontos interessantes: i) apesar de colaborar expressivamente com o efeito intensidade e com o efeito volume da demanda final, o resultado indica a ocorrência de uma alteração

na técnica produtivo do setor de Metalurgia, favorecendo a redução da dependência de segmentos consideravelmente poluidores, embora o efeito total sobre as emissões ainda tenha sido positivo; ii) ainda que o setor de Indústria Química tenha apresentado participação positiva no efeito estrutura da demanda final, houve uma melhora no seu processo produtivo de modo a ter participação negativa no efeito intensidade e no efeito tecnologia, sendo o efeito total negativo.

O efeito intensidade teve um impacto negativo nas emissões totais do Brasil, sendo que os setores que mais cooperaram para tal resultado foram Eletricidade, gás e água e Agropecuária. Essa constatação é de grande importância, pois, dada a grande importância do setor de Eletricidade, gás e água, a melhora das técnicas de produção atribuíram ao setor a maior redução nas emissões totais do período (2.718 gigagramas de CO<sub>2</sub>). Além do mais, como já visto, o setor de agropecuária teve participação positiva em todos os outros efeitos da decomposição estrutural. Todavia, a adoção de técnicas produtivas que garantissem a redução das emissões permitiu que a poluição gerada pela atividade fosse moderada. Os setores que tiveram maior impacto positivo no efeito intensidade foram Extrativismo mineral, Outros minerais não metálicos e Refino de petróleo e combustível nuclear.

O Gráfico 5 apresenta a decomposição estrutural das emissões de CO<sub>2</sub> da Rússia, as emissões apresentaram crescimento nos períodos de 2001-2003 e 2004-2006. Vimos que, assim como ocorreu com o Brasil, o efeito volume da demanda final foi o que mais contribuiu para as emissões totais; contudo, sua trajetória não possui relação direta com o comportamento das taxas de crescimento apresentadas pela Rússia. A justificativa para tal resultado está no fato de esse país ser um dos maiores produtores de energia mundial e sua fonte energética ser basicamente composta por combustíveis fósseis. Sendo assim, é esperado que o comportamento das emissões totais da Rússia esteja relacionado ao desempenho do setor de Eletricidade, gás e água, que, alias, é o setor de maior emissão de dióxido de carbono.

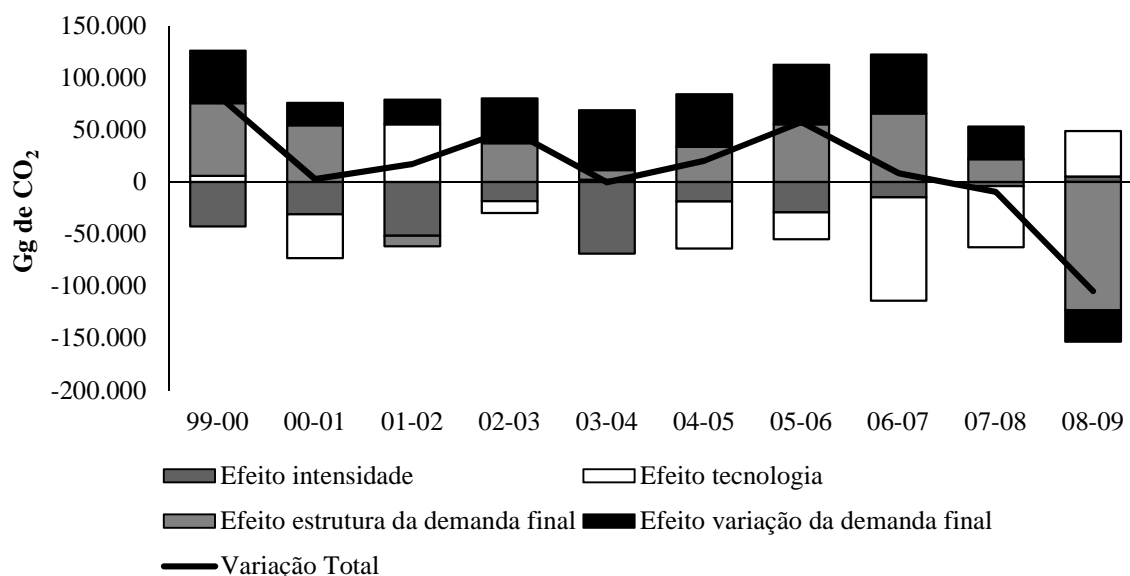
Os setores que mais colaboraram para o efeito estrutura da demanda final foram Eletricidade, gás e água, Outros minerais não metálicos e Manufatura e reciclagem. Já o efeito volume da demanda final teve maior participação dos setores Eletricidade, gás e água, Metalúrgica e Extrativismo mineral.

O efeito tecnologia teve um impacto negativo nas emissões totais de dióxido de carbono na Rússia, sendo que os setores que mais cooperaram para isso foram Eletricidade, gás e água, Manufatura e reciclagem e Metalúrgica. Esse resultado do setor de Eletricidade, gás e água é interessante, pois, embora esse setor tenha apresentado emissões positivas nos outros três efeitos – estrutura da demanda, volume da demanda e intensidade, fazendo dele o setor de maior contribuição nas emissões totais –, causadas, sobretudo, por sua produção baseada em energia fóssil, houve um rearranjo na interdependência dos setores de forma a diminuir o impacto desse setor nas emissões da Rússia, o que corrobora os dados apresentados anteriormente no painel sobre o país.

A mesma observação sobre a melhora de técnicas produtivas setoriais diminuidoras de emissões pode ser verificada em outros dois setores: i) Manufatura e reciclagem, que apresentou participação positiva no efeito estrutura da demanda final e negativa nos efeitos intensidade e tecnologia, de tal maneira que ele foi o que mais ajudou nas reduções das emissões totais de dióxido de carbono (737.053 gigagramas); ii) Metalurgia, que teve participação positiva no efeito volume da demanda final, positivo no efeito intensidade e negativo no efeito tecnologia.

O efeito intensidade foi o que mais colaborou para a redução das emissões de dióxido de carbono na Rússia no período. Como visto, o setor que mais contribuiu para esse resultado foi o de Manufatura e reciclagem. Os setores que apresentaram maior intensidade de poluição foram Eletricidade, gás e água, Metalurgia e Transporte terrestre.

**Gráfico 5 - Decomposição Estrutural da variação de emissão de dióxido de carbono da Rússia, 1999-2009**



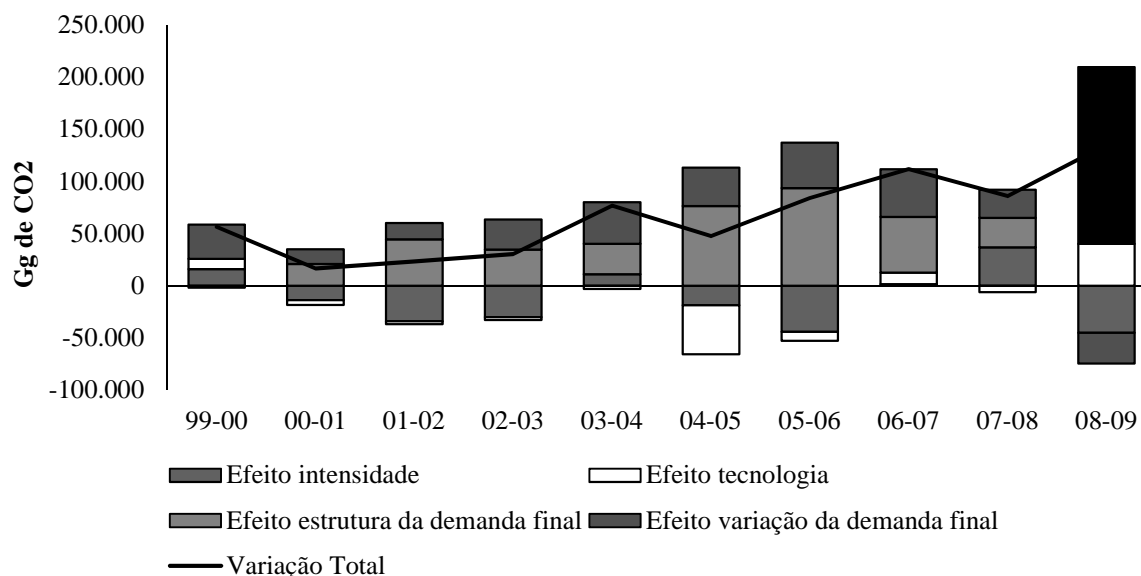
Fonte: Elaboração própria.

O Gráfico 6 mostra as emissões de dióxido de carbono na Índia. Conforme visto, o efeito estrutura da demanda final foi o que teve maior participação nas emissões totais do período na Índia. Os setores que auxiliaram significativamente para tal resultado foram Eletricidade, gás e água, Metalurgia e Outros minerais não metálicos. Assim como verificado na China, o alto grau de participação da formação bruta de capital na demanda final (Gráfico 3) fez com que a demanda dos setores mais requeridos em períodos de altas taxas de investimento tivessem um incremento. Outro fato que cooperou para esse resultado é que, como apresentado no painel, a Índia é um grande importador de energia, em sua maioria baseada em combustíveis fósseis. Com era previsto, os setores que são significativos no efeito estrutura da demanda final também são significativos no efeito volume da demanda final.

O efeito tecnologia teve uma participação negativa nas emissões totais da Índia. Os setores que mais ajudaram para esse resultado negativo foram Outros minerais não metálicos, Extrativismo mineral e Agropecuária. Desse resultado, pode-se concluir que: i) embora o setor de Outros minerais não metálicos tenha apresentado efeito tecnologia negativo, a sua participação foi positiva nos efeitos estrutura da demanda final e volume da demanda final, resultando em um efeito total positivo nas emissões; ii) mudanças nas relações setoriais da economia permitiram que o setor de Extrativismo mineral tivesse seu impacto reduzido nas emissões; contudo, o setor ainda foi um dos mais intensivos na emissão de dióxido de carbono, fazendo com o que o seu efeito total fosse positivo.

O efeito intensidade foi o que mais contribuiu para as reduções das emissões totais da Índia, sendo alavancado pelo setor de Manufatura e reciclagem, que gerou uma redução total de 460.873 gigagramas no período, seguido pelos setores Borracha e plástico e Refino de petróleo e combustível nuclear.

**Gráfico 6 - Decomposição Estrutural da variação de emissão de dióxido de carbono da Índia, 1999-2009**



Fonte: Elaboração própria.

## 7. Conclusão

Este trabalho teve como objetivo apresentar a trajetória das emissões de CO<sub>2</sub> para os países em desenvolvimento pertencentes ao BRIC no período compreendido entre 1999 e 2009, evidenciando a participação dos componentes da demanda final, bem como os setores produtivos, sobre tais emissões. Para tanto, a metodologia de análise de decomposição estrutural com base em dados de insumo-produto foi utilizada, uma vez que ela permite a consideração dos efeitos intensidade, tecnologia, estrutura e volume da demanda final sobre a variação da emissão de CO<sub>2</sub>. Com isso, foi possível averiguar a influência de cada elemento da estrutura econômica sobre a evolução do lançamento de dióxido de carbono na atmosfera, bem como identificar a participação dos setores produtivos dos países em tais emissões.

O efeito estrutura da demanda final, que mostra o impacto das mudanças na participação dos componentes da demanda final nas emissões de CO<sub>2</sub>, foi positivo para todos os países, embora ele tenha sido o que mais colaborou para as emissões da Índia. Isso se deve ao fato de a Índia ter tido o segundo maior grau de investimento entre os países do BRIC, o que demandou uma maior participação de setores próprios de altas taxas de investimento (neste caso, o setor de Eletricidade, gás e água e Metalúrgica). Outro fator que auxiliou nesse resultado foi o fato de a Índia ter importado grande parte da sua energia que, em sua maioria, é baseada em combustíveis fósseis.

O efeito volume da demanda final apresenta o impacto que o aumento da demanda tem na produção e, conseqüentemente, na emissão de CO<sub>2</sub>, mantidos constantes os demais fatores. Esse efeito teve maior participação nas emissões do Brasil e da Rússia. Tal razão é explicada pelo seguinte: uma vez que esses países possuem baixa taxa de investimento, de forma geral, as relações produtivas da economia se darão através de aumentos na demanda total, que desencadeará uma maior produção em setores chave para a economia, muito embora eles também sejam, relativamente, mais intensivos em emissões de dióxido de carbono. No caso do Brasil, tais setores são o Extrativismo mineral e Metalurgia, enquanto na Rússia o setor é Eletricidade, gás e água.

O efeito tecnologia mostra o impacto das mudanças nas relações entre os setores nas emissões de dióxido de carbono. Esse efeito foi negativo para Brasil, Rússia e Índia, mas positivo para China, sendo, inclusive, o mais expressivo nas emissões desta última. O resultado observado para a China deve-se ao fato de ela apresentar a mais alta taxa de investimento do BRIC, o que exigiu uma

redefinição dos sistemas produtivos, de forma a torná-los mais dependentes de setores intensivos em emissão, sendo eles Eletricidade, gás e água, Metalurgia e Indústria química.

O efeito intensidade apresenta a emissão de CO<sub>2</sub> por produto. Esse efeito se mostrou negativo para todos os países, com exceção da China. Todavia, esse comportamento para a China é devido à alta intensidade de emissão que se verificou em 1999-2000, pois nos outros anos os valores foram negativos. O efeito intensidade negativo mostra de forma mais evidente o comprometimento que os países do BRIC têm com a adoção de tecnologias de produção que reduzem a emissão de dióxido de carbono e do sucesso obtido por tais no período analisado.

Outro resultado importante obtido pelo estudo foi de que o setor que mais contribuiu para o aumento das emissões da China, Rússia e Índia foi Eletricidade, gás e água, enquanto o que menos cooperou, nesses países, foi o de Manufatura e reciclagem (o que ocorreu basicamente pelo efeito intensidade). Contudo, no Brasil, o setor que mais colaborou para as emissões foi o de Extrativismo mineral e o de menor participação foi Eletricidade, gás e água (também por efeito intensidade). Tal relação evidencia o pioneirismo do Brasil na adoção de tecnologias de produção de energia limpa entre os países do BRIC.

Diante disso, este trabalho avança ao identificar que cada país do BRIC possui suas particularidades nos processos produtivos da economia e que estes definem os perfis de emissões de dióxido de carbono. Os resultados encontrados evidenciam ainda que, embora esses países demonstrem participação expressiva nas emissões globais, medidas setoriais tomadas para redução das emissões de CO<sub>2</sub> obtiveram o sucesso almejado. Sendo assim, o presente trabalho pode ser usado como subsídio tanto para a elaboração de políticas ambientais públicas quanto para melhorar o desempenho de organizações privadas, uma vez que ele destaca a impossibilidade de implementação de um mesmo conjunto de medidas para os quatro países.

## Referências

- BORGES, F. H.; TACHIBANA, W. K. A evolução da preocupação ambiental e seus reflexos no ambiente dos negócios: uma abordagem histórica. In: *Anais do XXV Encontro Nacional de Engenharia de Produção – ENEGEP*, 2005. Porto Alegre, 2005.
- CABRAL, J. A.; PEROBELLI, F. S. Análise de decomposição estrutural para o setor de saúde brasileiro: 2000-2005. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 42, p. 363–402, 2012.
- CAMIOTO, F. C.; REBELATTO, D. A. N.; ROCHA, R. T. Análise da eficiência energética nos países do BRICS: um estudo envolvendo a análise por envoltório de dados. *Gestão & Produção*, v. 23, n. 1, p. 192–203, 2016.
- CASLER, S. D.; ROSE, A. carbon dioxide emissions in the U.S. Economy. *Environmental and Resource Economics*, n. 11, p. 349–363, 1998.
- COLEMAN, G. The BRIC energy balance sheet: powering growth? *Brasilinvest Banco de Negócios*, 2012.
- DIETZENBACHER, E.; HOEKSTRA, R. The RAS structural decomposition approach. *Advances in Spatial Science*. Berlin, Heidelberg: Springer Nature, 2002. p. 179–199
- EKSTROM, M. Nuclear Energy in the BRICS: an Overview. *Revolve Magazine*, 2012. Disponível em: <<http://www.revolve-magazine.com/home/2012/03/12/bric-nuclear-energy/>>. Acesso em: 17 jul. 2015.
- FENG, K. *et al.* Analyzing drivers of regional carbon dioxide emissions for China. *Journal of Industrial Ecology*, v. 16, n. 4, p. 600–611, 2012.
- FERNANDES, L.; GARCIA, G. F.; CARESIA, M. Matrizes energéticas e desenvolvimento desigual: os BRICS no atual debate sobre mudanças climáticas. *Núcleo de Sistemas de Inovação e Governança do Desenvolvimento*, 2012.



- GAZZONI, D. L. *Balanço de emissões e CO<sub>2</sub> por biocombustível no Brasil: histórico e perspectivas*. Londrina: Embrapa Soja, 2012.
- GÓMEZ, J. M.; CHAMON, P. H.; LIMA, S. B. Por uma nova ordem energética global? Potencialidades e perspectivas da questão energética entre os países BRICS. *Contexto Internacional*, v. 34, n. 2, p. 531–396, 2012.
- GUAN, D. *et al.* Journey to world top emitter: An analysis of the driving forces of China's recent CO<sub>2</sub> emissions surge. *Geophysical Research Letters*, v. 36, n. 4, p. 1–5, 2009.
- GUILHOTO, J. J. M. *Leontief e insumo-produto: antecedentes, princípios e evolução*. Technical Report, Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queirós", 2000.
- HILGEMBERG, E. M.; GUILHOTO, J. J. M. Uso de combustíveis e emissões de CO<sub>2</sub> no Brasil: Um modelo inter-regional de insumo-produto. *Nova Economia*, v. 16, n. 1, p. 49–99, 2006.
- HOEKSTRA, R.; VAN DEN BERGH, J. C. J. M. Structural Decomposition Analysis of Physical Flows in The Economy. *Environmental and Resource Economics*, v. 23, n. 3, p. 357–378, 2002.
- IEA – International Energy Agency. *CO<sub>2</sub> emissions from fuel combustion highlights 2014*. 2014.
- IEA – International Energy Agency. *Partner country series – understanding energy challenges in India: policies, players and issues*. 2012.
- ISARD, W. E. *et al.* On the linkage of the socioeconomic and ecological systems. *Regional Science Association Papers*, v. 21, p. 79–99, 1968.
- LENZEN, M. Structural analyses of energy use and carbon emissions – an overview. *Economic Systems Research*, v. 28, n. 2, p. 119–132, 2016.
- LEONTIEF, W. Environmental repercussions and the economic structure: an input-output approach. *The Review of Economics and Statistics*, v. 52, n. 3, p. 262–271, 1970.
- MARCONI, N.; MAGACHO, G. R.; ROCHA, I. L. Estratégias de desenvolvimento nos BRICs: uma análise insumo-produto. *Revista Economia Ensaios*, v. 29, n. 1, p. 119–134, 2014.
- MILLER, R.; BLAIR, P. *Input-output analysis: foundations and extensions*. 2nd. ed. Cambridge, England: Cambridge University Press, 2009.
- MINX, J. C. *et al.* A “Carbonizing Dragon”: China’s fast growing CO<sub>2</sub> emissions revisited. *Environmental Science & Technology*, v. 45, n. 21, p. 9144–9153, 2011.
- MORAIS, A. F.; COSTA, J. S.; LOPES, R. L. Emissões de CO<sub>2</sub> na economia brasileira: uma análise de decomposição estrutural para os anos de 1990 e 2003. In: *Anais do XLIV Congresso da SOBER*, 2006. Fortaleza, 2006.
- MUKHOPADHYAY, K. A structural decomposition analysis of air pollution from fossil fuel combustion in India. *International Journal of Environment and Pollution*, v. 18, n. 5, p. 486–497, 2002.
- PENG, Y.; SHI, C. Determinants of carbon emissions growth in China: a structural decomposition analysis. *Energy Procedia*, v. 5, p. 169–175, 2011.
- PETERS, G. P. *et al.* China's growing CO<sub>2</sub> emissions: a race between increasing consumption and efficiency gains. *Environmental Science & Technology*, v. 41, n. 17, p. 5939–5944, 2007.
- ROSE, A. Input–output structural decomposition analysis of energy and the environment. In: van den BERGH, J. C. J. M. (ed.) *Handbook of environmental and resource economics*. Cheltenham: Edward Elgar, 1999. p. 1165–1179
- SESSO FILHO, U. A. *et al.* Decomposição estrutural da variação do emprego no Brasil: 1991 – 2003. *Economia Aplicada*, v. 14, n. 1, p. 99–123, 2009.

- SHARMINA, M.; ANDERSON, K.; BOWS-LARKIN, A. Climate change regional review: Russia. *Wiley Interdisciplinary Reviews: Climate Change*, v. 4, n. 5, p. 373–396, 2013.
- SILVA, M. P. N.; PEROBELLI, F. S. Efeitos tecnológicos e estruturais nas emissões brasileiras de CO<sub>2</sub> para o período 2000 a 2005: uma abordagem de análise de decomposição estrutural (SDA). *Estudos Econômicos*, v. 42, n. 2, p. 307–335, 2012.
- SOUZA, A. M. *Estrutura produtiva dos países do BRIC e seus impactos nas emissões de CO<sub>2</sub>: uma análise insumo-produto*. 2014. 72 f. Dissertação (Mestrado) – Curso de Pós-graduação em Economia Regional, Universidade Estadual de Londrina, Londrina, 2014.
- SU, B.; ANG, B.W. Structural decomposition analysis applied to energy and emissions: Some methodological developments. *Energy Economics*, v. 34, n. 1, p.177–188, jan. 2012.
- VEIGA, J. E. da. Perspectiva nuclear pós-Fukushima. *Política Externa*, v. 20, n. 1, p. 153–159, 2011.
- VIEIRA, F. V.; VERÍSSIMO, M. P. Crescimento econômico em economias emergentes selecionadas: Brasil, Rússia, Índia, China (BRIC) e África do Sul. *Economia e Sociedade*, Campinas, v.18, n. 3, p. 513–546, dez. 2009.
- WACHSMANN, U. *Mudanças no consumo de energia e nas emissões associadas de CO<sub>2</sub> no Brasil entre 1970 e 1996: uma análise de decomposição estrutural*. 2005. 215 f. Tese (Doutorado) – Curso de Pós-Graduação de Engenharia, Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2005.
- WIOD. *World input-output database*. Disponível em: <<http://www.wiod.org>>. Acesso em: 25 jul. 2015.
- WORLD BANK. *World development indicators 2012*. World Bank, 2012.
- ZAPPAROLI, I. D.; ZAPPAROLI, F. V. D. Redução Certificada de Emissão (RCE): a questão dos parques estaduais do Paraná. In: *Anais do XLVII Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural – SOBER*, 2009. Porto Alegre, 2009.
- ZHANG, H.; LAHR, M. L. Can the carbonizing dragon be domesticated? Insights from a decomposition of energy consumption and intensity in China, 1987–2007. *Economic Systems Research*, v. 26, n. 2, p. 119–140, 2014.
- ZHANG, Y. Scale, technique and composition effects in trade-related carbon emissions in China. *Environmental and Resource Economics*, v. 51, n. 3, p. 371–389, 2011.

## Apêndice

Tabela A.1 – Decomposição estrutural das emissões de CO<sub>2</sub> do Brasil, Rússia, Índia e China entre 1999 e 2009 – em gigagramas de CO<sub>2</sub>*Continua*

Setores	Brasil					Rússia				
	Efeito intensidade	Efeito tecnologia	Efeito estrutura da demanda final	Efeito variação da demanda final	Variação Total	Efeito intensidade	Efeito tecnologia	Efeito estrutura da demanda final	Efeito variação da demanda final	Variação Total
Agropecuária	-6.702	910	1.262	6.029	1.498	-100.809	-1.113	6.240	8.228	-87.454
Extrativismo mineral	2.786	2.259	613	3.168	8.827	55.089	4.619	405	28.119	88.231
Alimentos, bebidas e fumo	-1.446	-240	149	1.242	-295	483	356	1.962	1.380	4.181
Têxteis	161	-405	-220	565	100	537	17	-311	140	383
Vestuário	128	-56	-108	116	80	-2.179	75	72	58	-1.974
Madeira e produtos da madeira	46	-148	-44	111	-35	-257	67	293	445	547
Papel, celulose e gráfica	-1.602	-290	296	1.048	-547	-43.192	-2.211	2.212	1.198	-41.993
Refino de petróleo e combustível nuclear	1.074	-1.275	-244	3.971	3.527	10.227	1.229	12.784	15.281	39.520
Indústria química	-1.807	-4.080	1.232	4.334	-319	47.168	1.238	-1.068	10.402	57.740
Borracha e plástico	251	-176	5	225	304	-51.161	249	1.764	1.046	-48.101
Outros minerais não metálicos	-1.068	112	-1.999	5.166	2.211	-107.587	-12.815	26.258	18.379	-75.765
Metalurgia	3.952	-5.214	558	7.058	6.354	141.035	-14.912	6.084	41.478	173.685
Máquinas e equipamentos	42	-63	160	222	361	-1.371	1.201	403	746	979
Eletrônicos e equipamentos ópticos	-486	-106	-167	423	-337	-755	-120	369	304	-202
Equipamentos de transporte	-1	72	232	246	548	2.698	-798	-588	394	1.706
Manufatura e reciclagem	59	-28	-17	152	165	-752.991	-15.329	16.891	14.377	-737.053
Eletricidade, gás e água	-8.237	-545	1.138	4.926	-2.718	559.948	-141.446	114.215	175.389	708.106
Construção	-668	20	-248	867	-29	1.763	-9	3.568	1.544	6.866
Venda e manutenção de veículos automotores	23	-206	-121	205	-100	-4.374	473	665	287	-2.949
Atacado	-292	98	186	318	311	-783	1.291	1.604	1.279	3.391
Varejo	-581	173	536	1.380	1.506	89	445	1.125	791	2.451
Hotéis e restaurantes	-303	6	216	430	349	-99.614	143	1.965	2.328	-95.177
Transporte terrestre	905	-971	1.413	7.135	8.482	65.296	-2.319	5.821	23.818	92.615
Transporte aquático	567	-2.157	-998	1.879	-710	-2.499	-939	305	1.004	-2.130
Transporte aéreo	574	-570	-260	589	334	12.589	1.878	3.081	2.726	20.274
Outras atividades de suporte ao transporte	-768	-18	212	813	238	-925	1.465	1.897	1.009	3.446
Comunicações	-1.145	341	387	569	152	-676	785	689	406	1.204
Intermediação financeira	-307	74	91	135	-7	-4.317	528	1.305	375	-2.109
Aluguéis	-147	16	21	85	-25	-803	936	2.638	1.147	3.919
Serviços prestados às empresas	-814	225	421	1.057	890	-2.475	119	364	603	-1.389
Administração pública	-1.254	-37	744	1.802	1.256	1.184	127	-475	1.258	2.094
Educação	266	-1	-184	577	659	1.487	20	-770	888	1.625
Saúde	-133	2	117	382	367	-9.322	-49	-160	905	-8.625
Outros serviços	-1.142	139	460	1.485	942	11.914	-1.004	1.578	3.655	16.143
<b>Totais</b>	<b>-18.069</b>	<b>-12.138</b>	<b>5.836</b>	<b>58.709</b>	<b>34.339</b>	<b>-274.581</b>	<b>-175.803</b>	<b>213.183</b>	<b>361.386</b>	<b>124.185</b>

**Tabela A.1 – Decomposição estrutural das emissões de CO<sub>2</sub> do Brasil, Rússia, Índia e China entre 1999 e 2009 – em gigagramas de CO<sub>2</sub>**  
*Conclusão*

Setores	Índia					China				
	Efeito intensidade	Efeito tecnologia	Efeito estrutura da demanda final	Efeito variação da demanda final	Variação Total	Efeito intensidade	Efeito tecnologia	Efeito estrutura da demanda final	Efeito variação da demanda final	Variação Total
Agropecuária	-1.736	-5.756	4.933	9.988	7.429	-41.692	-6.928	24.318	29.762	5.460
Extrativismo mineral	35.523	-12.343	31.403	12.865	67.448	-9.389	57.544	57.483	27.840	133.479
Alimentos, bebidas e fumo	30.829	-772	14.093	9.196	53.347	-52.718	18.662	31.770	13.078	10.792
Têxteis	2.981	-151	4.798	2.206	9.833	-41.331	21.034	24.223	9.866	13.791
Vestuário	-1.377	-4	83	110	-1.188	-2.980	816	1.849	768	453
Madeira e produtos da madeira	3.729	-926	1.976	734	5.513	-6.765	4.310	6.001	1.945	5.490
Papel, celulose e gráfica	-23.453	2.933	3.494	2.141	-14.886	-22.214	14.782	24.531	8.135	25.234
Refino de petróleo e combustível nuclear	-30.941	7.512	17.891	9.208	3.669	-54.696	-76.401	31.392	20.676	-79.029
Indústria química	20.372	-691	16.067	9.621	45.368	-46.567	123.325	128.324	44.714	249.796
Borracha e plástico	-68.581	-990	136	1.666	-67.769	-284.124	31.207	-80.988	10.784	-323.121
Outros minerais não metálicos	3.277	-15.338	37.197	18.825	43.961	120.215	-202.712	411.782	108.840	438.125
Metalurgia	50.144	6.796	45.083	17.361	119.383	-114.959	293.370	326.123	95.614	600.148
Máquinas e equipamentos	1.892	113	1.754	564	4.323	-10.340	6.669	23.939	6.349	26.617
Eletrônicos e equipamentos ópticos	-1.130	46	1.303	477	696	-40.603	21.375	19.304	3.170	3.246
Equipamentos de transporte	6.398	75	2.994	714	10.181	-31.667	20.708	25.454	3.904	18.399
Manufatura e reciclagem	-469.675	-3.215	2.939	9.078	-460.873	-814.163	-443.647	10.268	24.964	-1.222.579
Eletricidade, gás e água	336.305	1.692	330.077	134.872	802.946	1.631.307	1.900.406	-719.848	493.051	3.304.917
Construção	2.888	413	6.245	2.210	11.757	-13.608	-9.707	67.197	10.530	54.413
Venda e manutenção de veículos automotores	-206	8	128	68	-2	0	0	0	0	0
Atacado	-2.569	52	323	187	-2.006	-23.043	12.088	11.091	2.321	2.457
Varejo	-12.224	237	1.396	991	-9.600	-996	-1.371	2.845	1.509	1.986
Hotéis e restaurantes	-7.159	241	4.564	1.935	-419	-45.268	-8.173	12.740	3.178	-37.523
Transporte terrestre	10.454	3.167	11.919	5.165	30.705	-73.618	51.507	65.099	18.706	61.694
Transporte aquático	-3.801	-132	1.310	861	-1.762	-18.492	29.518	47.864	18.113	77.003
Transporte aéreo	-1.858	284	1.250	990	666	49.349	696	14.841	8.401	73.287
Outras atividades de suporte ao transporte	-77	423	831	571	1.749	3.212	8.103	13.318	3.845	28.478
Comunicações	-1.729	1.946	1.400	379	1.996	270	-2.036	4.067	1.044	3.344
Intermediação financeira	-264	69	251	86	142	-4.751	2.486	348	620	-1.297
Aluguéis	-765	29	120	57	-560	-8.599	-3.326	4.644	1.261	-6.019
Serviços prestados às empresas	1.913	239	937	242	3.331	-2.473	12.979	2.316	3.220	16.043
Administração pública	-420	0	333	193	107	-5.526	-463	15.297	3.112	12.420
Educação	491	0	380	223	1.094	-1.537	1.544	12.232	2.800	15.039
Saúde	-2.220	-42	-1	172	-2.091	-5.277	-3.722	11.220	1.651	3.872
Outros serviços	2.000	-231	678	596	3.044	701	12.600	20.984	5.081	39.366
<b>Totais</b>	<b>-120.986</b>	<b>-14.318</b>	<b>548.286</b>	<b>254.553</b>	<b>667.534</b>	<b>27.658</b>	<b>1.887.242</b>	<b>652.030</b>	<b>988.852</b>	<b>3.555.781</b>

Fonte: Elaboração própria dos autores.

**INTENSIDADE TECNOLÓGICA DAS TRANSAÇÕES EXTERNAS BRASILEIRAS (2005-2015): UMA ANÁLISE REGIONAL\***

**Francisco Laercio Pereira Braga**

Professor do Curso de Administração de Empresas da  
Universidade Estadual do Ceará (UECE)  
E-mail: laercio.braga@bol.com.br

**Maria Cristina Pereira de Melo**

Professora Doutora do Curso de Economia da  
Universidade Federal do Ceará (UFC)  
E-mail: melomariacristina@gmail.com

**RESUMO:** O artigo analisa a trajetória do comércio exterior brasileiro em perspectiva regional, notadamente o desempenho das regiões Sudeste, Sul e Nordeste, sob a ótica dos grupos de produtos segundo intensidade tecnológica no período de 2005 e 2015. Para tanto, utilizaram-se indicadores de comércio exterior, tais como saldo da balança comercial, corrente de comércio, *Market-Share*, grau de abertura, taxa de cobertura relativa das importações, vantagem comparativa revelada e coeficiente de especialização dos grupos de produtos estratificados segundo conteúdo tecnológico. Os resultados mostram que a região Sudeste possui estrutura produtiva mais diversificada que as demais, porém suas exportações estão centradas, principalmente, nos produtos de baixa e média baixa intensidade tecnológica. Notou-se, também, concentração das exportações sulistas em produtos pertencentes ao grupo de baixa intensidade tecnológica. Na região Nordeste, percebeu-se que as vendas dos produtos pertencentes aos grupos de baixa e média alta intensidades elevaram-se no período conquistando fatias expressivas do mercado externo regional, devido, principalmente, aos aportes de investimentos e à implantação de programas de incentivo à produção do setor industrial dos principais estados exportadores. A forte concentração das vendas externas regionais nos setores de menor conteúdo tecnológico reflete a realidade brasileira na medida em que a maior taxa de inovação empresarial está associada a empresas pertencentes a esses setores.

**Palavras-chave:** Intensidade tecnológica; Competitividade internacional; Regiões do Brasil.

**Classificação JEL:** F14.

**ABSTRACT:** The article analyzes the trajectory of foreign trade in the Brazilian regional perspective, especially the performance of the Southeast, South and Northeast, from the groups of products according to technological intensity in 2005-2015 period. Foreign trade indicators were used, such as trade balance, external trade, Market Share, coverage rate for imports, revealed comparative advantage and specialization coefficient. The results show that the Southeast has more diversified productive structure than the others, but its exports are focused mainly on low and medium technological products. It was noted, too, concentration of Southerners exports products from the low technology group. In the Northeast, it was observed that sales of products belonging to the lower and middle groups rose in the period gaining significant slices of the regional export market, mainly due to the contributions of investment and implementation of incentive programs to the production of industrial sector of the leading exporter states. The strong concentration of regional exports in the sectors of lower technological content reflects the Brazilian reality to the extent that most business innovation rate is associated with companies belonging to these sectors.

**Keywords:** Technological intensity; International competitiveness; Northeast region of Brazil.

**JEL Code:** F14.

## **1. Introdução**

Nos anos de 1990, década em que ocorreu a abertura comercial da economia brasileira, os setores produtivos classificados como de alta e média alta intensidade tecnológica registraram déficits crescentes e baixa inserção no mercado externo. Nessa mesma década, diante das grandes transformações mundiais, ocorreu intensificação do comércio global que exigia maior atenção em ciência, tecnologia e educação para melhorar a qualidade/produktividade da produção. Já na década de 2000, o Brasil vivenciou aperfeiçoamento e avanço em instrumentos e estratégias para o desenvolvimento científico e tecnológico e o setor produtivo ganhou destaque como principal agente de inovação. No bojo desse processo, ocorreram mudanças na estrutura produtiva e no comércio exterior brasileiro (FONTENELE; MELO, 2003; MELO; BRAGA; HOLANDA, 2014).

Nessa conjuntura, o comércio exterior brasileiro presenciou incremento no comércio mundial nos anos 2000 com trajetória ascendente no volume de comércio externo apoiada, até 2008, sobretudo, na expansão das exportações. Nesse mesmo período, as vendas ao exterior cresceram, anualmente, percentual muito acima da média mundial e as compras aumentaram a taxas expressivas, fazendo o volume de comércio brasileiro registrar níveis históricos (MELO; BRAGA; HOLANDA, 2014). Depois da retração de 2009, já em 2010, o país voltou a patamares recordes do volume de comércio externo, o qual se sustentou nos anos subsequentes nas vendas de produtos primários e de menor intensidade tecnológica em detrimento da importância dos bens de maior conteúdo tecnológico. Contudo, deve-se ressaltar, ainda, que ocorreu queda expressiva das exportações totais brasileiras entre 2011 e 2015, o que pode ter influenciado a análise dos resultados do período.

Destarte, o artigo objetiva analisar o desempenho do comércio exterior do Brasil em perspectiva regional, notadamente das regiões Sudeste, Sul e Nordeste sob a ótica dos grupos de produtos segundo intensidade tecnológica no período de 2005 e 2015. Assim, interessou-se identificar a trajetória do comércio regional e as mudanças relevantes na pauta exportadora, não só quantitativas como qualitativas.

A justificativa para o estudo comparativo da performance do comércio exterior das três regiões do Brasil pauta-se, primeiramente, pela participação histórica e representativa do comércio exterior da região Sudeste na economia nacional, que alcançou 49% das vendas externas nacionais em 2015. Em segundo, essa é a região mais desenvolvida e industrializada dentre todas as regiões brasileiras. A região Sul, por sua vez, é a segunda região economicamente mais importante do país, representando 21% das exportações brasileiras nesse ano, e que vem enfrentando um processo diferenciado de transformação de sua economia. Por fim, a região nordestina apresentou-se, entre 2005 e 2015, menos aberta ao comércio exterior que a economia brasileira como um todo, guardando, no entanto, as especificidades das economias dos estados que a compõem. Assim, espera-se, ao final, identificar qual região está se fortalecendo, mantendo-se ou se retraindo no comércio exterior brasileiro, em especial, à luz dos produtos com diferentes níveis de intensidade tecnológica (BRASIL, 2016).

Neste contexto, o artigo inicia-se com resgate teórico da importância da inovação no comércio exterior e o panorama brasileiro de investimentos em tecnologia. Em seguida, expõem-se os aspectos metodológicos adotados com ênfase nos indicadores de competitividade revelada utilizados. Na terceira etapa, está o panorama geral e regional do comércio exterior brasileiro, em particular, com foco na dinâmica dos grupos segundo intensidade tecnológica. Por fim, na quarta etapa, estão as notas conclusivas.

## **2. Comércio internacional e inovação**

A teoria convencional do comércio internacional baseia-se no princípio das vantagens comparativas proposto por D. Ricardo (1982), que desenvolveu a ideia de que os países comercializam para tirar proveito mútuo de suas diferenças. Assim, o conceito básico desse modelo é o das vantagens comparativas e estas são capazes de identificar a estrutura produtiva do país e as causas dos ganhos do comércio. Dessa maneira, o estudo da competitividade significa, na verdade, ampliação dos conceitos da teoria, abordando, ainda, outras hipóteses, como economias de escala,

economias de escopo e por fatores do lado da demanda (diferenciação do produto, tecnologia, etc.). A especialização no modelo ricardiano, portanto, deve-se à diferença de produtividade relativa do fator de produção trabalho entre os países, supondo retornos constantes.

A nova teoria do comércio internacional restabelece a ligação do comércio internacional com a organização da produção na medida em que enfatiza, primeiramente, o papel das economias de escala como fundamento para as trocas, em seguida, reconhece a concorrência imperfeita como forma dominante de mercado e, por último, leva em consideração a acumulação do capital e tecnológica local. Krugman e Obstfeld (2005) defendem que a troca internacional não resulta somente de vantagem comparativa, mas também dos rendimentos crescentes de escala, pois estimulam os países a se especializarem e a comercializarem entre si mesmo não havendo diferenças entre os países no que se refere aos recursos ou à tecnologia.

Ao se pensar na importância do aspecto da inovação, Joseph Schumpeter, no início do século XX, lançava a primeira versão de *A Teoria do Desenvolvimento Econômico* que viria a destacá-lo como grande precursor nas teorias envolvendo inovação, na qual a apresenta como consequência de novas combinações. Essa perspectiva abordada por Schumpeter abrange cinco casos em que a inovação surgiria a partir de ao menos um deles, sendo estes: 1) introdução de um novo bem ou de uma nova qualidade de um bem; 2) introdução de um novo método de produção – ou seja, aqui o autor aponta que a melhoria de um processo também caracteriza inovação –; 3) abertura de um novo mercado; 4) conquista de uma nova fonte de oferta de matérias-primas ou até de materiais que estão no meio de um processo produtivo, bens semimanufaturados; 5) estabelecimento de uma nova organização de qualquer indústria, através de sua pulverização em partes menores ou mesmo de seu crescimento como dominante no mercado (SCHUMPETER, 1982).

O papel da inovação ganha, portanto, espaço na vida econômica moderna e aumenta o campo de estudo que visa explicar, primeiramente, sua importância e as variáveis determinantes do próprio fenômeno “inovação”, e, posteriormente, as condições necessárias para a endogeneização e potencialização das variáveis na atividade dos agentes econômicos. Nessa conjuntura, o ritmo de desenvolvimento econômico de um país dependerá de sua capacidade de inovação, em que existirão empresas motivadas a investir em atividades voltadas para geração e introdução de inovações (ROSENTHAL, 2011).

Rosenthal (2011), afirma, ainda, que a capacidade inovativa e o nível de desenvolvimento de um país podem ser vistos como dependentes da proporção de bens e serviços de alta tecnologia na produção dos mesmos. E é exatamente da relação direta da análise sistêmica inovativa com o desenvolvimento econômico que surge o conceito de Sistema Nacional de Inovação (SNI) e o reconhecimento da importância das políticas públicas para a criação das condições necessárias ao fortalecimento desse sistema.

A introdução de inovações em produtos, processos e organizações possui, ainda, forte efeito nos fluxos comerciais de um país e aliada à estrutura produtiva de uma economia contribuem para o aumento da competitividade dos fluxos, gerando emprego e renda, onde os setores de maior conteúdo tecnológico possibilitam o surgimento de inovações individuais e coletivas, enquanto, nos setores de baixo teor tecnológico, as inovações são, de certa forma, limitadas (IBGE, 2016b).

Nesse panorama, a dinâmica do comércio exterior vai além do simples processo de compra e venda de mercadorias entre residentes e não residentes de uma determinada economia, pois pode representar fator preponderante para o alcance do desenvolvimento de economias nacionais ou regiões (MUNDURUCA; SANTANA, 2012).

### *2.1. Breve panorama nacional dos investimentos em tecnologia*

A intensificação do processo de abertura econômica no Brasil, a partir dos finais dos anos de 1980 e início dos anos 90, fez com que muitas empresas brasileiras enfrentassem, cada vez mais, intensa concorrência interna, pois produtos entravam no país a baixo custo e com melhor qualidade. Dessa forma, as empresas nacionais passaram por um processo de reestruturação produtiva para concorrer com produtos estrangeiros. Tais transformações e necessidades externas fizeram com que,

na década de 2000, o país desenvolvesse um conjunto de instrumentos e estratégias para o desenvolvimento científico e tecnológico que permitissem avanços importantes como, por exemplo, o reconhecimento do setor produtivo como principal agente da inovação, em detrimento do “viés pró-academia” existente no período anterior (ROSENTHAL, 2011). Segundo esse autor, a geração e introdução de inovações exigem o exercício de atividades de Pesquisa e Desenvolvimento (P&D), seja pela empresa ou pelas diferentes formas de interação com instituições integrantes do sistema científico e tecnológico.

Assim, diante desse panorama, os investimentos em ciência e tecnologia empreendidos no Brasil, apesar de incipientes frente à demanda, vem registrando trajetória ascendente a partir de 2006. De fato, em 2001, os investimentos em C&T correspondiam a 1,33% do Produto Interno Bruto brasileiro, alcançando percentual de 1,66% em 2013. Nota-se que esses percentuais foram bem superiores à participação dos gastos realizados pelos Países da América Latina e Caribe para o mesmo intervalo de tempo. Fatores como a conjuntura internacional e a política industrial brasileira, através, por exemplo, da formatação de novas institucionalidade (Lei da Inovação e Lei do Bem), pós-2004, podem ser apontados como variáveis importantes para esse acréscimo dos gastos nacionais. No entanto, os gastos brasileiros com P&D, apesar de serem superiores aos dos países da América Latina e do Caribe, encontram-se, ainda, em patamares inferiores aos gastos desembolsados pelos países desenvolvidos. Portanto, necessita-se de fortes incentivos às atividades de P&D no Brasil, focados na redução dos custos de capital aplicado, de recursos humanos e de utilização de serviços científicos e tecnológicos especializados (RICYT, 2016).

Entre 2000 e 2011, segundo os últimos dados da Pesquisa de Inovação Tecnológica – PINTEC (IBGE, 2016b), ocorreu aumento de 104% do número de empresas que implementaram inovações em processo, saindo de 18.160 empresas, em 2000, para 36.943 em 2011, seguido de um aumento 82,7% na quantidade de empresas que implementaram inovações em produto ou processo, enquanto aquelas que implementaram apenas inovações no produto corresponderam a uma elevação de 59%. No que diz respeito às empresas brasileiras industriais que implementaram inovações, os dados mostram que as empresas da indústria de transformação são as maiores responsáveis por essa implementação, 89% das empresas brasileiras. A indústria extrativa, por sua vez, possui baixa participação no total das empresas nacionais que realizam algum tipo de inovação.

Os principais setores da indústria de transformação brasileira que mais implantaram inovações de produtos e/ou processos, no período de 2009 a 2011, foram os de fabricação de produtos alimentícios e de confecção de artigos do vestuário, os quais representaram 14% do total. Outros três setores apresentaram, também, quantidade expressiva de empresas que realizaram investimentos nesses tipos de inovações, o primeiro, com 9% de parcela, refere-se ao setor de fabricação de produtos de metal; o segundo é o setor de fabricação de produtos de minerais não metálicos, o qual representa 7% do total das empresas da indústria de transformação; e, em terceiro, aparecem empresas dos setores de fabricação de móveis, fabricação de máquinas e equipamentos e fabricação de artigos de borracha e plástico, cada um representando 6% do total das empresas brasileiras (IBGE, 2016b).

### 3. Notas metodológicas

A justificativa para uso dos índices de grau de abertura, coeficiente de importação, intensidade tecnológica e vantagem comparativa repousa no fato de servirem de base comparativa das economias regionais e brasileira e para possíveis definições de políticas de comércio exterior. O ponto fraco da utilização dos índices é que não representam a única abordagem para o estudo do desempenho no comércio internacional, contudo, quando se analisam os mesmos indicadores para cada região, é possível mapear aqueles que se revelaram mais competitivos no período (ROSA *et al.*, 2000).

Inicialmente, apresenta-se um panorama da evolução do comércio externo brasileiro com o mundo através de indicadores de competitividade revelada, tais como: grau de abertura (GA) da economia nacional  $i$ , que expressa a participação da corrente de comércio no Produto Interno Bruto (PIB), e coeficiente de importação ( $m$ ), que indica a participação das importações da economia  $i$  na sua oferta global (BALASSA, 1977):



$$GA_i = \frac{X_i + M_i}{PIB_i} \quad (1)$$

$$m_i = \frac{M_i}{PIB_i + M_i} \quad (2)$$

Analisam-se, em seguida, o saldo da balança comercial e a corrente de comércio do país à luz da intensidade tecnológica dos produtos transacionados, tomando por base a classificação desenvolvida pela OCDE (2013), que considera os gastos em P&D como proporção da produção e do valor adicionado de cada grupo setorial, estratificando-os como produtos de baixa, média baixa, média alta e alta intensidades tecnológicas. Assim, para verificar o nível de intensidade tecnológica presente na indústria brasileira, utilizou-se a classificação das atividades econômicas industriais da seguinte maneira:

- i) **Alta intensidade tecnológica:** incluem os setores aeroespacial, farmacêutico, de informática, de eletrônica e de telecomunicações e instrumentos;
- ii) **Média-alta intensidade tecnológica:** envolve os setores de materiais elétricos, de veículos automotores, de química, ferroviário e de equipamentos de transporte, de máquinas e equipamentos;
- iii) **Média-baixa intensidade tecnológica:** formado por setores de construção naval, de borracha e plástico, de coque, de refinados de petróleo e combustível nuclear, de não metálicos, de metalurgia básica e metálicos;
- iv) **Baixa intensidade tecnológica:** por fim, estão os setores de madeira, papel e celulose, editorial e figura, de alimentos, bebidas e fumo, de têxteis e confecções, de couro e calçados.

Portanto, utilizou-se a compatibilização efetuada pelo Departamento de Estatística e Apoio à Exportação (DEAEX/SECEX/MDIC) em que cada código da Nomenclatura Comum do Mercosul (NCM), dois dígitos, e sua respectiva classificação no Sistema Harmonizado (SH) é relacionada a apenas um código da *International Standard Industrial Classification* (ISIC) (BRASIL, 2016a).

Para finalizar esta fase, analisa-se o uso do indicador de competitividade revelada denominado coeficiente de especialização relativa das exportações (CSX), que expressa a participação das exportações do setor/grupo  $s$  no total da pauta das exportações da economia  $i$  (BALASSA, 1977). De forma complementar, analisam-se as importações através do indicador (CSM).

Na segunda parte do trabalho, apresenta-se o desempenho do comércio externo por regiões selecionadas, notadamente, Sudeste, Sul e Nordeste do Brasil, através dos indicadores já citados. Adicionalmente, outros indicadores de vantagem comparativa foram utilizados, a saber: *Market-Share* (MS), taxa de cobertura relativa das importações (TCM), vantagem comparativa revelada (VCR) e participação do saldo comercial na corrente de comércio da Região de referência.

O indicador de *Market-Share* (MS) avalia a participação da corrente de comércio mundial da economia  $i$  no volume de comércio mundial da Região  $j$ :

$$MS_{ij} = \frac{X_i + M_i}{X_j + M_j} \quad (3)$$

A taxa de cobertura das importações (TCM) é uma medição de vantagem comparativa revelada que contempla, também, o comportamento das importações. Quando esse indicador for maior que a unidade para economia  $i$ , identifica-se vantagem comparativa em termos de cobertura das importações mediante a Região  $j$ . As exportações dessa economia  $i$  teriam dimensão maior diante de suas importações ao se compararem com a mesma relação para a Região  $j$ , em que:

$$TCM_{ij} = \frac{X_i/M_i}{X_j/M_j} \quad (4)$$

Balassa (1965) desenvolveu, ainda, o indicador de vantagem comparativa revelada ( $VCR_{sij}$ ) com objetivo de mensurar a vantagem comparativa revelada de um país, considerando seus fluxos de comércio. O indicador varia de 0 ao infinito, se for maior que a unidade, há vantagem comparativa e, se tiver entre 0 e 1, evidencia desvantagem comparativa.

$$VCR_{sij} = \frac{(X_{si}/X_{sj})}{(X_i/X_j)} \quad (5)$$

em que  $X_{si}$  = valor das exportações do grupo  $s$  da economia  $i$ ;  $X_{sj}$  = valor total das exportações do grupo  $s$  da Região de referência  $j$ ;  $X_i$  = valor total das exportações da economia  $i$ ;  $X_j$  = valor total das exportações da Região  $j$ .

Outro indicador importante para análise da competitividade diz respeito à participação do saldo comercial do grupo  $s$  de uma economia  $i$  na média da corrente de comércio da Região  $j$  ( $pij$ ). Esse indicador revela se o grupo  $s$  da economia  $i$  é um exportador ou um importador líquido no período. Quanto maior a unidade significa que a economia é exportadora líquida do grupo, caso contrário, será importadora líquida (GASQUES; CONCEIÇÃO, 2002). A fórmula é dada por:

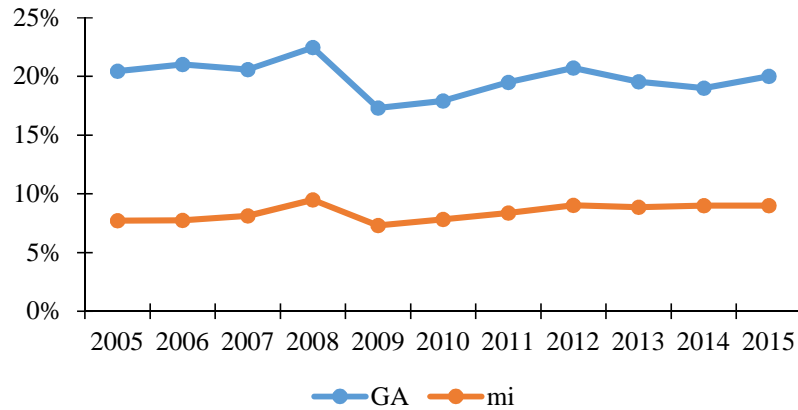
$$pij = 100 * \left[ \frac{(X_{si} - M_{si})}{\frac{X_j + M_j}{2}} \right] \quad (6)$$

A fonte dos dados e das informações para o cálculo de indicadores de comércio externo brasileiro e regional foi do Ministério da Indústria e Comércio (MDIC), utilizada pela Secretaria de Comércio Exterior do Ministério do Desenvolvimento da Indústria e Comércio e da Pesquisa de Inovação do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

#### 4. Rebatimentos dos esforços em inovação no comércio exterior brasileiro

O Brasil registrou, nos últimos anos, trajetória ascendente no volume de comércio externo, sobretudo no que se refere às compras, as quais cresceram 135% entre 2005 e 2008, enquanto as vendas aumentaram 85%. Contudo, em 2009, as exportações e importações brasileiras registraram queda de 23% e 26%, respectivamente, reflexo dos fatores que contribuíram para forte depressão do comércio mundial, tais como: contração da demanda global, composição do produto do comércio e crescimento das cadeias de abastecimento global (WTO, 2013).

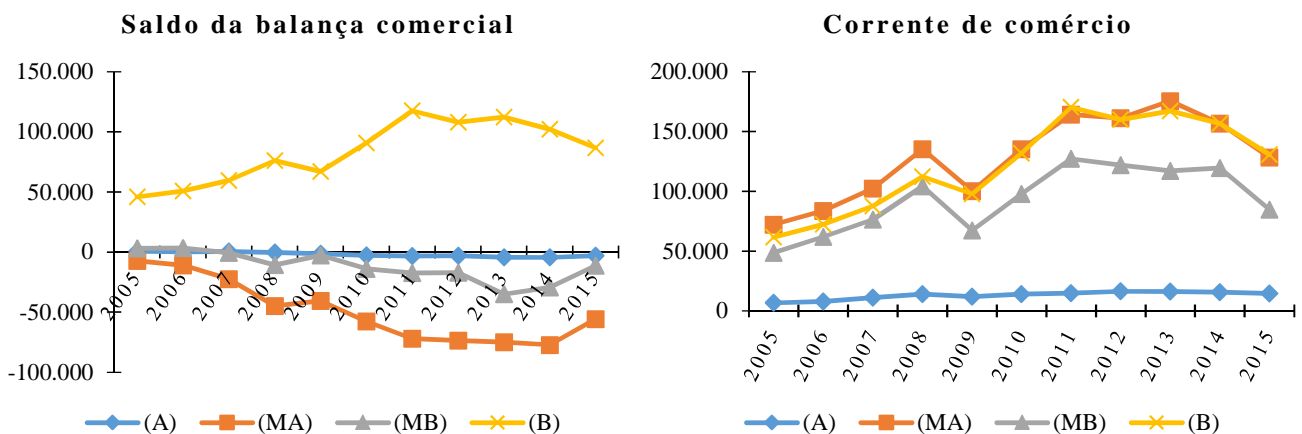
Dessa forma, considerando o grau de abertura geral da economia brasileira (1), constatou-se que a participação do comércio externo no PIB permaneceu, praticamente, inalterada nas pontas da série. Entretanto, entre 2008 e 2011, a parcela caiu, alcançando 17% em 2009, reflexo da conjuntura internacional. No que diz respeito ao coeficiente de importação da economia brasileira (2), observou-se elevação de 15% no intervalo de tempo observado, chegando a 9% no último ano da série, face aos 8% de 2005 (Figura 1).

**Figura 1 – Brasil: grau de abertura e coeficiente de importação (2005-2015)**

Fonte: Elaboração própria com base em dados do IBGE (2016), IPEADATA (2016) e Brasil (2016b).

No período compreendido entre 2005 e 2015, registrou-se incremento das exportações de produtos de variados níveis de intensidade tecnológica com destaque para os de baixa e alta intensidades que tiveram marcas de 102% e 54%, respectivamente. Apesar desse crescimento expressivo, quando comparados com as importações brasileiras, percebe-se que as compras basearam-se em produtos de média alta, média baixa e baixa intensidades tecnológicas. Ao observar o crescimento no período, a importação do grupo de produtos de alta intensidade apresentou maior crescimento, 193%, seguido pelos produtos de baixa (180%) e média-alta (132%) (BRASIL, 2016a).

Esse comportamento registrado pelas importações frente às exportações refletiu no saldo da balança comercial de cada classe de produtos, no qual apenas os produtos de baixa intensidade tecnológica apresentaram saldo positivo e crescente ao longo dos anos, enquanto os produtos de média alta e média baixa intensidades tecnológicas registraram os maiores déficits no período. Com a intensificação dessa relação comercial, a corrente de comércio elevou-se para todos os grupos e os bens de alta intensidade obtiveram maior crescimento entre 2005 e 2015 (116%), seguido pelos produtos de baixa (112%) e média alta intensidades tecnológicas (78%). Essa trajetória ascendente no volume de comércio externo do país está apoiada, sobretudo, na expansão das compras de bens pertencentes aos grupos de produtos, que cresceram numa proporção maior que as exportações dos mesmos grupos. Vale ressaltar que esse movimento crescente da corrente de comércio teve um ponto de inflexão em 2008, reflexo da crise internacional e da conseqüente retração da demanda mundial revertida em 2010 (Figura 2).

**Figura 2 – Brasil: corrente de comércio e saldo da balança comercial (2005-2015) (US\$ milhão)**

Fonte: Elaboração própria com base em dados do Brasil (2016b).

De fato, na segunda metade dos anos 2000, o comércio externo brasileiro teve as estruturas de suas pautas modificadas expressivamente; a pauta exportadora caminhou na direção dos produtos básicos e de baixo valor agregado, com registro de parcelas cada vez mais importantes, os quais avançaram no *quantum* vendido e no valor efetivado nas transações ano após ano. Os produtos industrializados reduziram pesos nas vendas externas, notadamente, os bens de capital e os bens de consumo (MELO; BRAGA; HOLANDA, 2014).

Ao se considerar a participação das exportações dos grupos de produtos na pauta total nacional, constatou-se representatividade expressiva de produtos de baixa intensidade tecnológica entre 2005 e 2015, que registrou média de 52%, seguido pelo grupo de bens com média alta e média baixa intensidades, os quais obtiveram média de 21% no período considerado. No entanto, a parcela das exportações desses dois últimos na pauta das vendas totais registrou decréscimo entre as pontas analisadas, revelando perda de espaço no comércio externo. Quanto às compras nacionais oriundas do mundo, essas estavam concentradas em produtos de média alta e média baixa intensidades, que representaram participações médias de 53% e 31%, respectivamente (Tabela 1).

**Tabela 1 – Brasil: exportação e importação segundo intensidade tecnológica (2005 - 2015)**

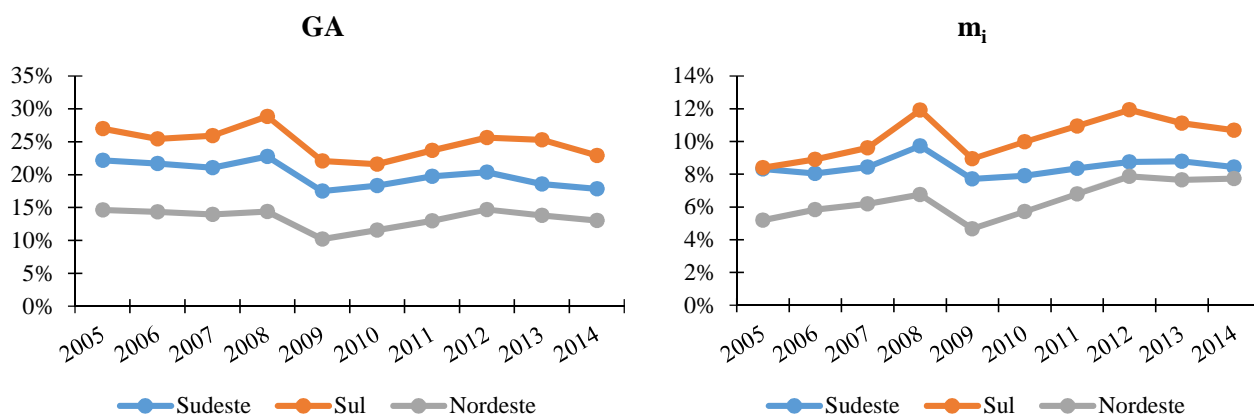
<b>Coefficiente de especialização relativa das exportações (CSX<sub>br</sub>)</b>											
	<b>2005</b>	<b>2006</b>	<b>2007</b>	<b>2008</b>	<b>2009</b>	<b>2010</b>	<b>2011</b>	<b>2012</b>	<b>2013</b>	<b>2014</b>	<b>2015</b>
Alta (A)	3%	3%	4%	3%	3%	3%	2%	3%	2%	2%	3%
Média Alta (MA)	28%	26%	25%	23%	20%	19%	18%	18%	21%	18%	19%
Média Baixa (MB)	22%	24%	24%	24%	21%	21%	21%	22%	17%	20%	19%
Baixa (B)	46%	45%	46%	48%	54%	55%	56%	55%	58%	58%	57%
<b>Coefficiente de especialização relativa das importações (CSM<sub>br</sub>)</b>											
	<b>2005</b>	<b>2006</b>	<b>2007</b>	<b>2008</b>	<b>2009</b>	<b>2010</b>	<b>2011</b>	<b>2012</b>	<b>2013</b>	<b>2014</b>	<b>2015</b>
Alta (A)	4%	4%	5%	4%	5%	5%	4%	4%	4%	4%	5%
Média Alta (MA)	54%	52%	52%	52%	55%	53%	52%	53%	52%	51%	54%
Média Baixa (MB)	31%	32%	32%	33%	27%	31%	32%	31%	32%	32%	28%
Baixa (B)	11%	12%	12%	11%	12%	11%	12%	12%	11%	12%	13%

Fonte: Elaboração própria com base em dados do Brasil (2016b).

Como pode ser constatado, os dados corroboram, inicialmente, com a ideia de que o Brasil continua detendo vantagens comparativas em produtos intensivos em mão de obra e recursos naturais, que possuem relativa competitividade no mercado internacional frente aos demais grupos de produtos com maior conteúdo tecnológico. Segundo, a participação crescente e expressiva do grupo de produtos de baixa intensidade na pauta exportadora nacional pode indicar os efeitos econômicos da reprimarização no desenvolvimento econômico brasileiro, que foram influenciados pela elevação dos preços internacionais e apreciação da taxa de câmbio real no Brasil.

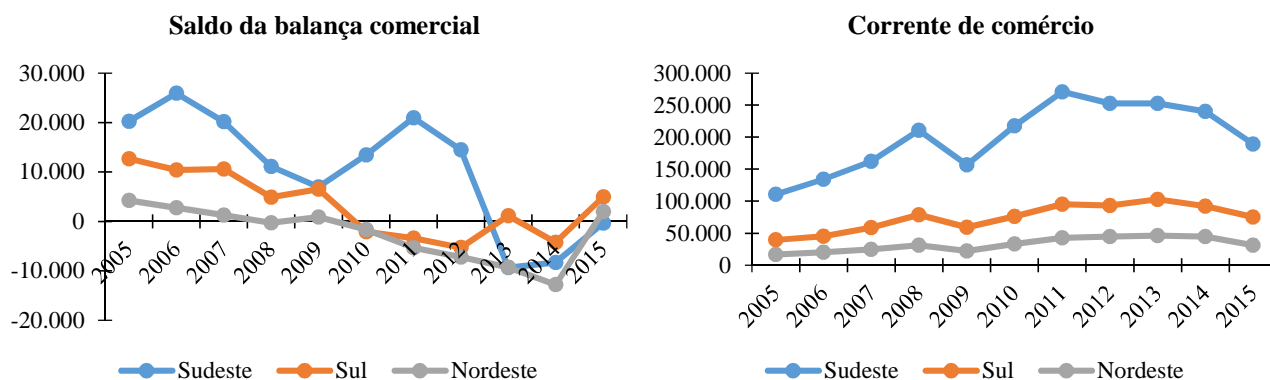
#### 4.1. Perspectivas para o comércio externo regional

O desempenho da estrutura produtiva, considerando as regiões selecionadas (Sudeste, Sul e Nordeste), pode ser evidenciado através da performance regional do comércio exterior registrado em determinado período de tempo. O indicador de grau de abertura das regiões informa, então, que o Nordeste é bem menos aberto que o país e que as demais regiões selecionadas, enquanto a região Sul mostrou-se mais aberta que o país e que o Sudeste no período considerado. O coeficiente de importação, por sua vez, mostra que as regiões conseguiram elevar suas importações em relação à oferta global, com destaque para o Nordeste, que aumentou 49%, e para o Sul, que passou de 8%, em 2005, para 11% em 2014, ou seja, alcançou o maior coeficiente dentre as demais (Figura 3).

**Figura 3 – Brasil – Regiões selecionadas: grau de abertura e coeficiente de importação (2005-2014)**

Fonte: Elaboração própria com base em dados do IBGE (2016a), IPEADATA (2016) e Brasil (2016b).

Quanto às performances das exportações e importações de maneira isolada, constatou-se que a região Nordeste aumentou em 58% as vendas para o mercado internacional entre 2005 e 2015, seguido pela região Sul, com crescimento de 54%. Do lado das compras, o Sul desponta com maior resultado, cerca de 160% no mesmo período, logo atrás aparece o Nordeste com crescimento no valor importado de 132%. Nota-se que essas duas regiões se destacaram no que se refere às vendas e às compras frente à região Sudeste do país. Em termos de valores absolutos, tanto com relação às exportações quanto às importações, essa última região registrou os maiores valores ao longo da série. Diante desses fatos, a corrente de comércio das regiões registrou crescimento significativo e o Sul e o Nordeste foram os que obtiveram maiores elevações, 90% e 86%, respectivamente. O Sudeste possui maior corrente de comércio, dada a diversificação produtiva e o peso expressivo da região no mercado externo. Com relação ao saldo da balança comercial, observou-se queda em todas as regiões do país, principalmente a partir de 2007 e, entre 2010 e 2014, as regiões Sul e Nordeste atingiram *déficits*, enquanto o Sudeste tornou-se deficitária a partir de 2013 (Figura 4).

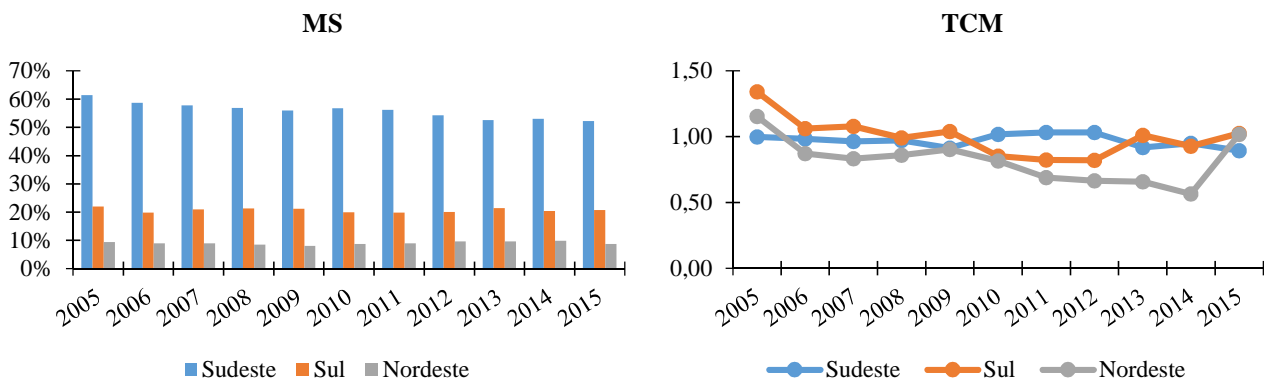
**Figura 4 – Brasil – Regiões selecionadas: corrente de comércio e saldo da balança comercial (2005-2015) (US\$ milhão)**

Fonte: Elaboração própria com base em dados do Brasil (2016b).

A participação do comércio externo das regiões no comércio brasileiro caiu entre os anos estudados, com destaque para queda de 15% do Sudeste, saindo de 61%, em 2005, para 52% em 2015. O *Market-Share* das regiões Nordeste e Sul reduziram-se em 8% e 5%, respectivamente (3). A

taxa de cobertura relativa das importações (TCM) expressa quais regiões vêm apresentando competitividade no período e, dessa forma, esse indicador evidenciou que todas as regiões selecionadas perderam vantagem comparativa em relação ao início da série (4). Dentre as regiões, o Nordeste foi aquela que registrou a menor média da taxa de cobertura ao longo dos anos (0,82), seguido pelo Sudeste (0,97) (Figura 5).

**Figura 5 – Brasil – Regiões selecionadas: Market-Share e taxa de cobertura relativa das importações (2005-2015)**

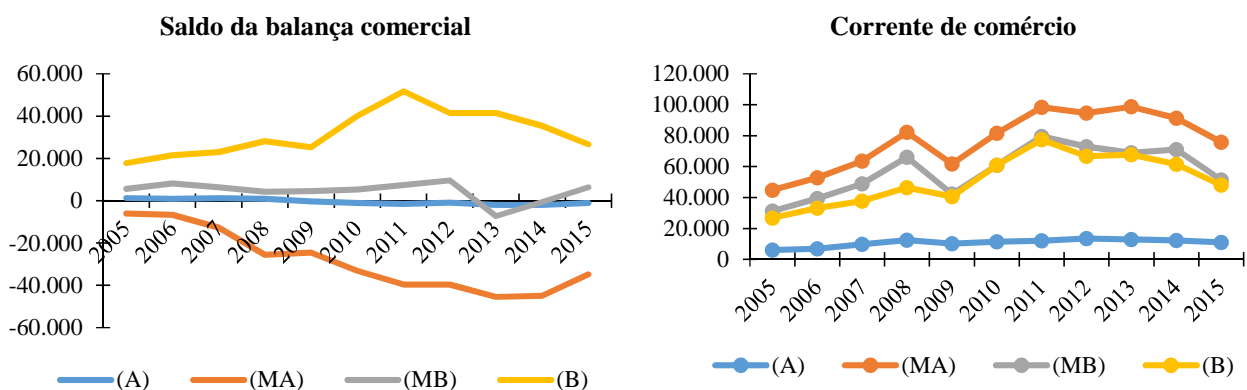


Fonte: Elaboração própria com base em dados do Brasil (2016b).

A região Sudeste do Brasil mostra-se, em 2015, com importância na participação das exportações e importações brasileiras dos grupos de produtos de maior intensidade tecnológica. Os bens de alta intensidade produzidos nessa região participaram, nesse ano, com 86% das exportações brasileiras desse grupo, seguido pelos produtos de média baixa (78%), média alta (56%) e baixa (34%) intensidades. Do lado das compras, os bens de alta e média alta dominaram a participação nas importações no último ano, chegando a 69% e 60%, respectivamente (BRASIL, 2016).

Ao analisar o comportamento do saldo da balança comercial dos grupos de produtos, verificou-se, inicialmente, que as importações de produtos de alta intensidade tecnológica do Sudeste foram maiores que as exportações entre os anos, tornando negativo o saldo a partir de 2008. A corrente de comércio regional, por sua vez, registrou, em 2015, elevação de 82% em relação a 2005, na medida em que o peso das importações impulsionou essa trajetória crescente. As importações do grupo de média alta intensidade da Região teve aumento de 117%, com valores absolutos superiores às exportações desse grupo, que se elevou 6% entre as pontas da série. Assim, o saldo foi decrescente ao longo de todo período e a corrente de comércio crescente, elevando-se em 69% (Figura 6).

**Figura 6 – Brasil – Região Sudeste: saldo da balança e corrente de comércio segundo intensidade tecnológica (2005-2015) (US\$ milhão)**



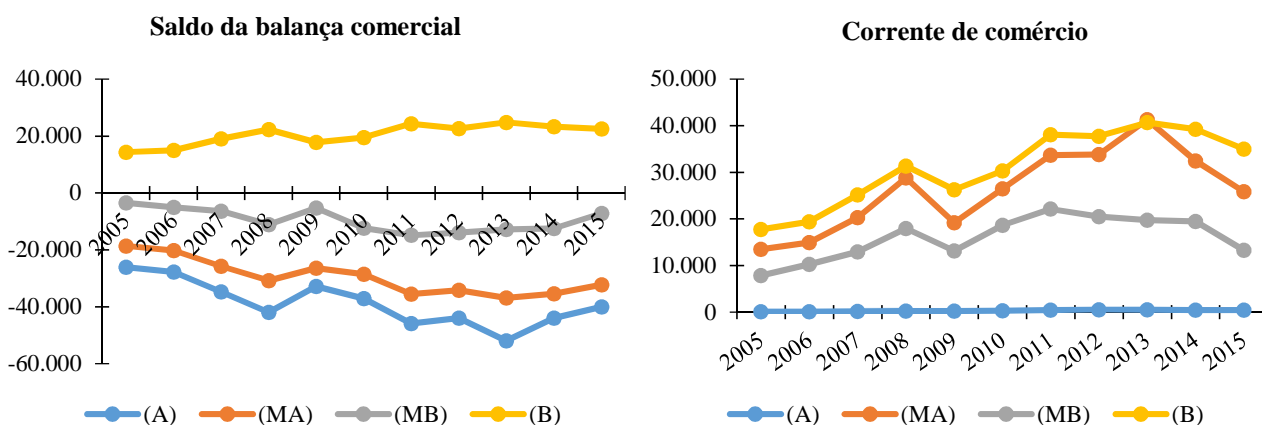
Fonte: Elaboração própria com base em dados do Brasil (2016b).

O Sudeste apresentou, ainda, crescimento tanto nas vendas quanto nas compras de produtos de média baixa intensidade entre os anos, com saldo da balança positivo em quase todo o período, com exceção de 2013 e 2014, quando registrou *déficit*. No que se refere ao volume de comércio, a Região conseguiu elevar em 64% as transações comerciais com o resto do mundo. Para os bens de baixa intensidade, a Região exportou, ao longo da década, magnitude maior que as importações, o que fez o saldo da balança comercial ser superavitário, enquanto o volume de comércio registrou elevação de 80%, alavancado, principalmente, pela exportação regional desse grupo.

A Região Sul registrou, em 2015, a segunda maior participação no comércio externo de todos os grupos de produtos nos últimos dez anos, com percentuais significativos nos produtos de baixa, 26%, e média alta (22%) intensidades tecnológicas. Os produtos de baixa, média baixa e média alta intensidades sulistas aparecem, também, como principais nas compras brasileiras desses bens na última década (BRASIL, 2016a).

Na última década, do lado das importações, os grupos de bens de média alta, média baixa e baixa intensidade tecnológica da região Sul aumentaram em proporção superior às exportações dos mesmos grupos de bens. No entanto, apenas o grupo de baixa intensidade registrou, em valores absolutos, a exportação superior à importação. Devido a esse comportamento, o saldo da balança comercial dos bens de baixa intensidade registrou *superávit* e tendência crescente entre 2005 e 2015. A Região conseguiu aumentar, ainda, a corrente de comércio do conjunto de grupos analisados, com destaque para o volume de transações comerciais dos produtos de alta intensidade, que elevou em 457% a sua corrente de comércio, a qual passou de US\$ 81 milhões, em 2005, para US\$ 449 milhões, e dos produtos de baixa intensidade tecnológica, que registrou aumento de 97% no período (Figura 7).

**Figura 7 – Brasil – Região Sul: saldo da balança e corrente de comércio segundo intensidade tecnológica (2005-2015) (US\$ milhão)**



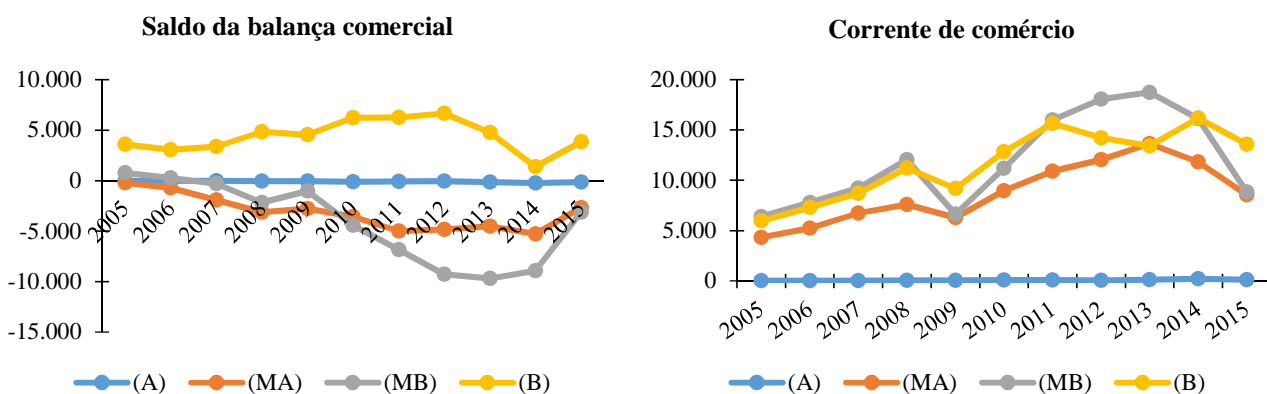
Fonte: Elaboração própria com base em dados do Brasil (2016b).

No caso da região Nordeste do país, nota-se, primeiro, a perda de participação significativa nas exportações brasileiras de produtos do grupo de média baixa intensidade, saindo de 14%, em 2005, para 8% em 2015. E, segundo, o leve aumento da participação dos bens de média alta intensidade nas exportações nacionais do referido grupo, chegando, em 2015, a 8% nas exportações do País. Do lado das importações, o grupo de baixa intensidade aumentou em 45% a participação nas compras brasileiras desse conjunto de produtos no período analisado, enquanto os demais mantiveram constantes suas participações (BRASIL, 2016).

Em termos de valores, as vendas nordestinas foram superiores às compras no mercado externo somente para o grupo de baixa intensidade, o qual refletiu no saldo da balança comercial positivo ao longo dos anos. A região Nordeste, em termos de volume de comércio, aumentou em 556% o volume dos produtos de alta intensidade, saindo de US\$ 20 milhões, em 2005, para US\$ 128 milhões em

2015. A Região conseguiu, também, aumentar suas trocas para o grupo de bens de média alta intensidade, a qual elevou em 98% a corrente de comércio, e para os bens de baixa intensidade, os quais despontam como aqueles de maior crescimento dentre as demais regiões selecionadas (127%) (Figura 8).

**Figura 8 – Brasil – Região Nordeste: saldo da balança e corrente de comércio segundo intensidade tecnológica (2005-2015) (US\$ milhão)**



Fonte: Elaboração própria com base em dados do Brasil (2016b).

A participação das exportações regionais dos grupos de produtos nas vendas totais das respectivas regiões do país (CSX) mostra que os produtos de baixa e média baixa dominam a pauta de exportação da região Sudeste do Brasil, enquanto os bens de alta intensidade corresponderam a 5% das vendas regionais, percentual superior às demais regiões. No Sul, ocorre predominância das vendas de produtos de baixa e média alta intensidades nas exportações totais enquanto a pauta das exportações da região Nordeste é dominada por bens de baixa, média alta e média baixa intensidades tecnológicas, evidenciando relativa diversificação produtiva e das vendas externas (Tabela 2).

**Tabela 2 – Brasil – Regiões Selecionadas: coeficiente de especialização relativa segundo intensidade tecnológica (2005-2015)**

	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
<b>CSX<sub>SE</sub></b>											
<b>Alta (A)</b>	6%	5%	6%	6%	6%	4%	4%	5%	4%	4%	5%
<b>Média Alta (MA)</b>	30%	29%	28%	26%	23%	21%	20%	21%	22%	20%	22%
<b>Média Baixa (MB)</b>	28%	30%	30%	32%	29%	29%	30%	31%	25%	30%	31%
<b>Baixa (B)</b>	34%	34%	33%	34%	40%	44%	44%	40%	45%	42%	40%
<b>CSX<sub>SUL</sub></b>											
<b>Alta (A)</b>	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
<b>Média Alta (MA)</b>	29%	27%	26%	27%	20%	23%	23%	22%	29%	20%	19%
<b>Média Baixa (MB)</b>	9%	9%	9%	8%	12%	9%	8%	8%	7%	8%	8%
<b>Baixa (B)</b>	62%	62%	64%	64%	67%	67%	68%	69%	63%	71%	72%
<b>CSX<sub>NE</sub></b>											
<b>Alta (A)</b>	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
<b>Média Alta (MA)</b>	20%	20%	18%	14%	15%	17%	16%	19%	25%	21%	20%
<b>Média Baixa (MB)</b>	34%	35%	34%	32%	24%	21%	24%	23%	25%	23%	19%
<b>Baixa (B)</b>	45%	45%	46%	52%	59%	60%	58%	56%	49%	55%	59%

Fonte: Elaboração própria com base em dados do Brasil (2016b).



O indicador de vantagem comparativa revelada da Região em relação ao Brasil (5) expõe que a região Sudeste é a única cujo grupo de alta intensidade possui clara vantagem comparativa, evidenciando possível eficiência produtiva na produção desses bens. Para os bens de média alta, todas as regiões ganharam relativa vantagem, com destaque para o Nordeste, que saltou de um indicador de 0,64, em 2005, para 1,06, em 2015. No caso dos bens de média baixa, as regiões Nordeste e Sudeste apareceram com vantagem, enquanto a região Sul possui nítida desvantagem no período. Por fim, os produtos de baixa intensidade nordestinos e sulistas aparecem com vantagens comparativas no comércio externo, revelando ganho de eficiência produtiva ao longo da série (Tabela 3).

**Tabela 3 – Brasil – Regiões selecionadas: vantagem comparativa revelada segundo intensidade tecnológica (2005-2015)**

Regiões	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
<b>Alta (A)</b>											
<b>Sudeste</b>	1,60	1,63	1,65	1,72	1,76	1,61	1,61	1,71	1,84	1,77	1,75
<b>Sul</b>	0,01	0,01	0,01	0,01	0,02	0,04	0,04	0,04	0,05	0,05	0,04
<b>Nordeste</b>	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	0,00	0,00	0,00
<b>Média Alta (MA)</b>											
<b>Sudeste</b>	0,97	1,09	1,12	1,12	1,16	1,09	1,12	1,14	1,05	1,13	1,14
<b>Sul</b>	0,94	1,03	1,04	1,16	1,01	1,20	1,25	1,24	1,40	1,11	1,03
<b>Nordeste</b>	0,64	0,74	0,74	0,63	0,77	0,88	0,87	1,06	1,19	1,17	1,06
<b>Média Baixa (MB)</b>											
<b>Sudeste</b>	1,16	1,25	1,29	1,34	1,35	1,38	1,39	1,43	1,50	1,52	1,59
<b>Sul</b>	0,35	0,40	0,40	0,34	0,57	0,41	0,37	0,35	0,39	0,40	0,39
<b>Nordeste</b>	1,40	1,46	1,44	1,36	1,15	1,03	1,14	1,08	1,45	1,13	1,01
<b>Baixa (B)</b>											
<b>Sudeste</b>	0,68	0,76	0,73	0,71	0,75	0,79	0,79	0,73	0,78	0,73	0,70
<b>Sul</b>	1,22	1,38	1,39	1,35	1,24	1,22	1,21	1,24	1,09	1,24	1,26
<b>Nordeste</b>	0,90	1,00	1,01	1,09	1,10	1,09	1,03	1,01	0,85	0,96	1,04

Fonte: Elaboração própria com base em dados do Brasil (2016b).

No que diz respeito à análise da participação do saldo da balança dos grupos de produtos das regiões na corrente de comércio do país dos mesmos grupos (6), constatou-se, para os bens de alta intensidade, que a região Sudeste tinha vantagem comparativa em relação às demais e perdeu participação a partir de 2008, resultado, em certa medida, influenciado pelos efeitos negativos da crise mundial. Esse comportamento foi presenciado para o grupo de bens de média alta intensidade e todas as regiões registraram desvantagem e perdas consecutivas da participação na corrente de comércio nacional, ou seja, tornaram-se importadores líquidos desses bens no período (Tabela 4).

**Tabela 4 – Brasil – Regiões selecionadas- participação do saldo na média da corrente de comércio do Brasil (2005-2015)**

Regiões	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
<b>Alta</b>											
<b>Sudeste</b>	38,8	23,0	21,1	12,3	-4,4	-14,8	-20,3	-11,5	-24,7	-25,6	-13,9
<b>Sul</b>	-2,0	-2,6	-2,1	-2,3	-2,8	-3,4	-5,2	-5,4	-4,5	-4,5	-4,8
<b>Nordeste</b>	-0,6	-0,6	-0,4	-0,7	-0,8	-1,5	-1,2	-0,6	-1,6	-2,9	-1,7
<b>Média Alta (MA)</b>											
<b>Sudeste</b>	-16,7	-15,7	-24,7	-37,8	-48,7	-49,0	-48,2	-49,2	-51,8	-57,3	-54,1
<b>Sul</b>	4,2	0,3	-4,5	-9,8	-12,4	-13,9	-15,9	-17,5	-12,5	-19,5	-16,0
<b>Nordeste</b>	-0,6	-1,7	-3,8	-4,6	-5,5	-5,3	-6,1	-6,0	-5,1	-6,7	-4,2
<b>Média Baixa (MB)</b>											
<b>Sudeste</b>	23,0	26,5	16,9	8,2	13,4	10,7	11,7	15,8	-12,4	-0,9	14,9
<b>Sul</b>	-14,0	-16,3	-16,7	-21,4	-15,6	-25,1	-23,4	-22,7	-21,9	-20,8	-17,0
<b>Nordeste</b>	3,2	0,8	-0,8	-4,1	-3,0	-9,0	-10,7	-15,2	-16,6	-15,0	-7,4
<b>Baixa (B)</b>											
<b>Sudeste</b>	57,7	59,6	52,6	50,1	51,7	60,8	60,8	51,8	49,5	45,2	40,7
<b>Sul</b>	46,7	41,4	43,4	39,8	36,5	29,5	28,6	28,3	29,7	29,8	34,4
<b>Nordeste</b>	11,6	8,5	7,7	8,6	9,3	9,4	7,3	8,3	5,7	1,8	5,9

Fonte: Elaboração própria com base em dados do Brasil (2016b).

A região Nordeste do Brasil também perdeu participação na corrente de comércio nacional para os bens de média baixa intensidade, revelando perda de vantagem comparativa. Já a região Sudeste vivenciou perda expressiva de vantagem entre os anos de 2012 e 2014, contudo, recuperou-se em 2015, registrando ganho de vantagem. A região Sul sempre se mostrou com desvantagem para esse grupo de produtos ao longo dos anos citados. Por fim, para os produtos de baixa intensidade tecnológica, todas as regiões demonstraram vantagem comparativa entre 2005 e 2015.

#### 4.2. Desempenho dos principais setores de exportação à luz da intensidade tecnológica: análise regional

##### 4.2.1. Região Sudeste: eficiência produtiva diversificada

Do total das empresas brasileiras que implementaram inovações de produtos e/ou processos entre 2009 e 2011, 21.089 estão situadas na região Sudeste, o que corresponde a 51% das empresas localizadas no território nacional. Desse grupo, o ramo de fabricação de produtos alimentícios corresponde a 10% do total, seguido de fabricação de produtos químicos e de fabricação de produtos de minerais não metálicos, 6% cada. Constatou-se, ainda, maior quantidade de empresas que implementaram inovações relativamente às outras regiões, o que coloca essa Região como principal no que se refere a esse aspecto. Entretanto, o Sudeste possui quantidade significativa de empresas que não realizaram ou tiveram baixa atividade interna de P&D e que não realizaram, também, aquisições externas de P&D (IBGE, 2016b).

Em relação ao comércio externo, dois setores de alta intensidade tecnológica da região Sudeste participaram com 5% das exportações regionais em 2015, perda de um ponto percentual em relação a 2005, são eles: aeronaves e produtos farmacêuticos, vendidos ao mercado internacional por São Paulo, que respondeu por 99% do total regional do primeiro setor e 66% do segundo. Portanto, observa-se concentração setorial forte nesses grupos de produtos e evidencia-se necessidade de diversificação maior na produção de bens pertencentes ao grupo de alta intensidade (Tabela 5).

Para os setores de média alta intensidade, nota-se maior diversificação nesse grupo, com cinco setores dominando 22% das exportações da Região em 2015, perda expressiva de participação em relação ao início do período, que correspondia a 30% da pauta. O estado de São Paulo domina, em especial, as exportações de produtos regionais referentes a veículos e automóveis, responsável por 79% das vendas externas, reatores nucleares (83%) e máquinas e aparelhos elétricos (86%).

A região Sudeste, como a mais representativa na formação da riqueza do país, aparece, também, como principal região não só produtora, mas consumidora de veículos no Brasil, com cadeia produtiva bem diversificada. Entretanto, os veículos da região vêm enfrentando concorrência de outras regiões brasileiras que passaram a receber, também, importantes investimentos no setor automobilístico e a exportar valores significativos, como é o caso das regiões Sul e Nordeste, essa última representada, recentemente, pelo estado da Bahia. A perda de parcela desse setor no mercado externo repousa no fato de que muitas montadoras da região, em especial em São Paulo, são antigas e menos automatizadas, o que faz a produtividade ser menos eficiente que a dos demais concorrentes nacionais.

**Tabela 5 – Brasil – Região Sudeste: principais setores e estados exportadores segundo intensidade tecnológica (2015/2005)**

ALTA (A)						
NCM	Setores	2005 (US\$)	CS	2015 (US\$)	CS	Principais estados (2015)
88	Aeronaves	3.244.363.489	5%	3.825.985.644	4%	SP (99%)
30	Produtos farmacêuticos	453.213.633	1%	1.209.718.251	1%	SP (66%); MG (22%)
<b>TOTAL</b>		<b>3.697.577.122</b>	<b>6%</b>	<b>5.035.703.895</b>	<b>5%</b>	
MÉDIA ALTA (MA)						
NCM	Setores	2005 (US\$)	CS	2015 (US\$)	CS	Principais estados (2015)
87	Veículos automóveis, tratores, etc.	7.214.053.459	11%	6.721.070.498	7%	SP (79%); MG (13%)
84	Reatores nucleares, caldeiras	6.202.570.186	9%	5.905.819.560	6%	SP (83%); RJ (10%)
85	Máquinas, aparelhos e materiais el.	2.790.046.629	4%	2.108.805.653	2%	SP (86%); MG (11%)
	Demais setores	3.205.678.885	5%	5.766.105.660	6%	
<b>TOTAL</b>		<b>19.412.349.159</b>	<b>30%</b>	<b>20.501.801.371</b>	<b>22%</b>	
MÉDIA BAIXA (MB)						
NCM	Setores	2005 (US\$)	CS	2015 (US\$)	CS	Principais estados (2015)
27	Combustíveis minerais	5.396.725.683	8%	12.706.917.105	13%	RJ (74%); SP (17%);
72	Ferro fundido	7.179.707.840	11%	7.488.974.140	8%	MG (42%); RJ (25%)
39	Plásticos e suas obras	908.198.056	1%	1.684.491.890	2%	SP (76%); RJ (15%)
	Demais setores	4.960.856.218	8%	6.990.141.035	8%	
<b>TOTAL</b>		<b>18.445.487.797</b>	<b>28%</b>	<b>28.870.524.170</b>	<b>31%</b>	
BAIXA (B)						
NCM	Setores	2005 (US\$)	CS	2015 (US\$)	CS	Principais estados (2015)
26	Minérios, escórias e cinzas	5.528.682.292	8%	10.030.160.210	11%	MG (65%); ES (34%)
17	Açúcares e produtos de conf.	3.089.412.578	5%	5.503.843.815	6%	SP (85%); MG (15%)
9	Café, chá	2.409.150.589	4%	4.955.032.080	5%	MG (74%); ES (15%)
2	Carnes e miudezas	1.977.692.908	3%	2.250.111.398	2%	SP (66%); MG (33%)
	Demais setores	9.293.174.765	15%	14.648.813.196	16%	
<b>TOTAL</b>		<b>22.298.113.132</b>	<b>34%</b>	<b>37.387.960.699</b>	<b>40%</b>	

Fonte: Elaboração própria com base em dados do Brasil (2016b).

Apesar da queda de participação do grupo de alta e média alta intensidades tecnológicas em relação ao total das exportações do Sudeste em 2015, nota-se que, ao longo da série, a parte das exportações regionais desse grupo no total exportado pelo respectivo grupo nacional é sensivelmente maior que as vendas totais da região Sudeste em relação às vendas totais brasileiras, o que fez com que os grupos obtivessem vantagem comparativa revelada no período em estudo, enquanto o grupo de baixa intensidade tecnológica teve desvantagem comparativa.

Cinco setores de média baixa intensidade tecnológica da região Sudeste participaram com 31% de todas as vendas regionais no último ano analisado, o qual representou sensível aumento em relação a 2005, tanto em valores absolutos quanto relativos. O principal setor direcionado ao mercado externo foi o de combustíveis minerais dos estados do Rio de Janeiro e de São Paulo, que, juntos, participaram com 91% das vendas externas. Outros dois setores importantes para Região foram ferro fundido, exportado por Minas Gerais e Rio de Janeiro, e plásticos e suas obras, vendido, principalmente, por São Paulo.

Os setores de baixa intensidade dominaram 40% das vendas internacionais do grupo da Região em 2015, o qual representou elevação de 18% em relação ao início do período. Pode-se destacar, ainda, o setor de minérios, cujo produto foi exportado, essencialmente, por Minas Gerais; açúcares e produtos de confeitaria paulista, e, por fim, café e chá mineiro, que representou 74% das exportações de café regional.

Diante das mudanças tecnológicas e da expansão da base econômica estadual na década de 1990, o estado de Minas Gerais, em especial, conseguiu manter posição expressiva e de grande importância entre os principais exportadores de setores como: indústria de alimentos, explicado pela importância das agroindústrias ligadas ao setor pecuário (carne e leite); indústria metalúrgica; e pela expansão das lavouras cafeeiras, que fazem parte das atividades agrícolas importantes para o desenvolvimento da economia regional (DINIZ; SOUZA, 2010). Assim, diante desse panorama, é indiscutível que a região Sudeste concentra boa parte das atividades tecnológicas e centros de pesquisa do País e se torna a região de atração de investimentos nesses setores.

#### 4.2.2. Região Sul: especialização em setores de baixa intensidade

De acordo com dados da PINTEC (IBGE, 2016b), um total de 11.614 empresas localizadas no Sul do Brasil implementaram inovações de produtos e/ou processos entre 2009 e 2011, com destaque para os três principais setores: confecções de artigos de vestuário, representando 12% das empresas; fabricação de produtos de metal (11%); e fabricação de máquinas e equipamentos. Notou-se, também, que percentuais elevados de empresas sulistas não realizaram ou tiveram baixa implementação de atividades internas e aquisição externa de P&D, 85% e 94% do total, respectivamente.

A quantidade expressiva de empresas sulistas que não implementaram atividades inovativas pode corroborar com a análise do seu comércio exterior, a qual observou que o grupo de produtos de baixa intensidade era responsável por 72% das exportações regionais em 2015, aumento de 10 pontos percentuais em relação a 2005. O setor que influenciou tal desempenho foi sementes e frutos oleaginosos, vendido pelos estados do Rio Grande do Sul e Paraná, dada a boa performance da soja no mercado internacional, que possui competitividade. O setor carnes e miudezas é o segundo setor importante neste grupo de bens, exportados pelo Paraná, que foi responsável por 40% das vendas do setor, e por Santa Catarina (33%) (Tabela 6).

**Tabela 6 – Brasil – Região Sul: principais setores e estados exportadores segundo intensidade tecnológica (2015/2005)**

ALTA INTENSIDADE (A)						
NCM	Setores	2005 (US\$)	CS	2015 (US\$)	CS	Principais estados (2015)
30	Produtos farmacêuticos	4.346.872	0%	45.271.666	0%	PR (76%); RS (16%)
88	Aeronaves	2.626.383	0%	4.670.747	0%	RS (85%); SC (13%)
<b>TOTAL</b>		<b>6.973.255</b>	<b>0%</b>	<b>49.942.413</b>	<b>0%</b>	
MÉDIA ALTA (MA)						
NCM	Setores	2005 (US\$)	CS	2015 (US\$)	CS	Principais estados (2015)
84	Reatores nucleares	2.709.516.509	10%	2.691.855.315	7%	SC (41%); RS (31%)
87	Veículos automóveis, tratores	3.131.792.568	12%	2.223.712.759	6%	PR (49%); RS (46%)
85	Máquinas, aparelhos elétricos	760.780.084	3%	946.158.456	2%	SC (65%); RS (19%)
	Demais setores	904.271.811	4%	1.946.059.156	5%	
<b>TOTAL</b>		<b>7.506.360.972</b>	<b>29%</b>	<b>7.807.785.686</b>	<b>19%</b>	
MÉDIA BAIXA (MB)						
NCM	Setores	2005 (US\$)	CS	2015 (US\$)	CS	Principais estados (2015)
39	Plásticos e suas obras	767.249.808	3%	1.274.545.599	3%	RS (91%); SC (5%)
40	Borracha e suas obras	227.747.829	1%	359.960.133	1%	RS (88%); PR (10%)
27	Combustíveis minerais	173.792.692	1%	254.411.553	1%	RS (43%); PR (37%)
	Demais setores	1.054.657.308	4%	1.148.401.700	3%	
<b>TOTAL</b>		<b>2.223.447.637</b>	<b>9%</b>	<b>3.037.318.985</b>	<b>8%</b>	
BAIXA (B)						
NCM	Setores	2005 (US\$)	CS	2015 (US\$)	CS	Principais estados (2015)
12	Sementes e frutos oleaginosos	1.093.039.422	4%	7.688.157.008	19%	RS (53%); PR (39%)
2	Carnes e miudezas	4.038.675.507	15%	6.254.201.421	16%	PR (40%); SC (33%)
23	Resíduos e desperdícios das indústrias	1.195.001.160	5%	2.348.263.185	6%	PR (54%); RS (44%)
24	Fumo (Tabaco)	1.672.595.394	6%	2.151.258.032	5%	RS (75%); SC (25%)
44	Madeira, carvão vegetal	1.816.186.311	7%	1.637.476.086	4%	PR (55%); SC (36%)
	Demais setores	6.251.101.175	24%	8.686.046.995	22%	
<b>TOTAL</b>		<b>16.066.598.969</b>	<b>62%</b>	<b>28.765.402.727</b>	<b>72%</b>	

Fonte: Elaboração própria com base em dados do Brasil (2016b).

O segundo grupo de bens com importância para a região Sul do Brasil refere-se aos bens de média alta intensidade tecnológica, que foram responsáveis por 19% das vendas em 2015. Os dois principais setores exportadores foram, primeiramente, reatores nucleares, originados dos estados de Santa Catarina e Rio Grande do Sul, e, segundo, veículos automóveis dos estados do Paraná e Rio Grande do Sul. Esse fato evidencia que esses últimos estados são fortes concorrentes dos setores da região Sudeste do Brasil, principalmente dos setores paulistas.

Cinco setores sulistas, pertencentes ao grupo de média baixa intensidade tecnológica, foram responsáveis, ainda, por 8% das vendas externas regionais em 2015, o qual o setor 39 (plásticos e suas obras) aparece como principal setor exportador nesse último ano. O Rio Grande do Sul desponta, nesse cenário, como principal vendedor regional deste setor no mercado internacional.

No Paraná, percebe-se que setores pertencentes ao grupo de baixa intensidade tecnológica possuem pesos expressivos nas exportações regionais em 2015, enquanto o Rio Grande do Sul, apesar de seu peso nas exportações de sementes no mercado internacional, possui participações significativas nas vendas regionais de produtos de maior intensidade tecnológica.

A região Sul do Brasil apresenta, portanto, trajetória de mudança estrutural, no sentido de uma indústria de média alta intensidade tecnológica para baixa intensidade na última década, podendo

caracterizar um processo de perda da capacidade de enfrentar a competição internacional. Assim, é fundamental focar em investimentos em inovação de processos e produtos para o desenvolvimento regional no atual modelo de inserção nacional na economia globalizada.

#### 4.2.3. Região Nordeste: forte concentração estadual da pauta

Um total de 4.955 empresas nordestinas implementaram inovações de produtos e/ou processos no período 2009-2011. Dessas, 22% pertencem ao setor de fabricação de produtos alimentícios, seguidos pelas empresas do ramo de fabricação de produtos minerais não metálicos (11%) e de fabricação de artigos de borracha e plásticos. Constatou-se, também, que 91% das empresas da Região não realizaram ou desenvolveram baixas atividades internas de P&D, enquanto apenas 5% desenvolveram altas atividades internas no período (IBGE, 2016b).

Dado o baixo percentual de empresas nordestinas que desenvolveram atividades internas e que fizeram aquisições externas de P&D, a Região é forte nas exportações de produtos pertencentes ao grupo de baixa intensidade tecnológica, pois, em 2015, 59% da pauta de exportação regional era formada por esse tipo de mercadoria, representando elevação de 31% em relação a 2005. Os dois principais setores exportadores foram pastas de madeira, vendidos, essencialmente, pelo estado da Bahia, e sementes e frutos oleaginosos, cujos estados da Bahia e do Maranhão foram os principais produtores e exportadores no último ano. Essa boa performance do setor semente foi puxada pelo ganho de competitividade da soja nordestina no mercado internacional nos últimos anos, que saltou de um percentual de 4%, em 2005, para 14% em 2015 (Tabela 7).

Os grupos de média alta e média baixa intensidades tecnológicas apareceram com percentuais praticamente próximos no último ano da série, o que evidencia certo equilíbrio da participação no comércio exterior regional. No primeiro grupo, têm-se os setores de produtos químicos inorgânicos e orgânicos como importantes para a pauta da Região, exportados, principalmente, pelos estados maranhense e baiano, respectivamente. No segundo grupo, destacam-se os dois principais setores vendidos no mercado externo, a saber: cobre e suas obras e combustíveis minerais, ambos exportados, quase exclusivamente, pelo estado da Bahia.

Os estados da Bahia, Pernambuco, Ceará e Maranhão merecem destaque no contexto regional nordestino em decorrência das mudanças estruturais ocorridas nas últimas décadas. O primeiro ganhou visibilidade nas exportações regionais de bens com maior conteúdo tecnológico devido aos programas estaduais implementados, principalmente, na década de 1990, com intuito de estimular o setor industrial e dinamizar a economia baiana, com enfoque na indústria de transformação de plásticos e na infraestrutura para montadoras de automóveis e fabricantes de autopeças, como, por exemplo, a implantação da Ford (PESSOTI; SAMPAIO, 2009). Por esse motivo, é possível encontrar produtos com diferentes conteúdos tecnológicos assumindo posições de destaque na pauta das vendas nordestinas.

O estado de Pernambuco passou, também, por mudanças expressivas nos anos posteriores à abertura comercial, com a presença marcante de investimentos governamentais, concessões fiscais e investimentos privados, em especial, no setor industrial que produz alto valor agregado. Nessa conjuntura, o Complexo Industrial e Portuário de Suape talvez tenha sido um dos principais fatores que favoreceu o sucesso das alterações estaduais.

No caso do estado maranhense, grandes alterações ocorreram no sistema produtivo nas décadas de 1990 e 2000 que causaram alterações profundas na economia estadual. Diante das transformações, a economia do estado ganhou destaque nacional decorrente da implantação de grandes investimentos, o que favoreceu o surgimento de atividades modernas de larga escala e alta tecnologia. Contudo, o Maranhão é bastante vulnerável, ainda, às crises externas, pois a economia estadual é comandada pela demanda internacional de *commodities* agrícolas, como é o caso da soja e de minerais (minérios de ferro e alumínio) (SABOIA; FILHO SAUAIA, 2013).

**Tabela 7 – Brasil – Região Nordeste – principais setores e estados exportadores segundo intensidade tecnológica (2015/2005)**

ALTA (A)						
NCM	Setores	2005 (US\$)	CS	2015 (US\$)	CS	Principais estados (2015)
30	Produtos farmacêuticos	146.037	0%	220.913	0%	PE (47%); CE (37%); BA (16%)
<b>TOTAL</b>		<b>146.037</b>	<b>0%</b>	<b>220.913</b>	<b>0%</b>	
MÉDIA ALTA (MA)						
NCM	Setores	2005 (US\$)	CS	2015 (US\$)	CS	Principais estados (2015)
28	Produtos químicos inorgânicos	168.437.301	2%	1.132.883.862	8%	MA (94%)
29	Produtos químicos orgânicos	831.769.658	8%	821.431.632	6%	BA; (93%); PE (6%)
87	Veículos automóveis, tratores	890.751.295	8%	401.271.321	3%	BA (98%)
84	Reatores nucleares	23.065.381	0%	322.779.272	2%	PE (31%); BA (13%); CE (2%)
85	Máquinas, aparelhos elétricos	80.085.097	1%	176.027.663	1%	PE (70%); CE (20%); BA (10%)
	Demais setores	67.630.091	1%	84.889.540	1%	
<b>TOTAL</b>		<b>2.061.738.823</b>	<b>20%</b>	<b>2.939.283.290</b>	<b>20%</b>	
MÉDIA BAIXA (MB)						
NCM	Setores	2005 (US\$)	CS	2015 (US\$)	CS	Principais estados (2015)
74	Cobre e suas obras	367.875.867	3%	804.032.316	5%	BA (99%)
27	Combustíveis minerais	1.516.945.807	14%	760.650.621	5%	BA (72%); PE (17%); CE (3%)
39	Plásticos e suas obras	342.157.305	3%	458.642.608	3%	BA (64%); PE (32%)
72	Ferro fundido, ferro e aço	693.756.362	7%	397.113.232	3%	MA (71%); BA (21%)
40	Borracha e suas obras	98.378.781	1%	223.532.056	2%	BA (95%); PE (5%)
	Demais setores	564.657.363	5%	203.473.476	1%	
<b>TOTAL</b>		<b>3.583.771.485</b>	<b>34%</b>	<b>2.847.444.309</b>	<b>19%</b>	
BAIXA (B)						
NCM	Setores	2005 (US\$)	CS	2015 (US\$)	CS	Principais estados (2015)
47	Pastas de madeira	364.334.046	3%	2.024.806.371	14%	BA (64%); MA (36%)
12	Sementes e frutos oleaginosos	393.348.462	4%	1.992.313.731	14%	BA (51%); MA (35%)
17	Açúcares e produtos de confeitaria	633.465.218	6%	672.598.039	5%	PE (27%); AL (70%)
8	Frutas, cascas de cítricos	505.511.674	5%	590.110.435	4%	CE (35%); BA (24%); PE (21%)
	Demais setores	2.883.228.854	28%	3.431.736.844	24%	
<b>TOTAL</b>		<b>4.779.888.254</b>	<b>45%</b>	<b>8.711.565.420</b>	<b>59%</b>	

Fonte: Elaboração própria com base em dados do Brasil (2016b).

O estado do Ceará, por fim, teve o bom desempenho do setor exportador relacionado à política de incentivos do governo estadual com seus diversos programas de incentivos que ocorreram no mesmo período dos demais estados mencionados. No entanto, a pauta cearense ainda é composta, essencialmente, por bens de baixa intensidade tecnológica e intensivas em mão de obra e recursos naturais, como frutas, peles e algodão.

## 5. Conclusões

A pauta exportadora do Brasil, assim como de suas regiões, registrou, nesse período, movimento em direção à reprimarização, principalmente com a expansão da economia chinesa demandando produtos básicos, por conseguinte de baixo conteúdo tecnológico. No que diz respeito à economia regional, ficou evidente a dependência da importação de bens com maior conteúdo tecnológico oriundos do mercado externo e a deficiência na produção de mercadorias a serem

direcionadas ao mercado externo, principalmente para grupos de alta, média alta e média baixa intensidades tecnológicas. De seu lado, os bens de baixa intensidade tecnológica produzidos nas citadas regiões mostraram-se com resultado positivo na balança comercial ao longo dos anos observados.

Quando foram analisados os indicadores de competitividade, notou-se que a região Sudeste possui vantagem comparativa para os grupos de média alta, média baixa e baixa intensidade tecnológica ao longo dos anos enquanto a região Sul do Brasil registrou vantagem nos grupos de média alta e baixa intensidade ao longo do período observado. De seu lado, a região Nordeste ganhou certa visibilidade, pois apresentou melhoria nos indicadores de vantagem comparativa para os grupos média alta, média baixa e baixa intensidades nesse mesmo intervalo de tempo.

Os grupos de produtos da região sudeste do Brasil possuem equilíbrio maior da participação no mercado externo nacional, apesar da predominância de bens de baixa intensidade, assim como acontece com as demais regiões selecionadas. Nesse panorama, os estados de São Paulo e do Rio de Janeiro dominam as exportações regionais dos principais setores que pertencem aos grupos de alta, média alta e média baixa intensidades tecnológicas. No caso da região Sul, as exportações regionais são formadas por mercadorias de baixa intensidade tecnológica (72%), seguidas por bens de média alta (19%). Constatou-se, ainda, que os estados do Rio Grande do Sul e Paraná são os grandes exportadores dos setores desses grupos. No caso da região Nordeste, deve-se salientar que, apesar da concentração das exportações de produtos com maior conteúdo tecnológico em apenas quatro estados, Bahia, Pernambuco, Ceará e Maranhão, o valor das vendas dos principais setores que compõem os grupos elevou-se em 2015, revelando ganho de parcela significativa do mercado externo, fruto dos aportes de investimentos e políticas estaduais em setores industriais nas décadas de 1990 e 2000.

Notou-se, assim, a expansão do comércio brasileiro de produtos primários para o mundo, com tendência à reprimarização da pauta exportadora brasileira nos últimos anos, em concordância com Maraschin e Masuquette (2015). Schunke e Azevedo (2016), por sua vez, colocam que parcerias entre Brasil e União Europeia, por exemplo, levariam a um aumento expressivo das vendas de produtos primários do Brasil no referido bloco europeu e reforçariam a tendência de crescimento da reprimarização da pauta exportadora brasileira. Dessa maneira, os resultados obtidos reforçam a análise de Oreiro e Feijó (2010) acerca da existência de sinais da “doença holandesa” na economia brasileira, com o processo de desindustrialização gerado pela apreciação da taxa de câmbio que resulta da valorização dos preços das *commodities* e dos recursos naturais no mercado externo.

Para pesquisas posteriores, seria interessante aprofundar a identificação das possíveis variáveis influenciadoras para queda de volume absoluto e da participação relativa de bens pertencentes aos setores de alta e média alta intensidades tecnológicas das regiões brasileiras, o que mexe com a estrutura atual da política comercial e industrial brasileira. Esses fatores poderão corroborar com a ideia de possíveis efeitos positivos dos investimentos regionais em inovações e com o poder público sobre a ideia de possíveis efeitos positivos dos investimentos regionais em inovação no desenvolvimento regional do País.

## Referências

- BALASSA, B. Revealed comparative advantage revisited: analysis of relative export share of industrial countries, 1953–1971. *The Manchester School*, v. 45, n. 4, p. 327–344, 1977.
- BALASSA, B. Trade Liberalization and Revealed Comparative Advantage. *The Manchester School*, v. 33, n. 2, p. 99–123, 1965.
- BRASIL. Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio. *Classificação da Secretaria de Comércio Exterior: classificação por intensidade tecnológica*. 2016a. Disponível em: <[http://www.mdic.gov.br/balanca/metodologia/Nota\\_ISIC.pdf](http://www.mdic.gov.br/balanca/metodologia/Nota_ISIC.pdf)>. Acesso em: 1 mar. 2017.
- BRASIL. Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio. *Plataforma aliceweb2*. Disponível em: <<http://www.aliceweb2.gov.br>>. Acesso em: 1 fev. 2016b.



- DINIZ, G. F. C.; SOUZA, O. T. Mudanças estruturais e aglomerações territoriais na indústria de Minas Gerais: uma abordagem preliminar do período pós-1970. *Revista Economia & Tecnologia*, v. 6, n. 4, 2010.
- FONTENELE, A. M.; MELO, M. C. P. *Inserção Internacional da Economia Cearense: potencialidades e limites para o crescimento*. Banco do Nordeste do Brasil. Fortaleza, 2003.
- GASQUES, J. G.; CONCEIÇÃO, J. C. P. R. *Indicadores de Competitividade e de Comércio Exterior da Agropecuária Brasileira*. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), Brasília, 2002. (Texto para discussão, n. 908)
- IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *Contas regionais do Brasil*. 2016a. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br>>. Acesso em: 12 out. 2016.
- IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *Pesquisa de Inovação Tecnológica (PINTEC)*. 2016b. Disponível em: <<http://www.pintec.ibge.gov.br/>>. Acesso em: 10 abr. 2016.
- IPEADATA – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. *Câmbio séries históricas*. 2016. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/>>. Acesso em: 13 ago. 2016.
- KRUGMAN, P. R.; OBSTFELD, M. *Economia Internacional: teoria e política*. São Paulo: Pearson Addison Wesley, 2005.
- MARASCHIN, R. V.; MASSUQUETTI, A. O Perfil da Pauta Exportadora do Brasil para o MERCOSUL, por Intensidade Tecnológica (2000–2014). *Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos (RBERU)*, v. 9, n. 2, p. 129–149, 2015.
- MELO, M. C. P.; BRAGA, F. L. P.; HOLANDA, D. R. *O Comércio Exterior do Nordeste Brasileiro e seu Fluxo Caudatário*. São Paulo: Nelpa, 2014.
- MUNDURUCA, D. F. V.; SANTANA, J. R. de. *Comércio Exterior como Estratégia de Crescimento Econômico: Uma Proposta de Priorização de Produtos Exportáveis para a Economia Sergipana*. Banco do Nordeste do Brasil (BNB). Documentos Técnicos Científicos, v. 43, n. 03, 2012.
- OCDE – Organization Economic for Cooperation and Development. *Science, technology and industry score board 2001 – toward a knowledge – based economy*, 2013. Disponível em: <<http://www.oecd.org.br>>. Acesso: 2 jan. 2016.
- OREIRO, J. L.; FEIJÓ, C. A. Desindustrialização: conceituação, causas, efeitos e o caso brasileiro. *Revista de Economia Política*, v. 30, n. 2, p. 219–232, 2010.
- PESSOTI, G. C.; SAMPAIO, M. G. V. Transformações na dinâmica da economia baiana: políticas de industrialização e expansão das relações comerciais internacionais. *Revista Conjuntura & Planejamento*, n. 162, p. 36–49, 2009.
- RICARDO, D. *Princípios de Economia Política e Tributação*. São Paulo: Abril Cultura, 1982.
- RICYT – Red de Indicadores de Ciencia y Tecnología –Iberoamericana e Interamericana. *Indicadores de insumo*. 2016. Disponível em: <<http://www.ricyt.org/indicadores>>. Acesso em: 5 abr. 2016.
- ROSA, A. L. T. da; FONTENELE, A. M. C.; MELO, M. C. P. de; NOGUEIRA, C. A. G.; GOMES FILHO, J. F. *A Indústria Nordestina sob a Ótica da Competitividade Sistêmica*. Edições UFC/SUDENE/ACEP. Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2000.
- ROSENTHAL, D. *Capacitação Tecnológica no Brasil: por que as políticas de C, T & I são poucos eficazes?* In: AMARAL FILHO, J.; CARRILO, J. (Coord.). *Trajetórias de desenvolvimento local e regional: uma comparação entre região nordeste do Brasil e Baixa Califórnia, México*. Rio de Janeiro, E-papers, 2011.

SABOIA, V. A.; FILHO SAUAIA, E. N. *O Maranhão contemporâneo: crescimento versus desenvolvimento*. In: *Anais da VII Jornada Internacional de Políticas Públicas*, São Luiz, Maranhão, 2013.

SCHUMPETER, J. A. *Teoria do desenvolvimento econômico: uma investigação sobre lucros, capital, crédito, juro e o ciclo econômico*. São Paulo: Abril Cultural, 1982.

SCHUNKE, J. C.; AZEVEDO, A. F. Z. de. Análise da Integração do Brasil-União Europeia-BRICS através de um Modelo de Equilíbrio Geral. *Revista Brasileira de Estudo Regionais e Urbanos (RBERU)*, v. 10, n. 1, p. 1–20, 2016.

WTO – World Trade Organization. *Annual report 2013*. 2013. Disponível em: <<http://www.wto.org>>. Acesso em: 10 fev. 2015.

**UMA ANÁLISE ESPACIAL DA POBREZA MULTIDIMENSIONAL NOS BAIRROS DE FORTALEZA – CEARÁ\***

**Ricardo Candéa Sá Barreto**

Companhia de Água e esgoto do Ceará (CAGECE)

E-mail: ricardocandea@yahoo.com.br

**Eli Izidro dos Santos**

Teatro Popular de Ilhéus (TPI)

E-mail: elyizidro@hotmail.com

**Ícaro Célio Santos de Carvalho**

Escola de Administração de Empresas de São Paulo (EAESP/FGV)

E-mail: icarocelio@hotmail.com

**RESUMO:** Este estudo objetivou caracterizar a pobreza nos bairros de Fortaleza – Ceará no período de 2000 e 2010, por meio da utilização de ferramentas de análise espacial, instrumentos que permitem uma visualização das regiões afetadas pela pobreza mais próxima da realidade, o que pode colaborar com a implementação de políticas públicas para alívio desse fenômeno de forma eficaz. Destaca-se que este trabalho se apropria de um enfoque multidimensional da pobreza, ou seja, considera outras variáveis que igualmente privam os cidadãos, além da renda, para realização do cálculo do Índice de Pobreza (IP). Assim, a organização dos bairros em *rankings* de pobreza demonstrou que os índices são consistentes para o estudo e espacialização da pobreza em Fortaleza. Logo, foram encontrados *Cluster* de alta pobreza em diversas áreas do município, bem como de baixa pobreza, principalmente nas áreas centrais de Fortaleza. Além disso, utilizou-se um modelo econométrico espacial que apontou os determinantes da condição de pobreza, cuja influência é positiva: o índice de desigualdade de Theil, a mortalidade infantil e o nível de analfabetismo de pessoas com 25 anos ou mais.

**Palavras-Chave:** *Cluster*; Distribuição Espacial; Pobreza.

**Classificação JEL:** C01; C49; I32; I39; Z13.

**ABSTRACT:** This study aimed to characterize poverty in the neighborhoods of Fortaleza – Ceará in the period of 2000 and 2010, through the use of spatial analysis tools, tools that allow a visualization of regions affected by poverty closer to reality, which may contribute to the Implementation of public policies to alleviate this phenomenon effectively. It is worth noting that this study appropriates a multidimensional approach to poverty, that is, it considers other variables that equally deprive citizens, in addition to income, for calculating the Poverty Index. Thus, the organization of neighborhoods in poverty rankings has shown that the indices are consistent to the study and spatialization of poverty in Fortaleza. Therefore, a high concentration of poverty was found in several areas of the city, as well as low poverty, mainly in the central areas of Fortaleza. In addition, a spatial econometric model was used that pointed out the determinants of the poverty condition, whose influence is positive: Theil's inequality index, Infant mortality, and the illiteracy rate of people aged 25 years or over.

**Keywords:** Cluster; Spatial distribution; Poverty.

**JEL Code:** C01; C49; I32; I39; Z13.

## 1. Introdução

Segundo o Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento - PNUD (2013), Fortaleza possui uma área de 320,12 km<sup>2</sup> e densidade demográfica de 7.645,29 hab/km<sup>2</sup>. Em 2000, o seu IDHM era de 0,652; em 2010, passou para 0,745, esse aumento demonstra um importante crescimento de 15,64% desse índice. Destacam-se três principais dimensões como as motivadoras desse crescimento: longevidade, renda e educação. Por outro lado, a renda *per capita* média do município cresceu 85,18%, passando de R\$ 610,4, em 2000, para R\$ 846,36, em 2010. Ressalta-se ainda uma redução na desigualdade de renda, medida através do índice de Gini, que passou de 0,64, em 2000, para 0,61, em 2010. Ainda assim, segundo o relatório da PNUD, Fortaleza é um dos cinco municípios mais desiguais do mundo. Para o Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará - IPECE (2012), esses aspectos se configuram e se refletem, especialmente nos bairros, na falta de serviços públicos de qualidade como: saúde e educação, no desemprego, na falta de programas de geração de renda, entre outros aspectos que, geralmente, têm potencializado o surgimento de conflitos sociais, manifestados, principalmente, através do aumento da violência.

Nesse universo, a pobreza contribui para o afastamento do indivíduo do convívio social, acentuando, sobretudo, a ausência de outros aspectos além da renda, que igualmente privam as pessoas de suas necessidades básicas. Dessa forma, a pobreza não pode mais ser analisada apenas pela ótica unidimensional da renda. Faz-se necessária a ampliação dos estudos, a fim de entender as necessidades básicas dos indivíduos, como nutrição, saúde, educação, moradia, saneamento básico, entre outros, ou seja, atribuir aos estudos da pobreza um caráter multidimensional (LACERDA; NEDER, 2010).

Entretanto, assumir que a pobreza não se limita à renda não é suficiente, é preciso uma análise mais abrangente para a obtenção de resultados mais explicativos e pertinentes. É importante conhecer de forma clara o objeto de análise e o comportamento desse, caso contrário, tornam-se extremamente limitadas as tentativas de elaborar e avaliar as políticas públicas voltadas para o alívio da pobreza e, principalmente, de entender a realidade de forma ampla e consistente o suficiente para intervir de forma positiva e duradoura.

Outro fator de destaque, nesse contexto, é a espacialização da pobreza, pois, segundo Ávila (2013), é fundamental conhecer e entender as relações que as múltiplas dimensões da pobreza possuem no espaço, para entre outros aspectos colaborar com a elaboração de políticas públicas mais consistentes. Nesse sentido, a identificação de *clusters* de pobreza e suas dimensões podem permitir o entendimento do melhor tipo de política a ser proposta, com foco no núcleo do problema e, dessa forma, possibilitar uma aplicação de recursos públicos de forma mais eficiente e eficaz.

Portanto, a identificação de *clusters* de pobreza nos bairros de Fortaleza se deu por meio de um Índice de Pobreza (IP), que foi calculado a partir dos dados dos Censos Demográficos de 2000 e 2010 e do Atlas do Desenvolvimento Humano 2013 para os 116 bairros de Fortaleza, cuja análise foi desenvolvida através da utilização de métodos de análise espacial. Nesse contexto, este trabalho tem como objetivo geral desenvolver uma análise espacial da pobreza multidimensional dos bairros de Fortaleza no período de 2000 e 2010. E, mais especificamente, busca-se: (a) mensurar a pobreza nos bairros de Fortaleza para o período de 2000 e 2010, com base no Índice de Pobreza; (b) analisar espacialmente a pobreza em Fortaleza; (c) identificar os bairros do município com maior e menor concentração de pobreza; e, por fim, (d) identificar quais variáveis foram determinantes para a pobreza nos bairros do município.

Logo, a relevância deste trabalho está em chamar a atenção para a urgência de ações que promovam mudanças localizadas, uma vez que o município de Fortaleza, assim como a região Nordeste, apresenta elevados índices de pobreza. Destarte, estudos espaciais sobre o tema auxiliam na focalização de políticas públicas, por exemplo.

Metodologicamente, o objetivo da proposta foi a mensuração do Índice Pobreza (IP) dos bairros de Fortaleza para o ano de 2000 e 2010, utilizando-o, posteriormente, dentro do modelo econométrico espacial *cross section*, como variável representativa da pobreza dos bairros no ano de 2010. A construção dessa variável permitiu verificar os diferenciais no comportamento do IP nos

anos de 2000 e 2010 e, por fim, permitiu analisar as desigualdades socioeconômicas entre os bairros, através de uma perspectiva multidimensional.

Para além desta primeira seção introdutória, este artigo encontra-se dividido em mais quatro seções: na segunda seção, encontra-se a revisão da literatura, que apresenta o referencial teórico utilizado para embasar esta análise acerca da pobreza; na terceira seção, é apresentada a metodologia utilizada; na quarta seção, foram feitas as discussões dos resultados encontrados, bem como a espacialização da pobreza nos bairros de Fortaleza; e, na quinta seção, são destacadas as considerações finais do trabalho, além das referências e anexos I, II e III.

## 2. Revisão de literatura

Entender como a pobreza se comportou com o passar dos anos nos permite compreender como sua concepção foi se alterando ao longo do tempo. Nesse sentido, a trajetória histórica explica como o contexto social necessitou de abordagens que melhor explicassem a pobreza, assim, é possível perceber a necessidade de expandir os estudos de uma visão unidimensional para estudos que compreendam outras variáveis que melhor expliquem essa problemática. Algumas concepções acerca da pobreza foram desenvolvidas desde o século passado, porém há uma complexa conceituação do termo, devido ao seu caráter subjetivo. Para além disso, o estudo pode ser concentrado de duas maneiras: a primeira sob a ótica econômica, na qual é utilizado como base somente a renda; e a segunda por uma perspectiva que incorpora outras variáveis não econômicas, que igualmente privam o cidadão.

Segundo Crespo e Gurovitz (2002), no último século, foram desenvolvidas três concepções gerais acerca da pobreza, (1) sobrevivência; (2) necessidades básicas e (3) privação relativa. No primeiro caso, o enfoque era mais restritivo e predominou nos séculos XIX e XX, teve origem no trabalho de nutricionistas ingleses, o qual apontava que a renda dos mais pobres não era suficiente para a manutenção do rendimento físico do indivíduo. O segundo caso, sua expansão se deu principalmente partir de 1970, foram incorporadas novas variáveis, como serviços de água potável, saneamento básico, saúde, educação e cultura, para o estudo da pobreza. O terceiro e último caso ganhou destaque a partir de 1980, dando ao conceito um enfoque mais abrangente e rigoroso, buscando formulação científica e comparações entre estudos internacionais, principalmente, enfatizando o aspecto social. Essa ideia foi fortalecida por Amartya Sen, principal teórico dessa nova concepção da pobreza.

Nesta lógica, para Kageyama e Hoffmann (2006), a noção de pobreza refere-se a um tipo de privação, que pode ser apenas material ou incluir elementos de ordem cultural e social, em face dos recursos disponíveis para uma pessoa ou família. A distinção entre a natureza da privação pode ser compreendida por meio das discussões conceituais de Feres e Villatoro (2013), que aponta a pobreza absoluta como a existência de um núcleo irredutível, ou seja, um núcleo onde os indivíduos estão numa situação abaixo do nível de rendimento mínimo para sobreviver e que os impossibilita de suprir as suas necessidades básicas.

Já a pobreza relativa contrapõe as concepções absolutas e propõe utilizar uma perspectiva que se refere às condições reais de privação, principalmente, na comparação com outros indivíduos da sociedade. Segundo Townsend (1962), *many people have been uneasily aware of the problems of defining necessities like housing, clothing, or fuel and light*. Ou seja, os indivíduos estão em situação de pobreza quando não têm os recursos para atividades diárias em sua sociedade, estão excluídos do estilo de vida socialmente desejável.

Entretanto, de acordo com Sen (2000), a pobreza tem um caráter tanto absoluto como relativo, que pode variar o tempo todo dentro do convívio social, pois é fortemente influenciado pela posse de bens comuns desse convívio, que, por seu turno, impacta diretamente sobre a percepção de bem-estar, a qual neste sentido pode alternar de acordo com cada sociedade.

Contudo, os estudos acerca da pobreza foram recentemente vistos sob uma ótica diferente da que foi aplicada no século passado. Os estudos realizados nas obras de Amartya Sen (2000) sobre o caráter dinâmico da pobreza revelam um novo horizonte de pesquisas, em que outras variáveis além

da renda foram incorporadas às análises da pobreza, os denominados estudos das privações das capacidades. Segundo Sen (2000), as liberdades estreitam a noção de pobreza sob a ótica de renda e ampliam e dinamizam os novos estudos. Nesse contexto, o conceito multidimensional da pobreza é definido como uma ideia antiga com novos arranjos, o que caracteriza o amplo aspecto do termo, em que são envolvidas as dimensões econômicas, sociais e estruturais (POGGI, 2004; CONCONI; HAM, 2007).

Em consonância com Sen (2000), a abordagem das capacitações traz uma definição ligada a uma série de necessidades básicas as quais os indivíduos ficam privados de realizar, como: estar bem nutrido, vestido e abrigado adequadamente, livre de doenças, ser respeitado, entre outras funcionalidades. Nesse contexto, as “capacidades” são as combinações alternativas de funcionamentos de possível realização. Portanto, a capacidade é um tipo de liberdade: a liberdade substantiva de realizar combinações alternativas de funcionamentos ou a liberdade para ter estilos de vida diversos. Por exemplo, uma pessoa abastada que faz jejum por sua livre e espontânea vontade pode ter a mesma realização de funcionamento que uma pessoa pobre forçada a passar fome extrema. Porém, a primeira pessoa possui um “conjunto capacitário” diferente do da segunda. A primeira pode escolher comer bem e ser bem nutrida, o que seria impossível para a segunda (CRESPO; GUROVITZ 2002; SEN, 2000).

Outro ponto que merece destaque nesse contexto está ligado às linhas de pobreza. De acordo com o IBGE (2011), as discussões sobre os indicadores de pobreza no Brasil ainda precisam de aprofundamento, pois são muito incipientes. O Governo Federal, por exemplo, utiliza-se de vários recortes para a implementação dos programas sociais, como é o caso da política de transferência de renda “Bolsa Família”, que considera pobres as pessoas que auferem renda mensal de até  $\frac{1}{4}$  do salário mínimo. Contudo, existem outros indicadores como a Pesquisa dos Orçamentos Familiares – POF, que analisa o consumo, por considerar este menos volátil que a renda e representar o gasto real das famílias em alimentos e outros bens. Porém, essas são definições baseadas apenas na renda das pessoas.

Nesta lógica, cada pesquisador acaba definindo um caminho de acordo com a metodologia utilizada, os dados disponíveis e os objetivos do estudo. Logo, são muitas conceituações, no entanto, não há consenso entre os autores, principalmente, sobre as linhas de pobreza a serem utilizadas nas pesquisas. E, quando se trata de estudos multidimensionais, essa tarefa se torna ainda mais difícil, pois a escolha das dimensões que serão objeto do estudo e quais variáveis serão utilizadas em muito dependem do objetivo do trabalho e do conceito de pobreza utilizado pelo pesquisador (AMARAL; CAMPOS; LIMA, 2015).

Para Lacerda (2009), a grande dificuldade é encontrar um bom indicador, capaz de incorporar o lado multidimensional da pobreza. A autora destaca que, diferente do que acontece com os estudos sobre o prisma unidimensional da renda, não existe, ainda, nas abordagens multidimensionais, um conjunto de medidas estabelecidas e consolidadas. Esse fato ilustra bem a importância da utilização do Índice de Pobreza, utilizado neste trabalho, que engloba no seu arcabouço a renda, a educação, a saúde e a habitação. De acordo com Ávila (2013), apesar de utilizar dados quantitativos, esse índice foca a qualidade de vida dos indivíduos, não restringindo apenas a quantificação monetária da pobreza. O IP é inspirado no Índice de Pobreza Humano (IPH)<sup>1</sup>, que foi incorporado ao Relatório de Desenvolvimento Humano da PNUD, a partir de 1997, com o objetivo específico de medir a pobreza, utilizando as mesmas variáveis do IDH, entretanto, com foco nos mais pobres e adotando uma perspectiva das privações do indivíduo. Tal índice tem o intuito de medir o tamanho do déficit,

---

<sup>1</sup> O IPH foi construído a partir de três indicadores: a) percentual de indivíduos suscetíveis de morrer antes dos 40 anos de idade; b) quantidade de adultos analfabetos; e c) serviços que são ofertados pelo conjunto da economia. Esta última é formada por três variáveis: percentual de pessoas que não têm acesso à água potável, percentual de indivíduos que não têm acesso aos serviços de saúde e percentual de crianças abaixo dos cinco anos de idade que sofrem de desnutrição. Esse índice foi, em 1998, dividido em dois: o IPH-1, para países em desenvolvimento, e o IPH-2, para países desenvolvidos, de forma a refletir melhor as diferentes condições existentes entre os dois grupos de países (ÁVILA, 2013; LACERDA, 2009; PNUD; 1997).

utilizando as mesmas dimensões fundamentais consideradas pelo IDH. Neste sentido, ele é mais uma medida de vulnerabilidade que propriamente de pobreza (ÁVILA, 2013; LACERDA, 2009).

Apesar das várias limitações desse tipo de metodologia, ela se mostra analiticamente aceitável, pois, além de medir a pobreza, busca entendê-la, considerando dimensões mais ligadas à qualidade de vida das pessoas. Nestes termos, a interpretação desses índices possibilita a proposição e elaboração de políticas públicas capazes de atender, de fato, às necessidades dos indivíduos e revelam-se bem mais eficazes que os métodos que utilizam apenas a dimensão renda (ÁVILA, 2013; LACERDA, 2009).

### 3. Metodologia

#### 3.1. Índice de Pobreza – IP

A metodologia deste trabalho foi composta por técnicas de distribuição espacial e baseada no trabalho desenvolvido por Ávila (2013), cuja construção do Índice de Pobreza é estruturada a partir da metodologia de elaboração do Índice de Pobreza Humana – IPH, criado por Anand e Sen (1997). Também faz parte desse arcabouço a Análise Exploratória de Dados Espaciais – AEDE, o Índice de Moran Global e Local, instrumentos os quais possibilitaram espacializar a pobreza e a desigualdade nos bairros de Fortaleza, capital do Ceará, sob uma ótica multidimensional. Também faz parte deste arcabouço a utilização de um modelo econométrico regressivo, com o objetivo de identificar os determinantes da pobreza em fortaleza, tendo o IP como variável dependente.

Neste sentido, após a coleta dos dados, foi realizado o cálculo do IP, a partir das dimensões escolhidas, dispostas no quadro 1. Inicialmente, elaborou-se uma tabela com os indicadores de privações para cada um dos bairros, para que, na sequência, pudessem ser realizados os cálculos dos referidos índices. Sequencialmente, foi organizado o *ranking* dos bairros, para cada um dos índices calculados. Assim, obteve-se uma análise comparativa dos *rankings*, buscando verificar a consistência dos índices como forma de justificar sua utilização na análise espacial. Para verificar a consistência dos índices, utilizou-se como base o *ranking* do IDHM para os bairros de Fortaleza de 2000 e 2010, divulgados através do Atlas do Desenvolvimento Humano do Brasil/2013 (PNUD, IPEA, FJP, 2013).

**Quadro 1 – Dimensões e privações que compõem o IP**

DIMENSÕES (D)	PRIVAÇÕES (P)
Habitação e saneamento (HS)	5 ou mais moradores por domicílio (IBGE) Sem paredes adequadas (PNUD, IPEA e FJP) Sem coleta de lixo (IBGE) Sem energia elétrica (PNUD, IPEA e FJP) Sem tratamento de esgoto e água potável (PNUD, IPEA e FJP)
Educação (E)	Sem instrução e Analfabetismo com 25 anos ou mais (IBGE)
Saúde (S)	Taxa de Mortalidade Infantil (PNUD, IPEA e FJP)
Renda (R)	Até 1/4 do salário mínimo (SM) ou Sem rendimento (IBGE)

Fonte: Adaptado de Ávila (2013).

Portanto, seguindo o arcabouço metodológico, o Índice de Pobreza é apresentado da seguinte forma:

$$D_i = \frac{1}{n} (\sum P_{ij}) \quad (1)$$

em que:  $D_i$  = dimensão a ser calculada;  $P_{ij}$  = privação que compõe a variável derivada;  $i$  = número que indica a dimensão a ser calculada ( $i = 1, \dots, 4$ );  $j$  = número da privação que compõe a dimensão a ser calculada ( $j = 1, \dots, 5$ ); e  $n$  = quantidade de privações que compõem a dimensão.

Desta forma, aplicando-se a média ponderada às dimensões ( $D_i$ ) e reescrevendo-as:  $HS = D_1, E = D_2, S = D_3$  e  $R = D_4$ . o índice de Pobreza assume a seguinte expressão:

$$IP = \left\{ \frac{1}{n} [D_1^\alpha + D_2^\alpha + D_3^\alpha + D_4^\alpha] \right\}^{\frac{1}{\alpha}} \quad (2)$$

Ou seja:  $D = D_i ; i = 1 \dots, n$

Então, na fórmula geral, tem-se:

$$IP = \left[ \frac{\sum D_i^\alpha}{n} \right]^{\frac{1}{\alpha}} \quad (3)$$

em que:  $n$  = quantidade de dimensões que compõem o índice; e  $\alpha$  = fator de ponderação do peso das dimensões que compõem o índice.

Tem-se, desta forma, os três índices utilizados neste trabalho, que são assim apresentados:

$$IP_1 = \left\{ \frac{1}{n} [HS^\alpha + E^\alpha + S^\alpha + R^\alpha] \right\}^{\frac{1}{\alpha}} \alpha = n=4 \quad (4)$$

$$IP_2 = \left\{ \frac{1}{n} [HS^\alpha + E^\alpha + S^\alpha] \right\}^{\frac{1}{\alpha}} \alpha = n=3 \quad (5)$$

$$IP_3 = \left\{ \frac{1}{n} [R^\alpha] \right\}^{\frac{1}{\alpha}} \alpha = n=1 \quad (6)$$

E, finalmente, tem-se:

$$D_i = \frac{1}{n} (\sum P_{ij}) \quad n= 5 \text{ para HS e } n= 1 \text{ para E, S, e R} \quad (7)$$

Assim, a partir do cálculo dos Índices de Pobreza (IP)<sup>2</sup>, foi realizada a análise comparativa dos *rankings* dos bairros, buscando verificar a consistência dos índices calculados em comparação ao IDHM dos bairros de Fortaleza de 2000 e 2010 divulgados pela PNUD (2013), como forma de justificar sua utilização na análise espacial.

Para implementação da análise espacial, definiu-se, primeiramente, a matriz de pesos espaciais (W), que, conforme Almeida *et al.* (2008), é a forma de expressar um determinado arranjo espacial das interações resultantes do fenômeno a ser estudado, como primeiro passo para implementação da Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE). No entanto, tendo em vista a existência de autocorrelação espacial, foi aplicado à estatística I de Moran Global<sup>3</sup>, pois, segundo Almeida (2012), é a maneira mais aceitável de identificá-la e testá-la. Contudo, quando se lida com um grande número de dados, há sempre a ocorrência de dependência espacial, assim, foi utilizada a estatística I de Moran Local, que permite a identificação de *clusters* espaciais, em que a comparação

<sup>2</sup> Este é um índice cujo valor varia de 0 a 100. Logo, o valor final do IP indica qual a proporção de pobres no bairro. Dessa forma, quanto mais próximo de 100 for o resultado, maior é o grau de pobreza. Nesse sentido, os bairros que obtiverem índice menor que 15% são considerados de baixa pobreza, os que alcançarem índice de 15% a 29,99% são classificados como de média pobreza, os que galgarem índice de 30% a 49,99% são tidos como de alta pobreza e aqueles que obtiverem índice de 50% ou mais serão classificados com grau de pobreza muito alto. Saliencia-se que esse foi um arranjo praticado para este trabalho, na metodologia original, devido à menor escala dos bairros, em relação aos municípios ou estados, por exemplo (ÁVILA, 2013).

<sup>3</sup> Consiste em uma medida de autocorrelação espacial que aponta para a existência ou não de agrupamentos espaciais para uma dada variável, isto é, para a presença de índices de pobreza com valores similares entre vizinhos, segundo um determinado indicador de interesse (ALMEIDA *et al.*, 2008).



é feita não entre bairros, mas entre os indicadores locais e seus vizinhos, verificando, desta forma, se há ou não padrões de concentrações locais.

Segundo Almeida *et al.* (2008), o objetivo central desse método é descrever a distribuição espacial, os padrões de associação espacial, os possíveis *clusters* espaciais, verificar a existência de diferentes regimes espaciais ou outras formas de instabilidade espacial (não estacionariedade) e identificar observações espaciais atípicas, ou seja, os *outliers*. Os autores salientam que para a implementação da AEDE, faz-se necessário definir uma matriz de pesos espaciais ( $W$ ). Destacam, ainda, que a escolha da matriz de pesos espaciais é muito importante em uma AEDE, pois os resultados da análise são sensíveis a tal seleção. Logo, diante da ideia contida na matriz de vizinhança, há existência de uma maior interação espacial entre os vizinhos mais próximos do que com os mais distantes. Ávila (2013) afirma que o resultado dessa interação esperada é que o índice de pobreza de determinado bairro influencie e seja influenciado pelos índices dos bairros com os quais fazem fronteira e que essa influência vá diminuindo, na medida em que a distância interbairros aumente.

Desta forma, inicialmente, definiram-se a matriz e o nível de contiguidade, para posteriormente proceder a análise a partir da elaboração dos mapas. Assim, realizou-se o teste de autocorrelação espacial ou  $I$  de Moran, que indicou que o uso dos  $K$  vizinhos mais próximos seria o mais indicado<sup>4</sup>, pois apresentou o maior nível de significância estatística para ambos os períodos e índices, o que está consonância com os preceitos metodológicos (ANSELIN, 1988; ALMEIDA, 2012).

A partir do cálculo dos Índices de Pobreza (IP), realizou-se a análise comparativa dos *rankings* dos bairros, buscando verificar a consistência dos índices calculados, como forma de justificar sua utilização na análise espacial. Para a verificação da consistência dos índices, utilizou-se o *ranking* do IDHM de 2000 e 2010 para bairros de Fortaleza, divulgado através do Atlas do Desenvolvimento Humano do Brasil (PNUD; IPEA; FJP, 2013).

### 3.2. Modelo econométrico espacial

A econometria espacial pertence a um campo da econometria tradicional, que leva em consideração a interação espacial nas proposições de possíveis soluções aos problemas econômicos nos quais a dimensão espacial esteja presente. Segundo Pimentel (2004), seria uma coletânea de ferramentas propostas para lidar com as particularidades advindas da influência do espaço sobre a análise estatística de dados espaciais. Por esse motivo, a econometria espacial tem suas raízes em estudos específicos das áreas de ciência regional, geografia econômica e economia urbana.

O modelo clássico de regressão linear nos permite estimar a relação entre uma variável dependente e um conjunto de variáveis explicativas. Assim, quando a variável dependente é contínua, um método que é naturalmente escolhido é o de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Formalmente, esta relação é expressa como:

$$Y = \beta_0 + \beta x + \varepsilon \quad (8)$$

em que  $Y$  é a variável dependente,  $\beta_0$  é a constante,  $\beta$  é o parâmetro a ser estimado,  $x$  é a variável independente e  $\varepsilon$  é o termo de erro.

Contudo, o modelo clássico de análise de regressão linear não incorpora os componentes espaciais e, muitas vezes, para a explicação de um fato ou comportamento de uma variável em um espaço específico, também, devem-se considerar as interações no interior de tal localidade. De acordo com Anselin (1992), o erro residual de uma regressão pode ser considerado englobando todos os elementos ignorados. Se qualquer um desses elementos mostrar um padrão espacial significativo, deveria ser refletido em um padrão espacial para os termos do erro. Assim, utilizaram-se métodos de regressão espacial, que, diferente do MQO, pretendem explorar ou demonstrar a presença de

<sup>4</sup> Para este estudo, adotou-se a configuração dos 10  $K$  vizinhos mais próximos. Contudo, para verificar a robustez dos resultados, foram testadas as configurações com 15 e com 20 vizinhos.

dependência entre as observações no espaço. Em outras palavras, o objetivo é controlar a possibilidade de uma região com altas taxas de pobreza estar influenciando regiões vizinhas, corroborando com o argumento da existência de dependência espacial.

Buscando identificar a melhor especificação do modelo econométrico, Florax, Folmer e Rey (2003) recomendam que seja seguido o seguinte roteiro:

- a) Estimar o modelo clássico de análise de regressão linear por meio de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO);
- b) Testar a hipótese de ausência de autocorrelação espacial devido a uma defasagem ou a um erro, por meio das estatísticas Multiplicador de Lagrange (ML),  $\rho$  (defasagem espacial) e Multiplicador de Lagrange  $\lambda$  (ML) (erro espacial);
- c) Caso ambos os testes não sejam significantes, a utilização do modelo clássico é mais apropriada. Caso contrário, é necessário seguir o próximo passo;
- d) Se ambos forem significantes, estima-se o modelo apontado como o mais significativo, de acordo com as versões robustas destes testes, ou seja, Multiplicador de Lagrange Robusto (MLR)  $\rho$  (defasagem espacial) e Multiplicador de Lagrange Robusto (MLR)  $\lambda$  (erro espacial). Assim, caso  $MLR\rho > MLR\lambda$ , usa-se o modelo com defasagem espacial como o mais apropriado. Caso contrário,  $MLR\rho < MLR\lambda$ , usa-se o modelo de erro autorregressivo espacial como o mais apropriado.

Na prática, têm-se dois dos principais modelos aplicados em econometria espacial: defasagem espacial – SAR – e o modelo de erro autorregressivo espacial – SEM – (*Spatial Error Model*). No caso do SAR, ele pode ser expresso por (9).

$$y = \rho W y + X\beta + \varepsilon \quad (9)$$

Em que  $y$  é a variável dependente;  $\rho$  é o coeficiente autorregressivo espacial;  $W y$  é um vetor  $n \times 1$  de defasagens espaciais para a variável dependente;  $X$  é a matriz das variáveis explicativas;  $\varepsilon$  é o termo de erro.

Modelos do tipo (9) indicam que "... uma mudança na variável explicativa numa região afetará não apenas a própria região pelo efeito direto, mas pode afetar o valor da variável dependente em todas as regiões, por meio dos efeitos indiretos" (ALMEIDA, 2012, p.157). Esses efeitos indiretos são interpretados como transbordamentos espaciais.

No caso dos modelos do tipo SEM, tem-se a seguinte especificação:

$$y = X\beta + \wp \quad (10)$$

Considerando que:

$$\wp = \lambda W \wp + \varepsilon \quad (11)$$

em que  $\lambda$  é o parâmetro do erro espacial que acompanha a defasagem  $W \wp$ .

A dependência espacial em (10) se manifesta no termo de erro, destacando que os erros associados com qualquer observação são uma média dos erros nas regiões vizinhas, somados a um componente aleatório. O modelo (11) informa que os efeitos sobre a variável dependente não advêm apenas do choque (representado pelo termo erro) de uma região, mas do transbordamento de choques oriundos de outras regiões vizinhas.

É importante destacar que, no caso do modelo SAR e SEM, os testes focados do tipo Multiplicador de Lagrange conseguem definir qual seria o melhor modelo.

Portanto, verificando toda a base de dados disponível, optou-se, por fim, por estimar um modelo econométrico espacial, com dados *cross section*, utilizando o método da Máxima

Verossimilhança, com a intenção de identificar os fatores determinantes da pobreza nos bairros de Fortaleza em 2010.

### 3.3. Fonte de dados

Para este trabalho, as regiões utilizadas foram os bairros da cidade de Fortaleza e as unidades foram: a quantidade de domicílios e o número de habitantes de cada bairro para composição das dimensões analisadas. Dessa forma, para as dimensões habitação/saneamento e renda, a unidade de análise foi o domicílio e, para as dimensões saúde e educação, a unidade foi o indivíduo. Foram utilizados, para este estudo, os dados do Censo de 2000 e 2010, para os 116<sup>5</sup> bairros de Fortaleza – CE, obtidos através do Banco de Dados SIDRA do IBGE<sup>6</sup>; bem como o Atlas do Desenvolvimento Humano para o Brasil, elaborado pelo Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD, IPEA, FJP, 2013).

Na composição do trabalho, foram utilizados os *softwares* ArcGis10, para integração das bases de dados com os arquivos *shapefile*, o GeoDa8.1, para elaboração dos mapas e análise espacial econométrica, e o Excel 12, para construção dos *rankings* de pobreza.

Para o modelo de regressão espacial, a variável dependente foi o IP1, calculado no estudo, e as variáveis explicativas<sup>7</sup>: renda *per capita*, mortalidade infantil e analfabetismo de pessoas com 25 anos ou mais, extraídas do Censo 2010. Já o índice de Theil foi obtido através do Atlas do Desenvolvimento Humano (PNUD, IPEA, FJP, 2013).

As variáveis explicativas utilizadas tiveram como referencial o trabalho de Giovanetti e Raiher (2015), trabalho empírico realizado para os municípios do Paraná no ano de 2010, com dados do Censo demográfico, em que a Taxa de mortalidade infantil teve uma relação direta proporcional com a pobreza. Já o PIB *per capita* e o percentual de pessoas alfabetizadas maiores de 15 anos apresentaram relação inversamente proporcional com a Pobreza. Os mesmos autores utilizaram o Índice de Gini como variável explicativa em relação à pobreza dos municípios do Paraná e a relação foi diretamente proporcional.

Apesar do foco deste artigo, com a aplicação do modelo de econometria espacial, ser verificar a relação dos determinantes para o ano de 2010, bem como verificar quais variáveis são representativas para explicar a pobreza nos bairros de Fortaleza, ainda assim, aplicou-se o teste de causalidade de Granger com os dois pontos no tempo, 2000 e 2010 (ver Anexo III), embora esse teste só tenha sido possível elaborar com uma defasagem temporal. Considerando a limitação do banco de dados disponível, encontramos as seguintes relações de causalidade de Granger<sup>8</sup> para justificar a escolha das variáveis, além da literatura empírica: o IP1 (pobreza) causa Theil (desigualdade); Theil (desigualdade) não causa IP1 (pobreza); o IP1(pobreza) não causa Renda *per capita*; Renda *per capita* causa IP1 (pobreza); o IP1(pobreza) não causa Mortalidade infantil; Mortalidade infantil não causa IP1(pobreza); o IP1(pobreza) causa Analfabetismo de 25 ou mais; Analfabetismo de 25 ou mais não causa IP1 (pobreza).

<sup>5</sup> Salienta-se que para este estudo foram utilizados apenas 116 bairros, para adequar ao arquivo Shapefile, disponibilizado pela Prefeitura Municipal de Fortaleza, que só possuía essa quantidade de bairros. Entretanto, a Capital cearense é formada, atualmente, por 119 bairros.

<sup>6</sup> As informações foram obtidas no banco de dados Sistema IBGE de Recuperação Automática (SIDRA) do IBGE.

<sup>7</sup> As variáveis explicativas foram escolhidas com base nos trabalhos de Ávila (2013), Lacerda (2009), Sen (2010) e Crespo e Gurovitz (2002). Contudo, devido a problemas de multicolinearidade dos testes econométricos e à limitação do banco de dados, apenas essas foram mantidas como explicativas.

<sup>8</sup> O teste de causalidade de Granger procura determinar o sentido causal entre duas variáveis, estipulando que X "Granger-causa" Y se valores passados de X ajudam a prever o valor presente de Y. Para mais detalhes, ver Adams *et al.* (2003) e Devlin e Hansen (2001).

#### 4. Resultados e discussões

Este item tem o objetivo de apresentar e discutir os principais resultados deste estudo, obtidos através do cálculo dos índices supracitados e da utilização da Análise Exploratória de Dados Espaciais, bem como com a aplicação do modelo econométrico espacial.

##### 4.1. Ranking dos bairros de Fortaleza em relação à pobreza e ao desenvolvimento

Para análise dos dados, foi utilizada uma amostra dos 05 bairros que se apresentaram em maior situação de pobreza e dos 05 em menor situação, de acordo com os índices de pobreza calculados para este trabalho, em comparação ao IDHM divulgado pela PNUD (2013). Dessa forma, foram criados *rankings* de pobreza (ver anexo I e II), com os bairros em maior situação de pobreza em primeiro lugar, para todos os índices utilizados.

Nessa lógica, o bairro de Fortaleza que apresentou índice de maior situação de pobreza em 2000 foi Parque Araxá, quando avaliando o IP1, alcançou índice de 40,53% e 42,21% para o IP2, em segundo lugar, está o bairro de Pedras com 35,99% e 37,69%. Em 2010, houve uma redução substancial do índice pobreza, porém, o mesmo bairro continuou em primeiro lugar com 26,83% e 27,86%, respectivamente no IP1 e IP2, porém, em segundo encontra-se o bairro Curió com 22,60% e 22,30%. Quando se analisa o IP3, que considera apenas a renda como indicador, Curió se apresenta com maior índice de pobreza, com 20,57% em 2000. Em 2010, no entanto, o bairro Parque Presidente Vargas assume o primeiro lugar com 21,52%, na segunda colocação, têm-se o bairro de Siqueira com índice de 20,27%.

Confirmando os resultados encontrados, em comparação ao IDHM, o bairro Parque Araxá apresentou, também, o resultado de menor índice de desenvolvimento humano, com 0,426 em 2000. Entretanto, em 2010 melhorou sua condição, ficando com 0,580, na segunda colocação. Assim, o bairro de Fortaleza de menor índice de desenvolvimento humano, no período, é Curió com 0,567. Esses resultados demonstram que houve uma melhora substancial nos níveis de desenvolvimento humano dos bairros, de uma década para outra, provocadas por uma melhor distribuição da renda no país, mas, sobretudo, uma melhora nos indicadores sociais na região.

Essa comparação dos *rankings* demonstra a consistência dos índices de pobreza utilizados neste trabalho e sugerem que eles podem ser usados para estudar a pobreza em Fortaleza, bem como sua distribuição espacial. Entretanto, percebe-se que a similaridade maior foi entre os bairros que apresentaram os 05 resultados maiores para todos os índices, tanto em 2000 como em 2010. Além de deixar claro que os bairros menos desenvolvidos também são aqueles que apresentaram os maiores índices de pobreza multidimensional, assim como os menores índices são apresentados por aqueles mais desenvolvidos, fato que não é confirmado no IP3, pois os bairros que apresentaram maior pobreza por renda não foram os de menor desenvolvimento humano. Por outro lado, na outra ponta do *ranking*, essa premissa é verdadeira, os menores índices de pobreza por renda são apresentados pelos bairros de maior índice de desenvolvimento humano, ou seja, Meireles e Aldeota, em ambos os períodos em análise.

Quando se classificam os bairros por grau de pobreza em muito alto, alto, médio e baixo, percebe-se que os resultados dos índices corroboram com a análise dos *rankings*, há uma subestimação do número de bairros em situação de pobreza, quando se observa o problema apenas sob o ponto de vista da renda (Tabela 1). Porém, quando se observam as outras dimensões e se considera como muito alto grau de pobreza, aqueles bairros onde o índice foi de 50% ou mais não são encontrados, não há nenhum bairro nessa condição nos dois períodos em análise. Entretanto, quando se classifica com graduação alta, de 30% a 49,99%, encontram-se 14 bairros, os com médio índice de pobreza, de 15% a 29,99%, percebem-se 83 bairros nessa condição e os com grau de pobreza menor que 15% são apenas 25 bairros. Contudo, quando se considera somente a renda, 99 bairros foram classificados como de baixo índice de pobreza, enquanto que 17 foram considerados de médio índice e nenhum bairro de Fortaleza foi classificado como de alto e muito alto índice de pobreza em 2000.

**Tabela 1 – Quantidade de bairros de Fortaleza por grau de pobreza/2000 e 2010**

Índice	Quantidade de Bairros/ 2000				Quantidade de Bairros/ 2010			
	Baixo	Médio	Alto	M. Alto	Baixo	Médio	Alto	M. Alto
IP 1	22	83	11	0	85	31	0	0
IP 2	25	77	14	0	89	27	0	0
IP 3	99	17	0	0	101	15	0	0

Fonte: Elaboração própria, com base nos dados do Censo 2000 e 2010.

Em relação a 2010 (Tabela 1), pode se verificar uma estrutura bem diferente dos resultados do período anterior, há uma redução substancial da pobreza multidimensional, nenhum bairro foi classificado como de alta pobreza, encontrou-se 31 bairros com média pobreza e 89 com baixa pobreza. Isso ratifica a consistência do índice utilizado, bem como os resultados das análises anteriores. Porém, quando se analisa somente a renda, percebe-se que a redução foi pequena, apenas 02 bairros mudaram de categoria, sendo 15 com média pobreza e 101 com baixa. Para esse período, foi perceptível uma redução das discrepâncias entre os dois métodos de avaliação da pobreza em Fortaleza. Também foi perceptível uma melhora nas condições de pobreza. Como já salientado, esse fato pode estar ligado a uma evolução nos serviços públicos oferecidos à população. Entretanto, não se pode negar que, também, tal fato foi provocado por um aumento da renda média dos brasileiros registrado no período, bem como das políticas de transferência direta de renda desenvolvidas pelo Governo Federal (ROCHA, 2005; HOFFMANN, 2006).

Contudo, cabe destacar que, mesmo com essa melhora na distribuição da renda em Fortaleza, como em várias outras regiões do Brasil, ainda é muito elevada a sua concentração, que somente quando foi espacializada pôde-se perceber sua aglomeração, geralmente, em pequenos grupos de localidades, como foi atestado pelo estudo do IPECE (2012).

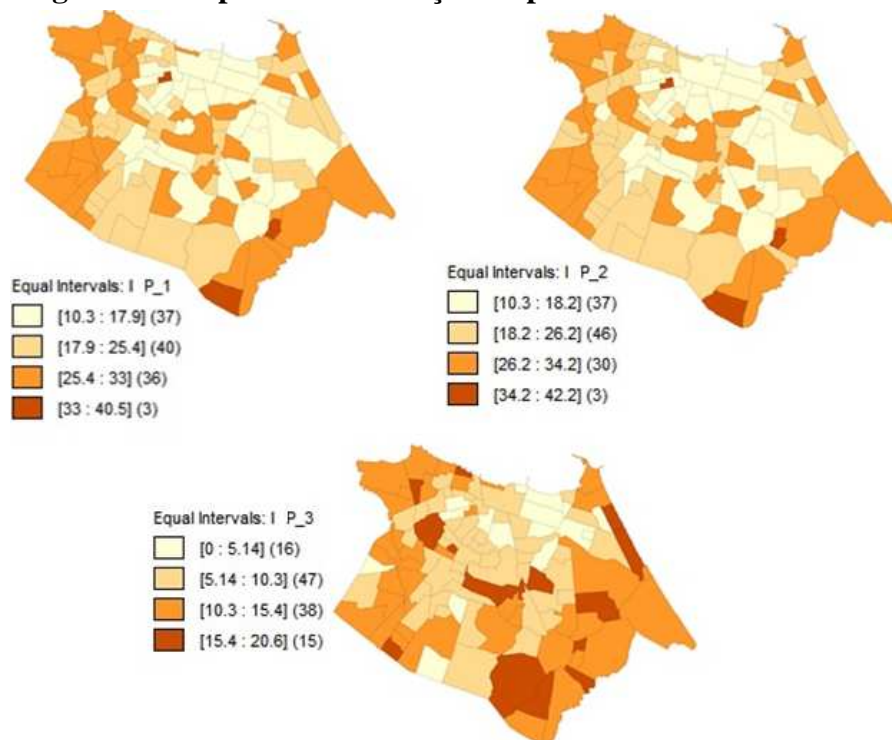
#### 4.2. Análise espacial da pobreza em Fortaleza

Este tipo de análise permite visualizar como a pobreza medida pelos índices aqui calculados está distribuída em Fortaleza, possibilitando, com isso, que se proceda mais comparações entre a pobreza pelo prisma multidimensional e aquela baseada apenas na renda, unidimensional.

Os mapas de distribuição da pobreza nos bairros de Fortaleza para o período de 2000 (Figura 1) demonstram a existência de regiões pobres e não pobres, onde o IP1 e IP2 apresentaram resultados muito semelhantes, enquanto que o IP3, quando o foco é a renda, apresentou uma configuração bem mais diferenciada.

Os mapas ratificam as demonstrações as quais os *rankings* já haviam apresentado, porém com a diferença que aqui pôde-se constatar a espacialização da pobreza, além de apresentar uma grande similaridade<sup>9</sup> entre os índices em análise. Salienta-se que, apesar de apresentar maior quantidade de bairros na condição de pobreza mais elevada no IP3, os valores correspondentes aos bairros são bem menores que nos índices multidimensionais em todos os intervalos, o que causa uma falsa impressão de que a pobreza é maior nesse índice. Contudo, se observarmos mais atentamente os valores apresentados, percebe-se que no IP3 a pobreza por renda é relativamente menor que a multidimensional.

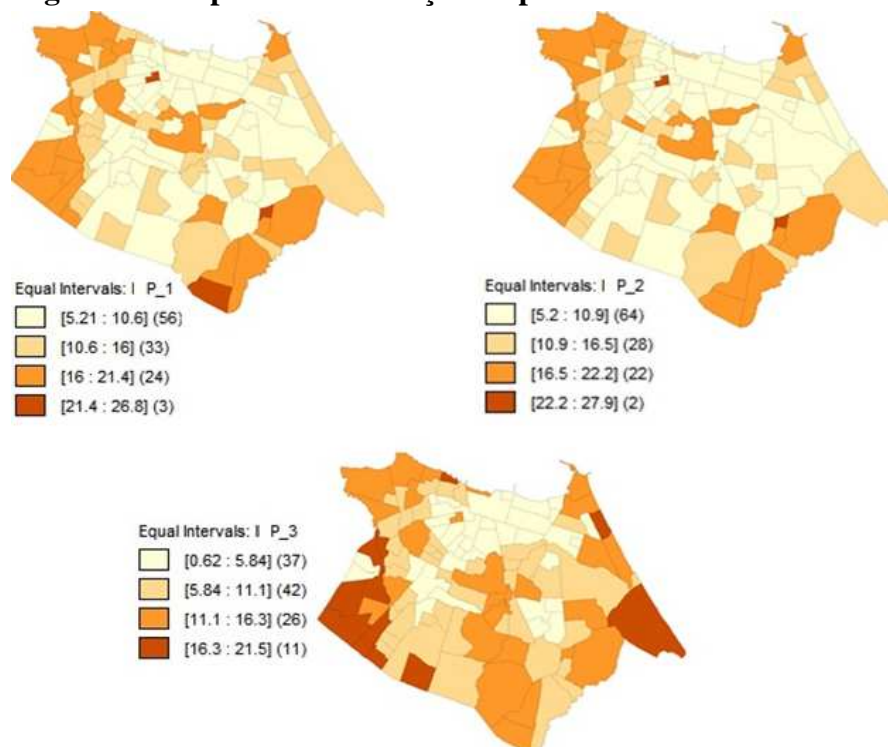
<sup>9</sup> O software GeoDa12 utiliza os valores máximo e mínimo de cada *ranking* para determinar os intervalos de análise, por isso, os resultados são diferentes dos utilizados na graduação dos *rankings* anteriores, que variam, conforme já explicitado, de 0 a 100.

**Figura 1 – Mapas de distribuição da pobreza em Fortaleza/2000**

Fonte: Elaboração própria com auxílio do software GeoDa8.1 e baseado em dados do Censo 2000 e PNUD, IPEA e FJP (2013).

Em relação a 2010 (Figura 2), os mapas de distribuição espacial da pobreza demonstraram que as disparidades entre os índices de pobreza multidimensionais e o índice unidimensional aumentaram ainda mais em relação a 2000.

Observa-se nos mapas multidimensionais uma similaridade dos dois índices, ratificando a análise anterior dos *rankings*, que apontou uma redução da pobreza multidimensional nos bairros de Fortaleza. Há claramente uma ampliação dos intervalos dos bairros situados na melhor condição de pobreza. O mesmo acontece com o índice unidimensional, no intervalo dos bairros com melhor índice de pobreza, que apontou 79 bairros, o que demonstra uma melhora substancial dos índices de pobreza por renda nos bairros, em relação a 2000. Quando se consideram os intervalos em que se classificam os bairros em maior condição de pobreza, levando em conta os dois últimos intervalos, 27 e 26 bairros foram elencados nesses intervalos, considerando os índices IP1 e IP2, respectivamente. Esses dados apontam uma redução na quantidade de bairros nessa condição, em torno de 25%, em comparação a 2000, indicando uma melhora nos índices de pobreza multidimensionais. Entretanto, quando se analisa o mapa unidimensional, foram encontrados 37 bairros nessa mesma condição, representando uma redução ainda mais acentuada, em torno de 30,9%, no mesmo período.

**Figura 2 – Mapas de distribuição da pobreza em Fortaleza/2010**

Fonte: Elaboração própria com auxílio do software GeoDa8.1 e baseado em dados do Censo 2010 e PNUD, IPEA e FJP (2013).

Contudo, as análises espaciais realizadas até o momento têm por base medidas globais e, de acordo com Almeida (2012), deve-se ter em mente que essas medidas podem mascarar a existência de associações locais. Assim, a busca por associações locais lineares, estatisticamente significantes<sup>10</sup>, pode ser efetuada com a utilização do Indicador Local de Associação Espacial (LISA).

Assim, a partir do Índice de Moran, foi possível medir a existência de autocorrelação espacial, em que o gráfico de dispersão aponta para a existência ou não de agrupamentos espaciais, para uma dada variável. Nessa lógica, quanto mais próximo de um, maior será o grau de autocorrelação. Esse índice permite verificar se os dados estão ou não correlacionados espacialmente. Os resultados dos gráficos de dispersão para cada índice calculado são apresentados na Tabela 2.

**Tabela 2 – Índice de Moran do IP1, IP2 e IP3 para os Bairros de Fortaleza/ 2000 e 2010**

	IP1	IP2	IP3
<b>2000</b>	0,199	0,181	0,184
<b>2010</b>	0,161	0,139	0,281

Fonte: Elaboração própria com auxílio do software GeoDa8.1 e baseado em dados do Censo 2000 e PNUD (2013).

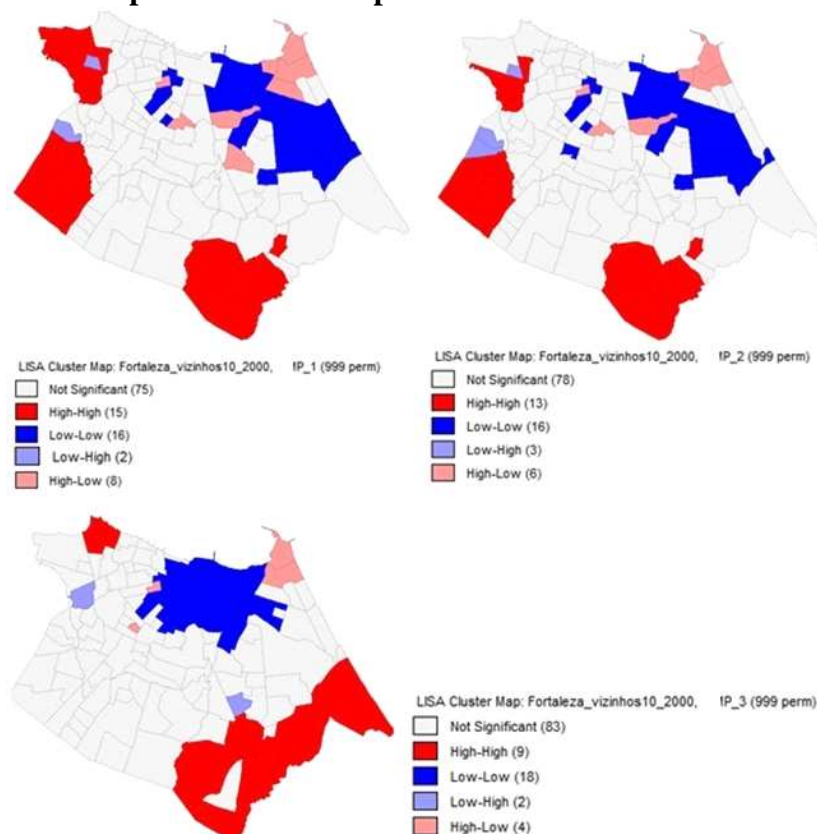
Nos índices multidimensionais, é possível perceber que os valores referentes a 2000 são maiores que os valores encontrados para 2010, no geral, os índices apresentados têm um valor mais próximo de zero, o que aponta para uma baixa autocorrelação espacial positiva da pobreza nos bairros de Fortaleza nesse período. Para o IP3, unidimensional, encontraram-se valores mais relevantes, que apontam uma correlação positiva mais acentuada no período de 2010. No geral, esses resultados

<sup>10</sup> O software GeoDa8.1 já estipula em 999 permutações, ou seja, o estudo é significativo em 0,001%. Isto é, sua aplicação, obedecendo às mesmas características, tem 99,9% de chance de obter o mesmo resultado. Porém, para este estudo, foi considerada uma significância mínima de até 95%.

sugerem a presença de regimes espaciais semelhantes, ou seja, regiões próximas espacialmente com valores parecidos.

Logo, a aplicação do Índice Local de Moran permite que se identifiquem os *clusters* (ou manchas de pobreza) a partir dos resultados do Índice de Moran Global, nesse caso, comparam-se os indicadores e seus vizinhos, verificando se há concentrações espaciais locais ou não, com resultados semelhantes. Assim, é possível visualizar o comportamento desses índices para os anos estudados através dos mapas de *clusters*, (Figura 3).

**Figura 3 – Mapas de *clusters* de pobreza nos bairros de Fortaleza/2000**



Fonte: Elaboração própria com auxílio do software GeoDa8.1 e baseado em dados do Censo 2000, PNUD, IPEA e FJP (2013).

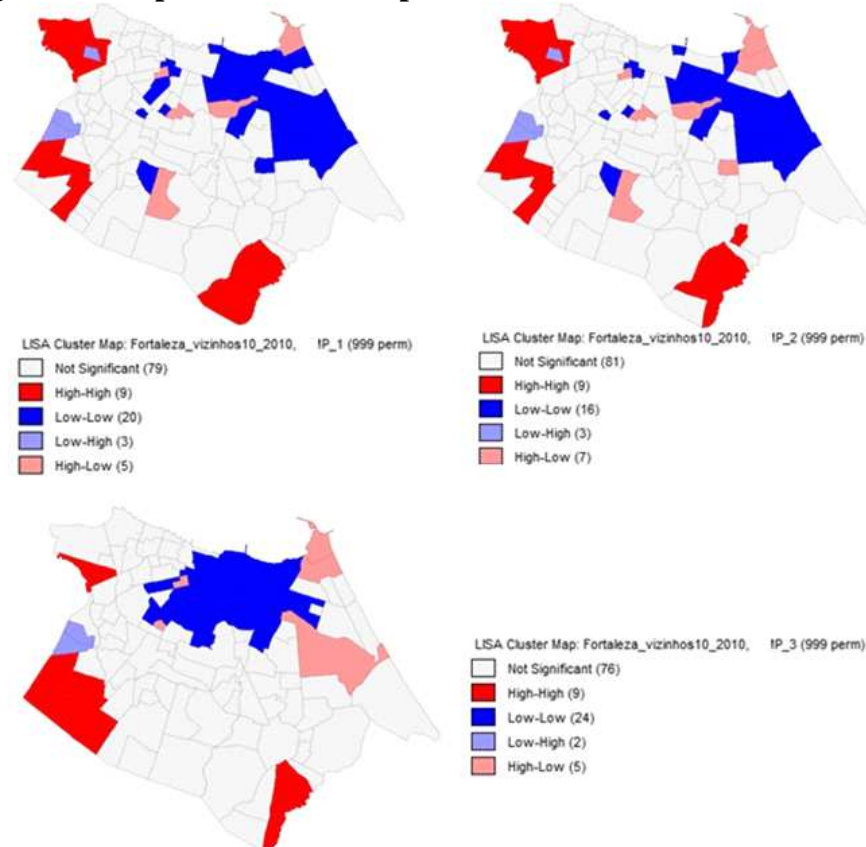
A partir dos resultados obtidos para o período de 2000, é perceptível a presença de *clusters* de bairros classificados como *High-High* (Alto-Alto), que apresentaram altos índices de pobreza rodeados por bairros com alta pobreza, em três pontos distintos do município, no extremo sul, no oeste e norte. Por outro lado, encontraram-se bairros classificados como *Low-Low* (Baixo-Baixo), que apresentam baixos índices de pobreza, cercados por bairros nessa mesma condição, principalmente nas áreas central e leste do município, o que também pode ser denominado como um *cluster* de riqueza. Há, ainda, *clusters Low-High* (Baixo-Alto), indicando que esses *clusters* de riqueza estão rodeados de *clusters* de pobreza. E os *clusters High-Low* (Alto-Baixo) sinalizando alta pobreza cercada por bairros de baixa, em ambos os mapas dos índices multidimensionais (IP1 e IP2), cuja configuração é bem semelhante.

Com relação ao IP3, esse apresentou um *cluster* com alta pobreza rodeado por alta pobreza no extremo sul de Fortaleza, além de um *outlier* no Norte (Barra do Ceará) que apresentou informação discrepante em relação aos outros bairros. No outro extremo, tem-se um grande *cluster* de baixa pobreza rodeado por bairros de alta pobreza, na área central do município, onde estão localizados os bairros Meireles, Praia de Iracema, entre outros mais abastados, conforme o IPECE (2012).



Para 2010 (Figura 4), os resultados obtidos para a o IP1 demonstraram que os bairros que apresentaram *clusters* com alta pobreza rodeada por alta pobreza diminuíram de 15 para 09, por outro lado, nos *clusters* com dispersão negativa (baixa pobreza – rodeada por baixa pobreza) houve um aumento de cerca de 25% em relação a 2000, as regiões de baixa pobreza rodeada por alta pobreza também foram ampliadas, porém as regiões de alta pobreza rodeadas de baixa pobreza foram reduzidas.

**Figura 4 – Mapas de *clusters* de pobreza nos bairros de Fortaleza/2010**



Fonte: Elaboração própria com auxílio do software GeoDa8.1 e baseado em dados do Censo 2010 e PNUD, IPEA e FJP (2013).

Em relação ao IP2, observa-se uma redução dos *clusters* Baixo-Baixo e um aumento dos *clusters* Baixo-Alto e Alto-Baixo.

Acerca do IP3, pode ser observado que os bairros com altos índices de pobreza rodeados por também altos índices permaneceram iguais ao período anterior; já nos bairros de baixo índice de pobreza rodeados por regiões de também baixa pobreza, houve um crescimento em torno de 25% de um período para o outro; para os índices de baixa pobreza rodeados por altos índices de pobreza, não foram registradas alterações; e as regiões com alta pobreza rodeadas por baixa pobreza ampliaram-se de 04 para 05 regiões. Contudo, cabe destacar tanto a redução do *cluster* Alto-Alto, que se localizava no extremo sul do município, no período anterior, quanto o surgimento de outro *cluster* de mesma característica no oeste do município, mais precisamente na região que abrange o bairro de Granja Lisboa. Cabe, ainda, ressaltar a semelhança entre os *clusters* de alta e baixa pobreza nos três índices utilizados neste estudo, todavia o IP3 apresentou um número maior de bairros classificados como Baixo-Baixo. Porém, independente do índice utilizado para análise, é evidente a presença de uma grande concentração de bairros classificados como Alto-Alto na área central de Fortaleza.

Esses resultados reforçam as análises realizadas anteriormente com o índice global, ao mesmo tempo em que ratificam a constatação de que o estudo da pobreza, utilizando apenas o indicador renda

é insuficiente para explicar e demonstrar os *clusters* de pobreza nos bairros de Fortaleza, necessitando a incorporação de variáveis multidimensionais aos estudos.

#### 4.3. Análise econométrica espacial dos bairros de Fortaleza para dados de 2010

Como apresentado por Florax, Folmer e Rey (2003), foi utilizado primeiramente o método dos mínimos quadrados ordinários, a partir daí gerou-se a regressão apresentada na Tabela 3. Logo, com a utilização deste método, foram testadas todas as variáveis.

**Tabela 3 – Regressão do índice de pobreza contra seus determinantes nos bairros de Fortaleza e seus vizinhos para o ano de 2010 pelo método M.Q.O.**

Var. explicativas	Coefficiente	estatística-t	Prob.
C	0.604458	1.08637	0.27967
Renda <i>per capita</i>	-0.000190107	-1.64754	0.10228
Mortalidade infantil	0.603567	25.2717	0.00000
Analfabetismo de 25 anos ou mais	0.205497	6.83823	0.00000
Índice de Theil	1.58976	1.64931	0.10191
Diagnósticos da regressão			
<b>Multicolinearidade</b>		20.559490	
<b>Teste de normalidade dos erros</b>		n°	Prob.
<i>Jarke-Bera</i>		2, 24147	0, 3451296
<b>Diagn. de heterocedasticidade</b>			
<i>Teste Breusch-Pagan</i>		18.0256	0.00122
Diagnósticos de dependência espacial			
		Valor	Prob
Moran's I (error - $\lambda$ )		4.2317	0.00002
Lagrange Multiplier (lag - $\rho$ )		1.7084	0.19119
Robust LM (lag - $\rho$ )		0.5664	0.45168
Lagrange Multiplier (error - $\lambda$ )		1.3569544	0.00000
Robust LM (error - $\lambda$ )		1.954789	0.00000
Lagrange Multiplier (SARMA)		1.365472	0.00000
Var. dependente	<i>IPI</i>	N. de observações	116
R	0.976069	G. de liberdade	111
R-ajustado	0.975207		
Crit. de Akaike	270.69	Crit. Schwarz	284.458

Fonte: Elaboração própria com auxílio do software GeoDa8.1 e baseado em dados do Censo 2010 e PNUD (2013).

Na sequência, realizando uma análise do modelo, constatou-se que o mesmo se mostrou ajustado com o  $R^2$  igual a 0,97. Todas as variáveis apresentaram-se estatisticamente significativas ao nível de 10% e com o sinal esperado compatível com a teoria.

Por fim, foi estimado um modelo econométrico espacial com dados *cross section*, visando identificar os fatores determinantes da pobreza nos bairros de Fortaleza em 2010. A variável “Renda *per capita*”, que representou a renda média do bairro, mostrou-se correlacionada com a teoria que sugere que em locais em que há maior concentração da pobreza, há menor nível de renda *per capita*.

A variável “Mortalidade Infantil” representou precárias condições de saúde. Como observado, existe uma correlação positiva entre mortalidade infantil dos bairros e o índice de pobreza. Os bairros com maiores taxas de pobreza são os bairros em que a mortalidade infantil ocorre com mais frequência.

A variável Analfabetismo de 25 anos ou mais expressa o percentual de analfabetismo nos bairros para os maiores de 25 anos, conforme censo do IBGE de 2010, constata-se a relação positiva em que quanto maior o analfabetismo maior a concentração de pobreza nos bairros.

O índice de Theil (concentração de renda) também influencia positivamente o aumento da pobreza dos bairros de Fortaleza, em que um aumento na desigualdade de renda também gera acréscimos na pobreza multidimensional de 1,59%. Assim, o Índice de Theil comprovou que, quanto maior for a concentração de renda, piores são as condições de bem-estar da população. Giovanetti e Raiher (2015) encontraram resultados semelhantes utilizando o Índice de Gini para os municípios do estado do Paraná, que também tiveram uma relação positiva.

O diagnóstico da regressão de dependência espacial revelou que o Modelo de erro Espacial foi o mais indicado, tanto pelo multiplicador de Lagrange, quanto pelo Lagrange robusto. Os erros apareceram indicados como normais, o que viabilizou a utilização do método de Máxima verossimilhança (M.V.S) na geração do modelo. Há presença de homocedasticidade entre os dados, pois o valor do teste *Koenker-Bassett* foi não significativo. Já a multicolinearidade apresentou-se controlada correspondendo ao valor recomendado por Anselin (1992). No caso do teste de *Jarque-Bera*, tem-se como hipótese nula a normalidade, porém, se  $p > 0,05$ , aceita-se a normalidade.

A regressão com o modelo de erro Espacial para a variável pobreza multidimensional (IP1), conforme Tabela 4, permitiu constatar que as variáveis permaneceram com o sinal esperado, de acordo com a teoria, contudo, algumas variáveis não foram significativas, por exemplo, a variável Renda *per capita* permaneceu com o sinal esperado conforme a teoria, porém deixou de ser significante a 10%. Já as demais variáveis permaneceram significantes a um nível de 10%.

A variável  $\lambda$  ( $\lambda$ ) revela que o peso do impacto da pobreza foi correlacionado espacialmente pelos resíduos como variável explicativa do modelo, ou seja, ocorreu o Erro Autorregressivo Espacial, também conhecido como modelo de Erro Espacial ou SEM – *Spatial Error Model*. O modelo SEM surgiu da incapacidade de se modelar toda a fonte de dependência espacial, oriunda do processo estocástico gerador dos dados espaciais. A parte da dependência não modelada se manifesta no padrão do erro aleatório entre regiões vizinhas, de forma que os erros não sejam autocorrelacionados espacialmente (DARMOFAL, 2006).

**Tabela 4 – Regressão do modelo de Erro Espacial do índice de pobreza contra seus determinantes nos bairros de Fortaleza e seus vizinhos para o ano de 2010 pelo método M.V.S.**

Var. explicativas	Coefficiente	estatística-z	Prob.
C	0.677642	1.3839	0.16639
Renda <i>per capita</i>	-0.0001150	-1.00317	0.31578
Mortalidade infantil	0.605495	27.0856	0.00000
Analfabetismo de 15 ou mais	0.198036	6.81036	0.00000
Índice de Theil	1.32525	1.62358	0.10446
$\lambda$ (Lambda)	0.516759	4.98309	0.00000
Diagnósticos da regressão			
<b>Diagn. de heterocedasticidade</b>		Valor	Prob
<i>Teste Breusch-Pagan</i>		12.8498	0.01203
Diagnósticos de dependência espacial			
		Valor	Prob
<i>Teste de Máximo verossimilhança</i>		15.5136	0.00008
<i>Var. dependente</i>	<i>IP1</i>	<i>N. de observações</i>	116
<i>R</i>	0.980275	<i>G. de liberdade</i>	111
<i>R-ajustado</i>	-		
<i>Crit. de Akaike</i>	255.177	<i>Crit. Schwarz</i>	268.945

Nota: Para esse trabalho chamou-se *Máximo verossimilhança* de M.V.S.

Fonte: Elaboração própria com auxílio do software GeoDa8.1 e baseado em dados do Censo 2010 e PNUD (2013).

Ressalta-se que a variável Renda *Per capita*, que no modelo de erro espacial deixou de ser significativa, mas continuou com sinal correto, não invalidou os resultados encontrados, pois conforme Araújo, Moraes e Cruz (2013), analisar a pobreza multidimensional é utilizar diversas variáveis, fragmentando-as em dimensões (renda, alimentação, saúde, entre outras). Adotar esse método foi uma evolução vista da maneira unidimensional, a qual só considera a renda como indicador. Ainda, segundo os autores, considerar a pobreza multidimensional torna-se mais eficaz, pois, ao tratar a pobreza somente por uma dimensão, pode-se estar negligenciando a real pobreza de uma determinada região.

Com relação ao diagnóstico da regressão, os dados permaneceram homocedásticos e a dependência espacial foi devidamente controlada.

## 5. Considerações finais

O presente estudo concentrou-se em acrescentar novos dados à discussão da pobreza, utilizando o IP, cuja base metodológica é semelhante à utilizada para composição do IPH. Também se utilizou a análise de dados espaciais (AEDE), cujo objetivo foi perceber a espacialização da pobreza no município de Fortaleza – CE. Assim, foram utilizados os dados disponibilizados pelo IBGE, através dos Censos de 2000 e 2010, que foram comparados ao IDHM dos mesmos períodos, disponibilizados pela PNUD (2013), por meio do Atlas de Desenvolvimento Humano do Brasil.

Nesta lógica, a organização dos bairros em *rankings* de pobreza demonstrou que os índices são consistentes para o estudo da pobreza espacial em Fortaleza, mesmo não mostrando grandes diferenças quando ocorre a comparação entre o IP1, que inclui a renda no escopo, e o IP2, que a exclui. Entretanto, quando se compara qualquer um dos dois índices multidimensionais com o IP3, que é composto só pela dimensão renda, apresentaram-se várias modificações na composição dos bairros, tanto para o período de 2000, bem como para 2010, quando as mutações foram mais robustas. Já na comparação com o IDHM, os índices se mostraram como instrumentos relevantes para estudo da pobreza, pois os bairros menos desenvolvidos também foram aqueles classificados como os mais pobres (Ver Anexos I e II), assim como os mais desenvolvidos se encontram na mesma categoria dos menos pobres.

A respeito da análise espacial, os resultados confirmaram a hipótese inicial do estudo, constatando a existência de *clusters* de pobreza em Fortaleza, independente do índice utilizado para fazer a sua medição. Observou-se que o número de *clusters* de baixa pobreza foi bem maior quando se utilizou a análise da pobreza com enfoque apenas na renda, do que quando se utilizaram os índices multidimensionais, apontando uma maior dependência espacial, bem como uma concentração da renda nas localidades mais centrais da cidade. Entretanto, nos mapas multidimensionais, os *clusters*, principalmente de alta pobreza, foram mais numerosos e distribuídos em várias regiões de Fortaleza, indicando que a pobreza com este enfoque está mais distribuída espacialmente.

O diagnóstico de dependência espacial apresentado pelo método M.Q.O. apresentou o modelo de Erro Espacial como o mais indicado. Tal indicador, estimado pelo método M.S.V. revelou que uma política de controle da pobreza tem que abranger outras variáveis, que não só a renda, para uma efetiva política de alívio à pobreza nos bairros de Fortaleza. Portanto, diante dos resultados apresentados, pode-se inferir como determinantes da condição de pobreza em Fortaleza os seguintes fatores, cuja influência foi positiva (ou seja, que tende a elevar a condição de pobreza): o Índice de Theil, Mortalidade infantil e o nível de Analfabetismo de pessoas com 25 anos ou mais. Além disso, o erro espacial se mostrou relevante e, assim, o peso do impacto da pobreza foi correlacionado espacialmente pelos resíduos como variável explicativa do modelo.

Por fim, diante dos resultados encontrados, este estudo evidencia que as políticas públicas de combate à pobreza com foco apenas na renda não são suficientes para combatê-la e, em muitos casos, cria uma minimização do problema, a tempo que aponta uma subestimação da pobreza e do número de pobres. Logo, faz-se necessário os governos inserirem nos seus estudos e programas de combate à pobreza outras dimensões causadoras de privações além da renda e, dessa forma, possibilitarem a criação de políticas públicas capazes de minimizar os efeitos desse fenômeno.

## Referências

- ADAMS, P.; HURD, M. D.; McFADDEN, D.; MERRILL, A.; RIBEIRO T. Healthy, Wealthy and Wise? Tests for Direct Causal Paths between Health and Socioeconomic Status. *Journal of Econometrics*, v. 112, n. 1, p. 3–56, 2003.
- ALMEIDA, E. S. de. *Curso de Econometria Espacial Aplicada* (Apostila). Universidade de São Paulo (USP), Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz” (ESALQ), Piracicaba, 2004.
- ALMEIDA, E. S. *Econometria Espacial Aplicada*. Editora Alínea, Campinas, 2012.
- ALMEIDA, E. S.; PEROBELLI, F. S.; FERREIRA, P. G. C. Existe convergência espacial da produtividade agrícola no Brasil? *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v. 46, n. 01, p. 031–052, 2008.
- AMARAL, R. F. do; CAMPOS, K. C.; LIMA, P. V. P. S. Distribuição da pobreza no estado do Ceará: uma abordagem multidimensional. *Interações*, v. 16, n. 2, p. 327–337, 2015.
- ANAND, S.; SEN, A. K. *Concepts of Human Development and Poverty: a Multidimensional Perspective*. Human Development Papers, UNDP: New York, 1997.
- ANSELIN, L. SpaceStat tutorial: a workbook for using SpaceStat in the analysis of spatial data. *Urbana*, v. 51, p. 61801, 1992.
- ANSELIN, L. *Spatial Econometrics: methods and models*. Kluwert Academic: Boston, 1988.
- ARAÚJO, J. A.; MORAES, G. S.; CRUZ, M. S. Estudo da pobreza multidimensional no Estado do Ceará. *Rev. Ciências Administrativas*, v. 19, n. 1, p. 85–120, 2013.
- ÁVILA, J. F. *Pobreza no Rio Grande do Sul: uma análise exploratória da sua distribuição espacial a partir de indicadores multi e unidimensionais*. 2013. 162 f. Dissertação (Mestrado em Economia do Desenvolvimento). Porto Alegre: FACE, PUCRS, 2013.
- BRASIL. *Indicadores Sociais Municipais: uma análise dos resultados do universo do Censo Demográfico 2010*. Rio de Janeiro, RJ: IBGE, 2011.
- CONCONI, A.; HAM, A. *Pobreza Multidimensional Relativa: una aplicación a la Argentina*. CEDLAS. La plata. Agosto, 2007.
- CRESPO, A.; GUROVITZ, E. A pobreza como um fenômeno multidimensional. *Revista ERA*, v. 1, São Paulo, 2002.
- DARMOFAL, D. Spatial econometrics and political science. In: *Annals of the Annual Meeting of the Southern Political Science Association*, Atlanta, GA, 2006.
- DEVLIN, N.; HANSEN, P. Health Care Spending and Economic Output: Granger Causality, *Applied Economics Letters*, v. 8, p. 561–64, 2001.
- FERES, J. C.; VILLATORO, P. *Cadernos de Estudos Desenvolvimento Social em Debate*. N. 15. Brasília, DF: Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à Fome, 2013.
- FLORAX, R. J. G. M.; FOLMER, H.; REY, S. J. Specification searches in spatial econometrics: The relevance of Hendry’s methodology. *Regional Science and Urban Economics*, v. 33, n. 5, p. 557–79, 2003.
- GIOVANETTI, A. E.; RAIHER, A. P. Uma Análise Multidimensional da pobreza nos municípios paraenses em 2010. *Revista de Estudos Sociais*, v. 17, n.33, p. 228–248, 2015.
- HOFFMANN, R. Transferência de renda e a redução da desigualdade no Brasil em cinco regiões entre 1997 e 2004. *Econômica*, v. 8, n. 1, p. 55–81, 2006.
- IPECE – Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará. Perfil Municipal de Fortaleza. Tema VII: *Distribuição Espacial da Renda Pessoal*. Informe n° 42, Edição Especial. Out., 2012.

- KAGEYAMA, A.; HOFFMANN, R. *Pobreza no Brasil: uma perspectiva multidimensional*. São Paulo, Jun., 2006.
- LACERDA, F. C. C. *A Pobreza na Bahia Sobre o Prisma Multidimensional: uma análise baseada na abordagem das necessidades básicas e na abordagem das capacitações*. 2009. 210 f. Dissertação (Mestrado em Economia), Universidade Federal de Uberlândia. Uberlândia – MG: UFU, 2009.
- LACERDA, F. C. C.; NEDER, H. D. Pobreza Multidimensional na Bahia: uma análise fundamentada no indicador multidimensional de pobreza. *Revista Desenbahia*, n. 13, p 33–70, 2010.
- PIMENTEL, E. A. *Desigualdades Regionais no Brasil e sua dinâmica durante a década de 1990: um estudo espacializado*. São Paulo: USP, 2004.
- PNUD – Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento. *Atlas do Desenvolvimento Humano do Brasil, 2013*. Disponível em: < <http://www.pnud.org.br/atlas/>>. Acesso em: 1 jun. 2016.
- PNUD – Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento. *Poverty in the human development perspectiv: concept end measurement*. Development. Report, 1997.
- POGGI, A. *Social Exclusion in Spain: Measurement Theory and Application*. PhD Thesis, Universitat Autònoma de Barcelona, Spain, 2004.
- ROCHA, S. Impacto sobre a pobreza dos novos programas federais de transferência de renda. *Revista de Economia Contemporânea*, v. 9, n. 1, 153–185, 2005.
- SEN, A. K. *Desenvolvimento Como Liberdade*. 6ª Ed. São Paulo: Companhia das Letras, 2000.
- TOWNSEND, P. The Meaning of Poverty. *The British Journal of Sociology*, v. 13., n. 3, p. 210–227, 1962.

### ANEXO I – Ranking dos “Piores” Bairros de Fortaleza em Relação à Pobreza e ao Desenvolvimento/2000 e 2010

Continua

2000					
Nome do Bairro	IP1	RK	Nome do Bairro	IP2	RK
PARQUE ARAXÁ	40,52	1º	PARQUE ARAXÁ	42,21	1º
PEDRAS	35,98	2º	PEDRAS	37,69	2º
GUAJERU	34,89	3º	GUAJERU	36,22	3º
CURIÓ	32,10	4º	SABIAGUABA	33,59	4º
VILA VELHA	31,95	5º	CURIÓ	32,66	5º
2010					
Nome do Bairro	IP3	RK	Nome do Bairro	IDHM	RK
CURIÓ	20,57	1º	PARQUE ARAXÁ	0,426	116º
ANCURÍ	19,76	2º	GUAJERU	0,461	115º
JARDIM DAS OLIVEIRAS	18,78	3º	PEDRAS	0,466	114º
SAPIRANGA/COITE	18,14	4º	VILA VELHA	0,477	113º
PIRAMBU	18,00	5º	GENIBAÚ	0,481	112º
2010					
Nome do Bairro	IP1	RK	Nome do Bairro	IP2	RK
PARQUE ARAXÁ	26,83	1º	PARQUE ARAXÁ	27,86	1º
CURIÓ	22,60	2º	CURIÓ	22,30	2º
PEDRAS	21,75	3º	PEDRAS	21,68	3º
AUTRAN NUNES	21,22	4º	AUTRAN NUNES	20,63	4º
SIQUEIRA	21,08	5º	SIQUEIRA	20,15	5º

### ANEXO I – Ranking dos “Piores” Bairros de Fortaleza em Relação à Pobreza e ao Desenvolvimento/2000 e 2010

Conclusão

Nome do Bairro	IP3	RK	Nome do Bairro	IDHM	RK
PARQUE PRESIDENTE VARGAS	21,52	1°	CURIÓ	0,567	116°
SIQUEIRA	20,27	2°	PARQUE ARAXÁ	0,580	115°
GRANJA PORTUGAL	19,40	3°	SIQUEIRA	0,624	114°
GENIBAÚ	19,14	4°	DEMÓCRITO ROCHA	0,624	113°
CANINDEZINHO	18,28	5°	SÃO JOÃO DO TAUPÉ	0,624	112°

Nota: Por se tratar de um estudo sobre a pobreza, a classificação é realizada com os bairros mais pobres em primeiro e os menos pobres em último. No caso do IDHM, os bairros mais desenvolvidos possuem valores mais altos e os bairros menos desenvolvidos, valores menores, e são também apresentados em primeiro.

Fonte: Elaboração própria com base em dados do Censo 2000, 2010 e PNUD (2013).

### ANEXO II – Ranking dos “Melhores” Bairros de Fortaleza em Relação à Pobreza e ao Desenvolvimento/2000 e 2010

2000					
Nome do Bairro	IP1	RK	Nome do Bairro	IP2	RK
MEIRELES	10,31	116°	MEIRELES	10,25	116°
ALDEOTA	10,41	115°	ALDEOTA	10,38	115°
COCÓ	10,74	114°	COCÓ	10,78	114°
DIONÍSIO TORRES	11,35	113°	DIONÍSIO TORRES	11,35	113°
DE LURDES	11,37	112°	DE LURDES	11,36	112°
2010					
Nome do Bairro	IP3	RK	Nome do Bairro	IDHM	RK
MEIRELES	2,46	116°	MEIRELES	0,894	1°
COCÓ	2,63	115°	ALDEOTA	0,892	2°
DIONÍSIO TORRES	3,27	114°	COCÓ	0,863	3°
PARQUELÂNDIA	3,51	113°	DIONÍSIO TORRES	0,841	4°
PRAIA DE IRACEMA	3,70	112°	FÁTIMA	0,821	5°
2010					
Nome do Bairro	IP1	RK	Nome do Bairro	IP2	RK
MEIRELES	5,21	116°	MEIRELES	5,20	116°
ALDEOTA	5,21	115°	ALDEOTA	5,20	115°
COCÓ	5,57	114°	COCÓ	5,58	114°
PRAIA DE IRACEMA	5,63	113°	PRAIA DE IRACEMA	5,61	113°
GUARARAPES	5,73	112°	GURARAPES	5,81	112°
2010					
Nome do Bairro	IP3	RK	Nome do Bairro	IDHM	RK
MEIRELES	0,62	116°	ALDEOTA	0,945	1°
COCÓ	0,87	115°	MEIRELES	0,937	2°
DIONÍSIO TORRES	0,99	114°	COCÓ	0,921	3°
JOSÉ BONIFÁCIO	1,06	113°	LUCIANO CAVALCANTE	0,915	4°
FÁTIMA	1,21	112°	DE LURDES	0,915	5°

Nota: Por se tratar de um estudo sobre a pobreza, a classificação é realizada com os bairros mais pobres em primeiro e os menos pobres em último. No caso do IDHM, os bairros mais desenvolvidos possuem valores mais altos e os bairros menos desenvolvidos, valores menores, e são também apresentados em primeiro.

Fonte: Elaboração própria com base em dados do Censo 2000, 2010 e do PNUD (2013).

**Anexo III – Teste de causalidade Granger**

<b>Hipótese Nula(H0)</b>	<b>Teste F</b>	<b>Prob.</b>	<b>Rejeição de H0</b>
IP1(pobreza) não causa (no sentido de Granger) Theil (desigualdade)	128446	0,0005	sim
Theil (desigualdade) não causa (no sentido de Granger) IP1(pobreza)	0,95523	0,3305	não
IP1(pobreza) não causa (no sentido de Granger) Renda <i>per capita</i>	0,03893	0,8440	não
Renda <i>per capita</i> não causa (no sentido de Granger) IP1(pobreza)	130850	0,0004	sim
Mortalidade infantil não causa (no sentido de Granger) IP1(pobreza)	0,10303	0,7488	não
IP1(pobreza) não causa (no sentido de Granger) Mortalidade infantil	206886	0,1531	não
Analfabetismo de 25 ou mais não causa (no sentido de Granger) IP1(pobreza)	0,94620	0,3328	não
IP1(pobreza) não causa (no sentido de Granger) Analfabetismo de 15 ou mais	321187	0,00001	sim

Fonte: Elaboração própria com base em dados do Censo 2000, 2010 e PNUD (2013) com auxílio do pacote estatístico Eviews 8.0.



**CONVERGÊNCIA DO PIB *PER CAPITA* NO RIO GRANDE DO SUL: UMA ANÁLISE DE  
2001 A 2013\***

**Dieison Lenon Casagrande**

Doutorando no Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade  
Federal de Pernambuco (PIMES-UFPE)  
E-mail: dieisonlenon@yahoo.com.br

**Paulo Henrique de Oliveira Hoeckel**

Doutorando no Programa de Pós-Graduação em Economia da Pontifícia  
Universidade Católica do Rio Grande do Sul (PPGE/PUCRS)  
E-mail: ph.hoeckel@gmail.com

**Cezar Augusto Pereira dos Santos**

Professor na Universidade Comunitária da Região de Chapecó (UNOCHAPECÓ)  
E-mail: cezarsantos1975@hotmail.com

**RESUMO:** Este estudo analisa as hipóteses de convergência entre o PIB *per capita* dos municípios do estado do Rio Grande do Sul, tanto em nível estadual como pela divisão em mesorregiões, no período de 2001 a 2013. Para tanto, utilizou-se a teoria de  $\beta$  convergência absoluta e condicional, e a  $\sigma$  convergência. Para verificação da  $\beta$  convergência, aplicaram-se os métodos tradicionais (OLS) e as técnicas espaciais. Os resultados da hipótese  $\beta$  convergência mostram a existência de convergência absoluta e condicional para os municípios do Rio Grande do Sul, tanto pela abordagem tradicional quanto pela espacial, com taxas de convergência variando de 2,64% a 3,48%. Para as mesorregiões, encontram-se evidências para as mesorregiões Noroeste, Nordeste, Centro Oriental, Metropolitana de Porto Alegre e Sudeste. A hipótese de  $\sigma$  convergência também foi verificada para a análise a nível estadual.

**Palavras-chave:** Crescimento econômico; Convergência de renda; Rio Grande do Sul.

**Classificação JEL:** C21; C31; O47; R11.

**ABSTRACT:** This paper analyzes the hypothesis of convergence between the *per capita* GDP of the municipalities of the State of Rio Grande do Sul, both at the state level and by division in mesoregion, from 2001 to 2013. Therefore, we used the theories of  $\beta$  absolute and conditional convergence and  $\sigma$  convergence. For verification of  $\beta$  convergence, we applied traditional methods (OLS) and spatial techniques. The results of the hypothesis of  $\beta$  convergence show the existence of absolute and conditional convergence for the municipalities of Rio Grande do Sul, both the traditional approach and the spatial approach, with convergence rates ranging from 2,64% to 3,48%. For mesoregions, there are evidences of convergence for the mesoregions of the Northwest, Northeast, Central East, Metropolitan Porto Alegre and Southeast. The hypothesis of  $\sigma$  convergence was also observed at the state level.

**Keywords:** Economic growth; Income convergence; Rio Grande do Sul.

**JEL Code:** C21; C31; O47; R11.

## 1. Introdução

Uma das implicações chave do modelo de crescimento neoclássico de Solow (1956) e Swan (1956) é a hipótese de convergência de renda. No debate de convergência, surgem duas definições principais: a convergência absoluta e a convergência condicional. A primeira ocorre quando o nível de renda *per capita* de um país pobre alcança o nível de um país rico, o que pode ser verificado se a taxa de crescimento do país em desenvolvimento é significativamente maior que a do país desenvolvido. Por outro lado, a convergência condicional implica que cada país está convergindo para o seu próprio estado estacionário e que no longo prazo todas as taxas de crescimento serão equalizadas.

Seguindo a seminal contribuição de Baumol (1986), inúmeros estudos surgiram com o intuito de testar a hipótese de convergência. O teste da hipótese de convergência em Baumol (1986) consistia no ajustamento de regressões *cross-country*, relacionando a taxa média de crescimento da renda *per capita*, para um período de tempo fixo, ao nível de renda *per capita* inicial e às características dos países. Muitos destes estudos empíricos têm focado nos estados dos Estados Unidos, entre eles: Barro e Sala-i-Martin (1991), Carlino e Mills (1993), Tsionas (2000), Checherita (2009), Genc *et al.* (2011) e Mello (2011). Para países da Europa, tem-se: Armstrong (1995), Cheshire e Carbonaro (1995), Chatterji e Dewhurst (1996), Cuadrado-Roura (2001), Baumont *et al.* (2003) e Longhi e Musolesi (2007). Portanto, a convergência ocorre se uma correlação negativa for verificada entre a taxa de crescimento média e o nível de renda inicial.

Buscando verificar a hipótese de convergência, vários estudos têm empregado distintos métodos, dentre os mais tradicionais, destacam-se a abordagem *cross-section* e *time series*. Em primeiro lugar, regressões de crescimento *cross-country* foram estendidas para levar em consideração estimações com dados em painel (ISLAM, 1995)<sup>1</sup>. Em segundo lugar, usando uma definição de convergência de séries temporais, Bernard e Durlauf (1995), Evans e Karras (1996), Bernard e Jones (1996) e Evans (1998) desenvolveram testes de raiz unitária para avaliar a hipótese de convergência de renda<sup>2</sup>. Além dessas, algumas abordagens não paramétricas vêm ganhando espaço, seguindo a metodologia proposta e aprimorada por Quah (1993; 1996; 1997), como Durlauf e Johnson (1995), Jones (1997), Bianchi (1997) e Johnson e Takeyama (2003), que investigaram a hipótese da convergência utilizando métodos não paramétricos.

Recentemente, ferramentas de econometria espacial têm sido utilizadas na análise da hipótese de convergência, dado que a abordagem tradicional de análise da hipótese de convergência de renda não tem considerado explicitamente o espaço em que as relações ocorrem. Diversos estudos, entre os quais Rey e Montouri (1999), Clinch e O'Neill (2009), Ertur e Koch (2007) e Lim (2016), aplicaram técnicas econométricas espaciais para explorar o processo dinâmico de convergência de renda regional para tentar avançar no entendimento desse processo de convergência.

Conforme Barro e Sala-i-Martin (1992), a hipótese de convergência de renda é verificada mais facilmente dentro de países do que em análises entre países. Portanto, apesar da grande massa da literatura estar concentrada na análise de convergência entre países, o foco do presente estudo é analisar tais argumentos para os municípios do estado do Rio Grande do Sul, no Brasil.

Atualmente, o Rio Grande do Sul é composto por 497 municípios<sup>3</sup> e possui uma população de aproximadamente 10,7 milhões de habitantes distribuídos em uma área de 281.749 km<sup>2</sup>, e tem

<sup>1</sup> O teste de convergência baseado em regressões *cross-section* foi criticado por Quah (1993) sob o argumento de que a modelagem de uma média condicional pode ser inadequada para analisar a hipótese de convergência. O primeiro problema está relacionado à suposição de que o coeficiente estimado é o mesmo para todas as economias. E o segundo é conhecido como “Galton’s Fallacy”, que mostra que o coeficiente negativo encontrado pode ser o reflexo de uma regressão para a média ao invés de estar implicando convergência.

<sup>2</sup> O método com base em *time-series* pode avaliar a hipótese de convergência sob uma base país por país e abordar diferenças em sua dinâmica de transição. Tais estudos tipicamente têm utilizado testes de raiz unitária para analisar a relação entre a renda *per capita* real para uma economia e aquela de referência (em estudos para países, geralmente utiliza-se como referência os EUA).

<sup>3</sup> Em número de municípios, o Rio Grande do Sul é inferior apenas a Minas Gerais (853) e a São Paulo (645) (IBGE, 2015).

destaque no cenário econômico do país. No ano de 2013, o Produto Interno Bruto (PIB) do estado foi o quinto maior do país, cerca de R\$ 330 bilhões, representando aproximadamente 38% do PIB da região Sul e 7 % do PIB nacional. O PIB *per capita* ficou em torno de R\$ 30.800,00, superior ao PIB *per capita* nacional (R\$ 26.400,00), em valores correntes (IBGE, 2015). Ao analisar o crescimento real do PIB *per capita* estadual, verifica-se um crescimento de aproximadamente 33% de 2000 a 2013. Em uma perspectiva a nível regional, constata-se que a região Sudeste do estado apresentou o menor crescimento real do PIB *per capita* nesse período (15,97%), enquanto que a região Noroeste apresentou o maior crescimento (65,37%). Da mesma forma, a região Sudeste também apresentou o menor PIB *per capita* em 2013, aproximadamente R\$17.000,00, ao passo que a região Nordeste apresentou o maior valor, cerca de R\$ 32.600,00.

Diante desse cenário, pode-se perceber evidências de trajetórias de crescimento diferentes para todas as regiões, apontando que o crescimento econômico não ocorre de maneira equilibrada em todas as regiões. Isso pode ser o reflexo de diferentes estruturas produtivas a nível regional, em que as mudanças setoriais influenciam a configuração espacial da produção e da renda. Portanto, este estudo reconsidera a questão de convergência de renda em economia regional através da perspectiva de utilizar os métodos tradicionais e também o ferramental de análise espacial. Nesse contexto, o objetivo deste estudo é verificar a existência de um processo de convergência entre o PIB *per capita* dos municípios do Rio Grande do Sul, tanto em nível geral como em análise desagregada a nível de mesorregião, através do arcabouço teórico da  $\beta$  convergência absoluta, da  $\beta$  convergência condicional e da  $\sigma$  convergência, considerando a perspectiva espacial na análise.

A principal contribuição do presente estudo é fornecer as primeiras estimativas para o período temporal abordado, o qual mostra um contraste com os resultados encontrados pelos demais estudos em estimativas até meados dos anos 2000. A relevância do período abordado (2001 – 2013) provém de um promissor período para a redução das desigualdades de renda, em termos da expansão de políticas sociais e do crescimento da demanda mundial de matérias primas (principalmente agrícolas), nas quais o Rio Grande do Sul ocupa consolidada posição. Diferentemente do apresentado em Porsse (2008), além do maior número de municípios para o período em questão, exploram-se e se estimam versões alternativas dos modelos de defasagem espacial. O nível mais desagregado deste estudo decorre do fato do maior número de municípios no período em questão, possibilitando assim investigar de forma mais detalhada o fenômeno em estudo.

Os principais resultados deste estudo mostram evidências da existência da  $\beta$  convergência entre os municípios, no entanto, verifica-se que a taxa de convergência não é estável entre todas as mesorregiões do estado. Através da abordagem tradicional, encontrou-se uma taxa de convergência absoluta de 2,64% e de convergência condicional de 3,18%. Ao considerar as especificações espaciais, ambos os coeficientes são superiores, 4,23% e 4,38%, respectivamente.

Além desta introdução, o presente estudo está estruturado em mais quatro seções. Na segunda seção, será apresentada uma breve revisão acerca da questão da convergência, enquanto a terceira seção contempla a estratégia empírica. A quarta seção contempla a apresentação dos resultados e a quinta seção aborda as considerações finais.

## **2. A questão da convergência: evidências empíricas para o Brasil**

O tema “convergência” é amplamente abordado tanto na literatura internacional como nacional. As origens dos modelos de crescimento e convergência são fundamentadas nos modelos neoclássicos de crescimento de Solow (1956), os quais mostram que as taxas de crescimento da renda ou produto *per capita* de diferentes regiões geográficas tendem a se igualar no equilíbrio de longo prazo (estado estacionário). Segundo o autor, isso ocorre porque há retornos decrescentes dos fatores produtivos, sendo por isso que uma região menos desenvolvida tende a crescer mais rapidamente do que outra mais rica. Desse modo, uma breve revisão de estudos empíricos acerca da hipótese de

convergência aponta para uma grande variedade de metodologias empregadas, assim como para uma gama de resultados<sup>4</sup>.

Como ponto de partida, na literatura internacional, Baumol (1986) comprovou, para o período de 1870 a 1979, a existência de convergência absoluta entre dezesseis países industrializados, nos quais se verificou ainda a existência de um processo de menor intensidade na convergência entre os países socialistas. Em um estudo clássico sobre convergência, Barro e Sala-i-Martin (1992) detectaram a existência de convergência absoluta entre os estados americanos no período de 1960 a 1985. Ainda, Sala-i-Martin (1996) obteve os mesmos resultados para um grupo de países da OCDE para o período de 1960 a 1990.

Tendo o modelo de crescimento neoclássico como base, diversos estudos para a economia brasileira, dentre eles Ferreira e Diniz (1995), Ferreira e Ellery Jr. (1996), Ferreira (1996), Schwartzman (1996) e Ferreira (2000), verificaram a existência de convergência absoluta entre os estados no período de 1970 a 1985. Por outro lado, analisando um período mais longo, Zini Jr. (1998), Ferreira (1999), Barossi Filho e Azzoni (2003), encontram fraca convergência do início da década de 1940 até meados da década de 1990.

Ferreira e Ellery Jr. (1996), em um dos primeiros trabalhos para a economia brasileira, analisam a existência de convergência entre a renda *per capita* dos estados brasileiros, no período de 1970 a 1985, utilizando a metodologia de Barro e Sala-i-Martin. Os resultados encontrados para a  $\beta$  convergência apontam para um processo mais lento do que o encontrado por Barro e Sala-i-Martin para os estados americanos, com um valor para a meia-vida próximo a 56 anos. Da mesma forma, Porto Junior e Ribeiro (2000) indicam a formação de clubes de convergência entre os municípios da região Sul do Brasil.

Laurini *et al.* (2005), através de metodologias não paramétricas, sem assumir distribuições de probabilidade e formas funcionais para os dados, analisaram a evolução da distribuição de renda *per capita* relativa para os municípios brasileiros, no período de 1970 a 1996. Os resultados mostram a necessidade de modelar a dinâmica da renda dos municípios brasileiros como um processo de clubes de convergência, mostrando a formação de dois clubes de convergência, um de baixa renda nas regiões Norte e Nordeste e outro de alta renda, formado pelos municípios das demais regiões<sup>5</sup>.

Santos e Carvalho (2007), em uma análise para os estados brasileiros de 1980 a 2002, chegam a resultados que sugerem a existência de dependência entre taxa de crescimento da renda *per capita* e seu valor inicial, de modo que as economias menos desenvolvidas crescem mais rapidamente do que as mais ricas, através de testes de  $\beta$  convergência e  $\sigma$  convergência.

Coelho e Figueiredo (2007) investigam qual das hipóteses de convergência (absoluta, condicional ou clube), melhor descreve a dinâmica da renda dos municípios brasileiros de 1970 a 2000, através do método de *regression tree* e em testes de robustez. Os resultados sugerem que a hipótese de convergência clube domina as demais hipóteses, evidenciando a importância das condições iniciais (com destaque para o capital físico e para as características demográficas) na determinação da renda de longo prazo dos municípios.

Recentemente, o ferramental espacial também passou a ser amplamente empregado em análises de convergência. Mossi *et al.* (2003) analisam a dependência espacial da renda *per capita* regional do Brasil, no período de 1939 a 1998. Os resultados apontam para a existência de dois *clusters* espaciais no Brasil, um situado no Nordeste (de baixa renda) e outro no Sudeste (de alta renda). Além disso, destacam o papel do ambiente no crescimento dos estados, em que estados com vizinhos mais ricos têm mais chance de crescer.

Silveira-Neto e Azzoni (2006), em análise para os estados brasileiros no período de 1985 a 2001, apresentam fortes evidências de dependência espacial e de que a redução da desigualdade regional ocorreu simultaneamente com o aumento da autocorrelação espacial. Os autores mostram

<sup>4</sup> Segundo a teoria neoclássica, outros fatores de produção, como tecnologia, são considerados exógenos e as preferências se concentram em diferentes usos na dotação de fatores de produção, assim os países cresceriam a taxas diferenciadas, em que os mais pobres cresceriam mais rápido, alcançando os ricos em termos de renda *per capita* (convergência absoluta).

<sup>5</sup> Ver também Andrade *et al.* (2004) e Gondim e Barreto (2004), com estudos similares.

ainda a existência de dois *clusters* geográficos, um de baixa renda (regiões Norte e Nordeste) e outro de estados de alta renda (regiões Sul e Sudeste), bem como uma taxa de convergência considerada baixa, em torno de 0.11%.

Mais especificamente para o Rio Grande do Sul, Fochezatto e Stülp (2008), em uma análise para os municípios de 1985 a 1998, através da estimação de uma função de distribuição da renda *per capita* para o ano de 1985 e outra para o ano de 1999, constataram que está em curso um processo de convergência de renda entre os municípios. No entanto, essa convergência deve-se ao comportamento de variáveis demográficas que compensaram o comportamento do produto, que teve um comportamento divergente.

Porsse (2008), através de uma perspectiva espacial, analisa a distribuição da renda *per capita* dos municípios do Rio Grande do Sul no período de 1970-2000. Os resultados apontam para a existência de um processo de convergência absoluta e condicional da renda municipal, no entanto, esse processo aparenta ser não estacionário, com período mais intenso ocorrendo na década de 1970. Conforme o autor, a taxa de convergência de renda permaneceu elevada, com coeficiente de 4,65% e 3,38%, dependendo da especificação utilizada. Ávila e Monasterio (2008), também em análise para o Rio Grande do Sul, concentram a análise nos municípios e nos COREDEs, para o período 1991-2000. Através do instrumental de econometria espacial, com destaque principal para o problema da unidade de área modificável (MAUP- *Modifiable Areal Unit Problem*), os autores destacam a importância da consideração do espaço na análise.

Em análise a nível municipal, para alguns estados em particular, com a utilização do ferramental de econometria espacial, encontram-se alguns estudos na literatura. No que se refere à meia-vida, Barreto (2007) encontrou um tempo de 51 anos para o estado do Ceará, no período de 1996 a 2003 e Vieira (2010), para o estado do Paraná, encontrou um tempo de 58 anos, no período de 1999 a 2006. Para Minas Gerais, Perobelli *et al.* (2007) encontraram taxa de convergência de 7,54%, para o período de 1996 a 2003. Para a Paraíba, Tavares e Silva (2011) encontram uma taxa de convergência de 6,3% para o período de 1970 a 2006. Por fim, para o estado do Paraná, Dias e Porsse (2016) aplicam o instrumental espacial para testar as hipóteses de convergência no período de 2000-2010, encontrando coeficientes de convergência condicional de 3,76 e 3,75, respectivamente, para os modelos de erro espacial e *lag* espacial.

Como visto na breve literatura apresentada, metodologias e resultados são diversos, não havendo um consenso, principalmente quanto ao método utilizado. Tendo essa questão em mente, no presente estudo, são aplicadas as tradicionais técnicas de testes da hipótese de convergência de *cross-section* (Barro e Sala-i-Martin, 1992), com uma extensão para a aplicação de técnicas espaciais, como destacado por Rey e Montouri (1999).

### 3. Metodologia

O *default* da abordagem empírica consiste em testar, inicialmente, a hipótese de  $\beta$  convergência absoluta, através da regressão das taxas de crescimento das economias em análise sobre seus respectivos níveis iniciais de renda. Por outro lado, a hipótese da  $\beta$  convergência condicional implica que as economias com níveis de renda mais distantes de seus estados estacionários terão taxas de crescimento maiores que aquelas localizadas mais próximas a eles, ou seja, são incluídas variáveis de controle para representar o estado estacionário de cada economia (COELHO; FIGUEIREDO, 2007).

Para tanto, nesta seção, apresenta-se inicialmente a base de dados e, em seguida, apresentam-se as formas analíticas de análise da convergência.

#### 3.1. Base de dados

O período amostral abordado equivale ao intervalo compreendido entre os anos de 2001 a 2013. Esse período foi escolhido devido à disponibilidade dos dados e por se tratar da base mais atual existente até a realização do presente estudo. Em meados de 1996, houve, no Rio Grande do Sul, um

grande processo de emancipação de municípios, totalizando hoje, 497 municípios. Assim, a partir de 2001, não se teve o acréscimo de municípios, sendo esses, portanto, geograficamente comparáveis entre esses dois momentos.

Conforme já afirmado, o estado do Rio Grande do Sul encontra-se atualmente dividido em 497 municípios, sendo que desses, 496 são considerados na análise<sup>6</sup>. Devido a fatores como quadro social, quadro natural e rede de comunicação (que apresenta a realidade construída ao longo do tempo pela população que ali se estabeleceu), o estado se divide em sete mesorregiões (Centro Ocidental Rio-Grandense, Centro Oriental Rio-Grandense, Metropolitana de Porto Alegre, Nordeste Rio-Grandense, Noroeste Rio-Grandense, Sudeste Rio-Grandense e Sudoeste Rio-Grandense). A análise desenvolvida também faz uso da divisão em mesorregiões como forma de checar o processo de convergência de renda para regiões específicas do estado.

A variável dependente em estudo é a taxa de crescimento da renda *per capita* para os municípios do Rio Grande do Sul (mensurada pelo PIB *per capita* dos municípios – sendo assim referenciado no restante do texto), construída como a razão entre o PIB *per capita* de 2013 e o PIB *per capita* de 2001, a preços de 2001. Esses dados foram obtidos junto à Fundação de Economia e Estatística (FEE). A principal variável explicativa de interesse é o PIB *per capita* do período inicial da amostra. Ambas as variáveis são utilizadas em logaritmo.

Para a análise da convergência condicional, além da análise espacial introduzida, foram introduzidas as seguintes variáveis como controles, com suas respectivas fontes: taxa de crescimento populacional (FEE); taxa de analfabetismo, anos de estudos, percentual de ocupados com ensino superior completo, percentual de pessoas com 18 anos ou mais com ensino superior completo, percentual de pessoas pobres, percentual de população rural, percentual da população com água encanada, IDHM longevidade e educação, despesas com capital e densidade demográfica (IPEADATA/IBGE). Todas as variáveis de controle têm como base o ano de 2001. Como existem várias diferenças regionais, com a inclusão dessas variáveis, espera-se que as mesmas sejam capazes de absorver diferenças nas características municipais que influenciam o comportamento dos níveis de renda, capturando, principalmente, especificidades das dotações de capital físico e capital humano regional.

### 3.2. Estratégia empírica

Existem diversos métodos para a análise da convergência entre países, regiões, municípios, tais como o da  $\beta$  convergência, da  $\sigma$  convergência e da convergência estocástica (Baumol, 1986). Apesar da existência desses métodos, para se analisar o processo de convergência de renda, neste estudo foram utilizados basicamente dois testes de ampla abordagem na literatura econômica –  $\beta$  convergência e  $\sigma$  convergência. Assim, esta análise se restringiu, em um primeiro momento, ao método sintetizado por Sala-i-Martin (1996), em que são introduzidos controles que condicionam a convergência de renda, tanto associados ao capital humano quanto ao capital físico. E, num segundo momento, a estimação foi controlada pela autocorrelação espacial.

Portanto, na subseção seguinte, apresentam-se as abordagens analíticas da metodologia de  $\beta$  convergência absoluta e condicional padrão, da  $\sigma$  convergência e da  $\beta$  convergência com elementos espaciais.

#### 3.2.1. $\beta$ convergência absoluta e condicional padrão

A definição denominada de  $\beta$  convergência absoluta implica na existência de uma correlação negativa entre o nível da renda no início de um período e a taxa de crescimento da renda nesse mesmo período, ou seja, países ou regiões com rendas mais baixas crescem a taxas mais elevadas que os ricos.

---

<sup>6</sup> O município de Pinto Bandeira não fez parte da análise, pois, até o final de 2012, fazia parte do município de Bento Gonçalves.

O teste para a verificação da  $\beta$  convergência do PIB *per capita* entre os municípios do Rio Grande do Sul seguiu, em um primeiro momento, Barro e Sala-i-Martin (1992), numa análise *cross-section*, apresentando o nível inicial dessa variável como principal variável explicativa. A variável dependente é a taxa de crescimento do PIB *per capita* municipal, para o período de 2001 a 2013.

Inicialmente, a hipótese de  $\beta$  convergência foi testada de forma tradicional por meio de um modelo de regressão linear simples pelo qual se estima a taxa de crescimento do PIB *per capita* em relação ao PIB *per capita* inicial da região, pelo método de Mínimos Quadrados Ordinários, da mesma forma que em Barro e Sala-i-Martin (1992). A equação básica desse teste é expressa por:

$$\frac{1}{T} \ln \left( \frac{Y_{i,t+1}}{Y_{i,t}} \right) = \beta_1 + \beta_2 \ln(Y_{i,t}) + \mu_i \quad (1)$$

em que:  $Y_{i,t}$  = PIB *per capita* no período inicial;  $Y_{i,t+1}$  = PIB *per capita* no período final;  $T$  = número de anos entre os períodos inicial e final da observação amostral;  $\mu_i$  = erro aleatório.

O lado esquerdo da Equação (1) corresponde à taxa de crescimento do PIB *per capita*. Uma correlação negativa entre a taxa de crescimento e o PIB *per capita* inicial ( $\beta_2 < 0$ ) indica que está ocorrendo  $\beta$  convergência absoluta (Barro e Sala-i-Martin, 1992).

Segundo esse modelo, existe  $\beta$  convergência, se  $\beta_2$  é negativo e estatisticamente significativo, já que, nesse caso, a taxa média de crescimento do PIB *per capita* entre o período inicial e o período final é negativamente correlacionada com o nível inicial do PIB *per capita*.

A heterogeneidade nas características populacionais e econômicas entre os municípios gaúchos pode implicar que as suposições subjacentes às estimativas descritas pela  $\beta$  convergência absoluta podem não ser de tal magnitude. Se os municípios não compartilham o mesmo PIB *per capita* de estado estacionário, as estimativas podem sofrer do viés de variável omitida e, em particular, podem levar à rejeição incorreta da hipótese de convergência (Sala-i-Martin, 1996). Assim, estende-se a análise de convergência entre os municípios do Rio Grande do Sul controlando por diferenças no nível do produto de estado estacionário de cada município. Em particular, para a análise da  $\beta$  convergência condicional, conduz-se a estimação da seguinte equação:

$$\frac{1}{T} \ln \left( \frac{Y_{i,t+1}}{Y_{i,t}} \right) = \beta_1 + \beta_2 \ln(Y_{i,t}) + \sum_{i=1}^k \beta_k X_{i,t} + \mu_i \quad (2)$$

em que:  $Y_{i,t}$  = PIB *per capita* no período inicial;  $Y_{i,t+1}$  = PIB *per capita* no período final;  $T$  = número de anos entre os períodos inicial e final da observação amostral;  $X_{i,t}$  = grupo de  $k$  variáveis de controle;  $\mu_i$  = erro aleatório.

A estimação da  $\beta$  convergência condicional inclui como variáveis independentes tanto o nível inicial do PIB *per capita*, quanto um conjunto de  $k$  variáveis com o intuito de controlar para diferenças nos níveis do PIB *per capita* do estado estacionário. Esse grupo de variáveis inclui: anos médios de escolaridade e taxa de analfabetismo; taxa de crescimento populacional e densidade demográfica; Índice de Desenvolvimento Humano; percentual de pessoas pobres e percentual de população rural; e proporção de despesas com capital/PIB.

Deste modo, tendo estimado o valor da estatística  $\beta_2$ , é possível determinar a velocidade de convergência ( $\theta$ ) definida por:

$$\theta = \frac{\ln(\beta + 1)}{(-k)} \quad (3)$$

em que:  $\theta$  = velocidade da convergência;  $\beta_2$  = parâmetro desconhecido, estimado pelas equações (1) e (2);  $k$  = número de anos.

Ainda, é possível calcular o tempo necessário para que as economias percorram metade do caminho que as separam de seus estados estacionários. Esse valor é denominado de meia-vida ( $\tau$ ) e é determinado por:

$$\tau = \frac{\ln(2)}{\theta} \quad (3.1)$$

O teste de  $\beta$  convergência absoluta dado pela expressão (1) considera que todas as unidades geográficas analisadas possuem o mesmo nível do PIB *per capita* em estado estacionário e que as diferenças observadas nos níveis do PIB *per capita* atuais devem-se apenas a desvios de curto prazo no estoque de capital físico *per capita* das regiões em relação a seus níveis em estado estacionário.

### 3.2.2. $\sigma$ convergência

O teste de  $\sigma$  convergência se detém em observar a dispersão do PIB *per capita* dos municípios nos sucessivos anos. A ocorrência de  $\beta$  convergência é uma condição necessária, mas não suficiente<sup>7</sup> para que exista  $\sigma$  convergência. Se em dois municípios acontece o processo de  $\beta$  convergência, tem-se condições para garantir que o mais pobre cresça a taxas superiores que o mais rico.

A condição suficiente de  $\sigma$  convergência é que se verifique uma queda nessa dispersão e pode ser testada pela análise de dispersão do coeficiente de variação (C.V.), o qual é obtido pela razão entre o desvio-padrão do PIB *per capita* no tempo  $t$  e a média aritmética do PIB *per capita* no tempo  $t$ , dado pela equação abaixo:

$$CV_t = \frac{S_t}{Y_t} \quad (4)$$

Valores iguais a zero para o coeficiente de variação significam uma perfeita igualdade na distribuição de renda entre as regiões.

### 3.2.3. $\beta$ convergência: abordagem espacial

Diferentemente da econometria tradicional, a econometria espacial preocupa-se em incorporar em sua modelagem o padrão de interação socioeconômica entre os agentes, denominada de autocorrelação espacial, assim como as suas características no espaço, denominadas de heterogeneidade espacial. Portanto, essas interações e as características estruturais geram efeitos espaciais que influenciam vários processos econômicos (ANSELIN; BERA, 1998).

Desse modo, o presente estudo abordou a análise da convergência de renda, absoluta e condicional, controlando-se os efeitos espaciais, seguindo Rey e Montouri (1999). Portanto, nosso ponto de partida foi a estimação das Equações (1) e (2), nas quais foram aplicados testes de diagnósticos de dependência espacial, a saber: o teste *I de Moran*, aplicado aos resíduos da estimação OLS; o teste do *Multiplicador de Lagrange* robusto (LM) para a variável dependente; e o teste do *Multiplicador de Lagrange* robusto (LM) para o termo de erro (ANSELIN *et al.*, 1996). Os modelos com dependência espacial foram estimados via Máxima Verossimilhança (MV).

A literatura de econometria espacial apresenta, basicamente, três especificações distintas de regressão espacial. Tais especificações, segundo Anselin (1998), englobam o modelo de erro espacial (incorporação de uma variável para capturar os efeitos de vizinhança nos erros, dado pela Equação (5)), o modelo *lag* espacial (efeitos de vizinhança na variável dependente, Equação (6)) e o modelo que incorpora uma variável que captura efeitos de vizinhança nas variáveis independentes – Equação (7)<sup>8</sup>. Portanto, os modelos são especificados, de acordo com Anselin (1998), da seguinte forma:

<sup>7</sup> Para ter uma demonstração mais aprofundada do tema, ver Barro e Sala-i-Martin (1995), capítulo 11.

<sup>8</sup> O modelo que incorpora a defasagem espacial nas variáveis explicativas não será abordado neste estudo, pois se acredita que não há suporte teórico para explicar esta dependência.



$$\frac{1}{T} \ln \left( \frac{Y_{i,t+1}}{Y_{i,t}} \right) = \beta_1 + \beta_2 \ln(Y_{i,t}) + \epsilon_i \quad \epsilon_i = \lambda W \epsilon_i + u \quad (5)$$

$$\frac{1}{T} \ln \left( \frac{Y_{i,t+1}}{Y_{i,t}} \right) = \beta_1 + \beta_2 \ln(Y_{i,t}) + \rho W \frac{1}{T} \ln \left( \frac{Y_{i,t+1}}{Y_{i,t}} \right) + \mu_i \quad (6)$$

$$\frac{1}{T} \ln \left( \frac{Y_{i,t+1}}{Y_{i,t}} \right) = \beta_1 + \beta_2 \ln(Y_{i,t}) + \phi W \ln(Y_{i,t}) + \mu_i \quad (7)$$

em que:  $W$  = matriz de pesos espaciais que captura as relações de vizinhança<sup>9</sup>;  $\lambda$  = coeficiente autorregressivo de erro espacial;  $u$  = resíduo do erro espacial;  $\rho$  = coeficiente de defasagem espacial;  $\phi$  = coeficiente de defasagem da variável explicativa.

É fácil notar que os modelos apresentados nas equações 5-7, através da adição do termo  $\sum_{i=1}^k \beta_k X_{i,t}$  em cada uma das equações, tornam-se a especificação da  $\beta$  convergência condicional.

#### 4. Resultados e discussões

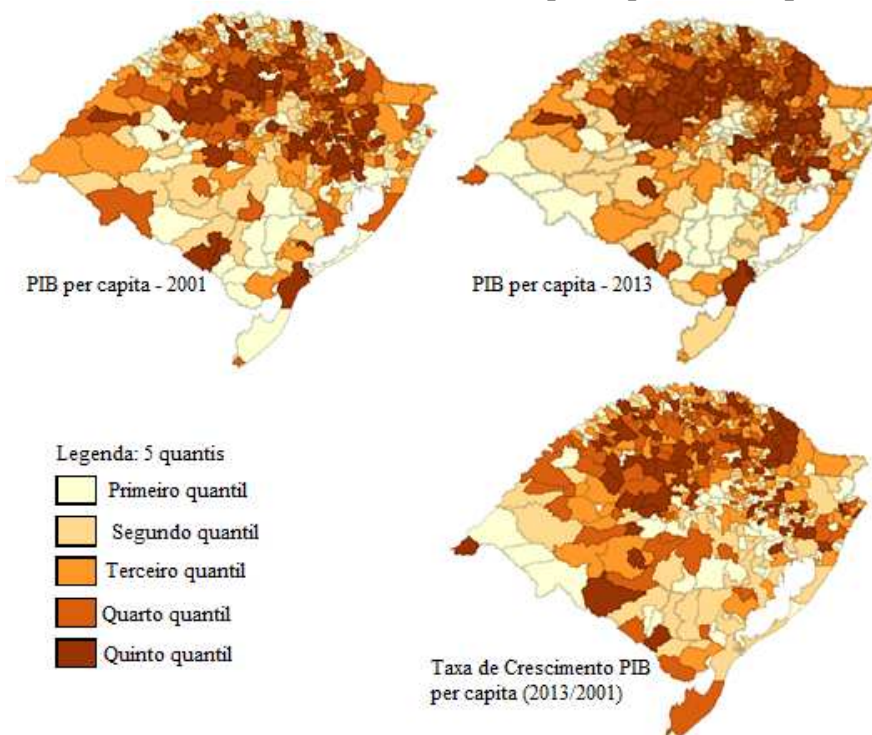
De acordo com Barro e Sala-i-Martin (1992), uma relação negativa entre o PIB *per capita* inicial e a taxa média de crescimento do PIB *per capita* é uma evidência da ocorrência de convergência. Portanto, na presente seção, são apresentados os resultados e as discussões acerca da  $\beta$  convergência absoluta e condicional,  $\sigma$  convergência e da  $\beta$  convergência com dependência espacial.

Antes de aplicar a análise empírica, uma visão geral é apresentada para fornecer uma indicação prévia dos resultados esperados. Primeiro, apresenta-se uma breve análise do comportamento da variável PIB *per capita*, ao longo do período de 2001-2013. Em 2001, a média do PIB *per capita* dos municípios gaúchos era de aproximadamente R\$ 9000,00, ao passo que em 2013 era de aproximadamente R\$ 30800,00. Nesse período, o crescimento médio anual do PIB *per capita* foi de 10,56%, sendo o maior crescimento verificado no biênio 2009-10 (19,36%). No entanto, apesar do crescente aumento ao longo do período, a diferença entre os extremos é elevada. Enquanto que Ametista do Sul apresentava um PIB *per capita* de R\$ 9600,00 em 2013, no município de Triunfo, o PIB *per capita* foi de R\$ 214500,00.<sup>10</sup>

Na Figura 1, apresenta-se o PIB *per capita* municipal para os períodos de 2001 e 2013. A figura divide os municípios em cinco *quantis* pelos seus níveis de PIB *per capita*, pela qual percebe-se uma clara divisão Norte-Sul no nível de renda. Enquanto que os municípios de maior renda encontram-se na metade norte do estado (incluindo municípios próximos à região metropolitana), na metade sul concentram-se os municípios com o menor PIB *per capita*. Analisando-se a dinâmica do crescimento dessa variável, verifica-se que, além do fato dos municípios da metade Norte já apresentarem os maiores níveis de renda, são os que apresentam a maior taxa de crescimento.

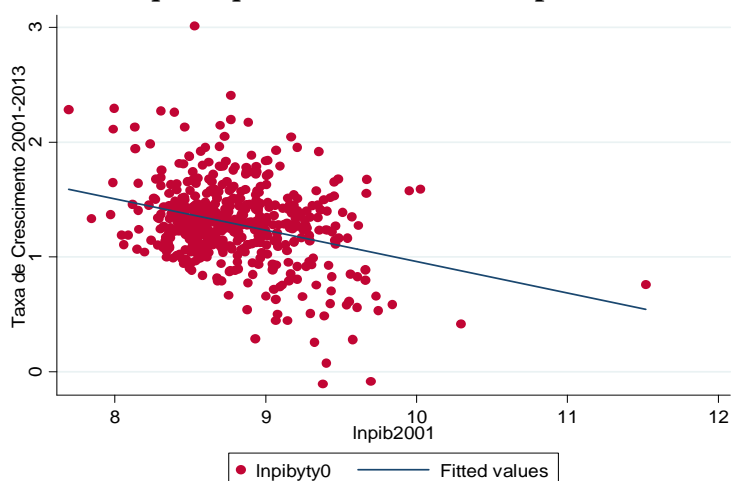
<sup>9</sup> Para uma descrição completa a respeito das matrizes de vizinhança, ver Tyszler (2006) e Lesage e Pace (2009).

<sup>10</sup> Elaborado com base nos dados da FEE (Fundação de Economia e Estatística).

**Figura 1 – Níveis e taxa de crescimento do PIB *per capita* municipal (2001-2013)**

Fonte: Elaborada pelos autores.

A Figura 2 apresenta o diagrama de dispersão para os 496 municípios do estado do Rio Grande do Sul, relacionando seus níveis do PIB *per capita* no ano de 2001 e suas respectivas taxas de crescimento ao longo do período 2001-2013. Adicionalmente, apresenta-se a reta de regressão de ajustamento dos dados, obtida a partir do método de mínimos quadrados ordinários.

**Figura 2 – Taxa crescimento média 2001-2013 do PIB *per capita* e PIB *per capita* inicial dos municípios**

Fonte: Cálculos dos autores a partir dos dados da FEE.

Neste caso, nota-se, inicialmente, que o comportamento das variáveis em termos *per capita* evidencia que está havendo um processo de convergência entre os municípios do Rio Grande do Sul. Sendo assim, há evidências da  $\beta$  convergência absoluta, para o período da amostra. Em termos das

mesorregiões, notam-se resultados semelhantes<sup>11</sup>. Portanto, da mesma forma, para o estado do Rio Grande do Sul, a relação negativa entre o PIB *per capita* em 2001 (em logaritmo) e a taxa de crescimento 2001-2013 para as mesorregiões Centro Ocidental, Centro Oriental, Metropolitana de Porto Alegre, Nordeste, Noroeste, Sudeste e Sudoeste Rio-Grandense mostra que há evidência da  $\beta$  convergência neste período. No entanto, tal análise será aprofundada nas subseções seguintes.

#### 4.1. Análise da $\beta$ convergência

A análise de convergência do PIB *per capita* entre os 496 municípios do Rio Grande do Sul no período de 2001 a 2013 inicia-se estimando a Equação (1) (convergência absoluta). Os resultados encontram-se na Tabela 1, sendo que a coluna 1 apresenta os resultados para todos os municípios, enquanto que as demais colunas (2-8) apresentam as estimações desagregadas por mesorregiões.

O valor negativo e significativo do coeficiente associado ao nível inicial (-0.272) sugere que houve um processo de convergência absoluta entre os municípios gaúchos no período. Isso significa que os municípios mais pobres, em geral, cresceram mais que os mais ricos. Desse modo, o crescimento econômico agiu sobre as disparidades de renda entre os municípios, o que beneficiou em maior escala as economias mais pobres.

No painel inferior da Tabela 1, verifica-se que a taxa de convergência encontrada para o período foi de aproximadamente 2,6% para os municípios gaúchos, o que está de acordo com resultados anteriormente citados da literatura<sup>12</sup>. Associado a este coeficiente da taxa de convergência, o valor encontrado para a meia-vida é de aproximadamente 26,2 anos, ou seja, serão necessários aproximadamente 26,2 anos para reduzir metade das disparidades de renda existentes entre os municípios gaúchos.

Para melhor entender o processo de convergência no estado do Rio Grande do Sul, estimou-se a Equação (1), para cada uma das mesorregiões do estado. Os resultados para essas estimativas são apresentados nas colunas 2-8, da Tabela 1. Os resultados encontrados permitem inferir que, para as mesorregiões Noroeste, Nordeste, Centro-Oriental, Metropolitana de Porto Alegre e Sudeste, existe uma relação negativa entre o nível do PIB *per capita* inicial e a taxa de crescimento, indicando a existência de  $\beta$  convergência absoluta entre os municípios de cada mesorregião. Para as mesorregiões Centro-Ocidental e Sudoeste, embora os coeficientes encontrados sejam negativos, são estatisticamente insignificantes, o que nos impede de fazer inferências sobre eles.

Na análise para as mesorregiões, dado que foram agrupadas de acordo com uma série de critérios, principalmente sociais e econômicos, esperava-se que suas taxas de convergência fossem mais elevadas do que para o estado como um todo. Nesta análise desagregada, as evidências apontam que a taxa de convergência não é estável entre todas as mesorregiões do estado. Os coeficientes da taxa de convergência para as mesorregiões, sob o período total de estudo, variam de 1,23%, na mesorregião Noroeste, para cerca de 9,10%, no Sudeste. Tal diferença pode estar ligada ao fato da quantidade de municípios que compõem cada uma das mesorregiões, dado que, como a mesorregião Noroeste é composta por 216 municípios, as discrepâncias podem ser maiores. Nas mesorregiões Metropolitana de Porto Alegre, Centro-Oriental e Nordeste, verificam-se, respectivamente, taxas de convergência de 3,04%, 4,05% e 4,95%.

Associados à taxa de convergência, na última linha da Tabela 1, encontram-se os resultados para a meia-vida a nível de mesorregião. Para o conjunto de municípios da mesorregião Noroeste, a meia-vida verificada foi de aproximadamente 56 anos, o que significa dizer que em 56 anos a desigualdade observada entre esses municípios seria reduzida à metade. Para as demais mesorregiões, o tempo de meia-vida encontra-se abaixo da média estadual, sendo de aproximadamente, 13, 17, 23 e 8 anos para as mesorregiões Nordeste, Centro-Oriental Metropolitana de Porto Alegre e Sudeste, respectivamente. Essa análise nos possibilita afirmar que os municípios das mesorregiões Nordeste e Sudeste cresceram, no período em análise, acima da média estadual. Essas regiões apresentam as

<sup>11</sup> As figuras, para cada uma das sete mesorregiões, não foram apresentadas, por restrições de espaço. No entanto, podem ser acessados mediante contato com os autores.

<sup>12</sup> Ver, por exemplo, Barreto (2007), Vieira (2010) e Porsse (2008).

menores diferenças nos níveis do PIB *per capita*, e as diferenças que existem estão sendo corrigidas ao longo do tempo. Então, a ocorrência de convergência absoluta mostra que os municípios estão convergindo para o mesmo estado estacionário.

**Tabela 1 – Teste de  $\beta$  convergência absoluta do PIB *per capita* para os municípios do Rio Grande do Sul no período de 2001 a 2013**

Variáveis	Variável Dependente: $\ln(\text{pibpercapita2013}/\text{pibpercapita2001})$							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
lnpib2001	-0,272*** (0,0449)	-0,137* (0,0744)	-0,448*** (0,161)	-0,136 (0,247)	-0,385*** (0,114)	-0,306*** (0,0745)	-0,526 (0,311)	-0,663*** (0,209)
Constante	3,683*** (0,392)	2,569*** (0,647)	5,325*** (1,441)	2,508 (2,119)	4,554*** (0,993)	3,914*** (0,659)	5,908** (2,692)	6,786*** (1,779)
Obs	496	216	53	31	54	98	19	25
R-squared	0,094	0,025	0,178	0,022	0,200	0,168	0,187	0,485
R-Adj	0,0926	0,0250	0,1617	-0,0115	0,1850	0,1594	0,1395	0,4624
F-stat	51,50	5,49	11,03	0,4234	13,03	19,40	3,92	21,65
Breusch-Pagan (p-valor)	0,0035	0,0274	0,8668	0,0000	0,0231	0,7801	0,3471	0,1377
AIC	327,2075	99,64405	57,864	13,38361	16,56515	69,75149	14,8616	9,208221
( $\theta$ )Taxa de Convergência <sup>a</sup>	0,026454	0,012278	0,049517	-	0,040511	0,03044	-	0,090639
Meia-vida <sup>b</sup>	26,20	56,45	13,00	-	17,11	22,77	-	7,65

Nota: <sup>a</sup> A taxa de convergência é obtida usando  $\theta = \ln(\beta + 1) / (-k)$ . <sup>b</sup> A meia-vida é obtida por:  $\ln(2) / \theta$ , em anos. As colunas 2-8 representam, respectivamente, as estimações para as mesorregiões: Noroeste, Nordeste, Centro-Ocidental, Centro-Oriental, Metropolitana de Porto Alegre, Sudoeste e Sudeste Rio-Grandense. Erros-padrão robustos entre parênteses. \*\*\*p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1

Fonte: Resultados da pesquisa.

Na sequência, na Tabela 2, são apresentados os resultados das estimativas da Equação (2), ou seja, da convergência condicional de renda. A especificação da Equação 2 visa diminuir o viés de variável omitida presente na Equação (1), com a introdução de variáveis associadas ao capital físico e ao capital humano de cada município, controlando assim diferenças estruturais relevantes no período inicial. Portanto, como indicado pela Equação (2), foi incluído um vetor  $X$  de variáveis explicativas, representativo de aspectos sociais, econômicos e demográficos. Os resultados apresentados na Tabela 2 mostram que o coeficiente estimado do PIB *per capita* inicial, para todos os municípios, manteve-se negativo e significativo (-0,317), no entanto, de magnitude maior que o encontrado para a hipótese de convergência absoluta. Portanto, pode-se inferir que o processo de convergência de renda dá-se de forma que os municípios estão convergindo para seus próprios estados estacionários, em que os mais distantes do equilíbrio crescem a uma taxa maior.

De modo geral, a inclusão de controles associados ao capital humano e ao capital físico indica uma taxa de convergência mais acelerada entre os municípios, tanto a nível estadual, como a nível regional. A nível estadual, a taxa de convergência condicional é cerca de 16% maior que a convergência absoluta, sendo de 3,18%. Esse coeficiente está associado a um tempo de meia-vida de aproximadamente 22 anos.

Para as mesorregiões, da mesma forma que para a convergência absoluta, na convergência condicional, verificaram-se diferenças significativas nos coeficientes associados às taxas de convergência e à meia-vida. A mesorregião Noroeste continua a apresentar o menor coeficiente da taxa de convergência, 2,23% ao ano, associado a um tempo de meia-vida de aproximadamente 31 anos. Por outro lado, a mesorregião Sudeste, com a maior taxa de convergência, apresenta um coeficiente de 9,52% ao ano e um tempo de meia-vida de 7,28 anos.

**Tabela 2 – Teste de  $\beta$  convergência condicional do PIB *per capita* para os municípios do Rio Grande do Sul no período de 2001 a 2013<sup>13</sup>**

Variável Dependente: $\ln(\text{pibpercapita2013}/\text{pibpercapita2001})$								
Variáveis	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
lnpib2000	-0,317*** (0,0515)	-0,235** (0,0909)	-0,434** (0,182)	-0,294 (0,233)	-0,557*** (0,126)	-0,330*** (0,0840)	-0,392 (0,277)	-0,681** (0,270)
Constante	2,955*** (0,520)	1,393* (0,815)	5,080** (2,090)	3,747 (2,357)	4,774*** (1,184)	3,190** (1,298)	4,652** (2,140)	7,187** (3,197)
Controles <sup>a</sup>	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Obs	496	216	53	31	54	98	19	25
R-squared	0,128	0,112	0,197	0,164	0,341	0,199	0,585	0,526
R-Adj	0,1190	0,0914	0,1112	-0,0028	0,2720	0,1560	0,4251	0,4010
F-stat	14,37	5,32	2,30	0,98	4,96	4,59	3,66	4,21
Breusch-Pagan (p-valor)	0,0012	0,0198	0,0525	0,0013	0,1654	0,2345	0,4216	0,2973
AIC	316,5447	87,33758	64,63728	16,51483	14,15218	73,98388	10,10302	15,13714
( $\theta$ )Taxa de Convergência <sup>b</sup>	0,031772	0,022323	0,047430	-	0,067849	0,033373	-	0,095214
Meia-vida <sup>c</sup>	21,82	31,05	14,61	-	10,22	20,77	-	7,28

Nota: <sup>a</sup> As variáveis de controle incluídas na estimativa, conforme pode-se verificar na Tabela A2 em Anexo, são: IDH Educação e IDH Longevidade, ambos para 2000, relação das despesas sobre o PIB e a densidade demográfica. <sup>b</sup> A taxa de convergência é obtida usando  $\theta = \ln(\beta + 1) / (-k)$ . <sup>c</sup> A meia-vida é obtida por:  $\ln(2) / \theta$ , em anos. As colunas 2-8 representam, respectivamente, as estimativas para as mesorregiões: Noroeste, Nordeste, Centro-Ocidental, Centro-Oriental, Metropolitana de Porto Alegre, Sudoeste e Sudeste Rio-Grandense. Erros-padrão robustos entre parênteses. \*\*\*p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Fonte: Resultados da pesquisa.

#### 4.2. Análise da $\sigma$ convergência

Na Tabela 3, conforme a Equação 4, são apresentados os resultados do teste de  $\sigma$  convergência para o PIB *per capita* dos municípios do Rio Grande do Sul e para as mesorregiões, no período de 2001 a 2013. Conforme Monfort (2008), enquanto a  $\beta$  convergência foca em detectar possíveis processos de *catching-up*, a  $\sigma$  convergência simplesmente se refere a uma redução de disparidades entre regiões no tempo. No entanto, os dois conceitos estão intimamente relacionados.

**Tabela 3 – Coeficientes de variação do PIB *per capita* dos municípios do Rio Grande do Sul**

Região	C. V. 2001	C. V. 2013	Evolução C. V. (2013-2001)
Rio Grande do Sul	0,7228	0,5981	-0,1247
Centro Ocidental	0,3476	0,5013	0,1537
Centro Oriental	0,3996	0,4064	0,0068
Metropolitana de Porto Alegre	1,2366	0,8535	-0,3831
Nordeste	0,4208	0,5952	0,1744
Noroeste	0,3972	0,4917	0,0945
Sudeste	0,5128	0,3672	-0,1456
Sudoeste	0,7062	0,4047	-0,3015

Fonte: Resultados da pesquisa.

<sup>13</sup> Em anexo, a Tabela A1 apresenta as estimações para a Equação (2) com diversas variáveis explicativas. No entanto, pela estimação inicial, muitas dessas variáveis não foram significativas. Dessa forma, o modelo foi estimado restringindo algumas variáveis e a Tabela A2 em anexo contempla as estimativas completas para os coeficientes das variáveis de controle da Tabela 2 acima.

Em nível estadual, confirma-se a hipótese de  $\sigma$  convergência, ou seja, há um processo de redução das dispersões das rendas, indicando que as desigualdades municipais se reduziram ao longo do período analisado, como pode ser observado na Tabela 3.

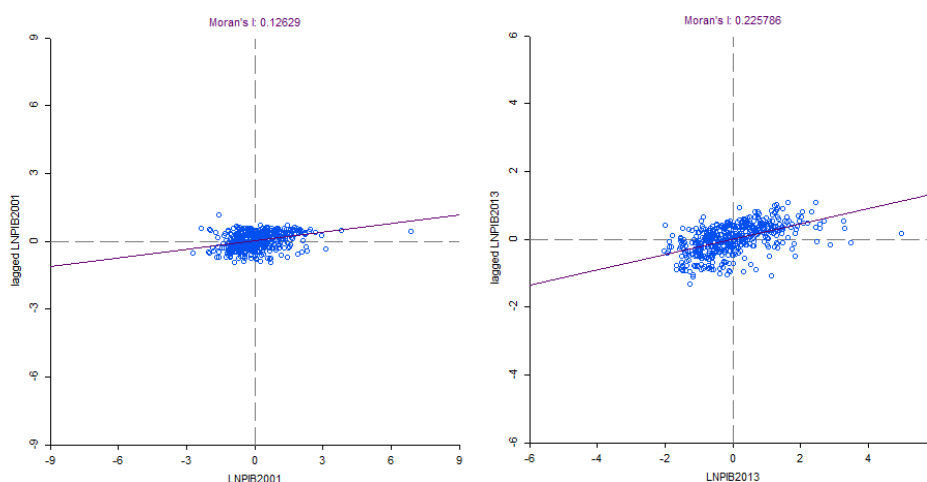
Para as mesorregiões, de modo geral, os resultados não confirmaram os argumentos da abordagem  $\beta$  convergência absoluta. Conforme os resultados da Tabela 3 para o coeficiente de variação, apenas as mesorregiões Metropolitana de Porto Alegre, Sudeste e Sudoeste apresentaram diminuição no coeficiente de variação, enquanto que, nas demais, não houve uma redução na dispersão do PIB *per capita*.

#### 4.3. $\beta$ convergência: análise espacial

Inicialmente, apresenta-se uma breve análise exploratória da dependência espacial da variável PIB *per capita*, com o intuito de evidenciar disparidades regionais entre os municípios gaúchos. A Figura 3 apresenta o indicador *I de Moran* de correlação espacial<sup>14</sup>. Para os dados do ano de 2001 e 2013, o valor positivo e significativo informa que há correlação espacial positiva, indicando que os municípios com PIB *per capita* mais elevado tendem a estar cercados por municípios também mais ricos<sup>15</sup>.

Conforme apresentado por Anselin (1995) e Almeida (2012), o indicador *I de Moran* é incapaz de demonstrar padrões de aglomeração regional. No entanto, o indicador LISA (*Local Indicator of Spatial Association*) é capaz de demonstrar e classificar as correlações espaciais de cada unidade amostral com a de seus vizinhos<sup>16</sup>. A Figura 4 apresenta os *clusters* espaciais para os municípios do Rio Grande do Sul, através da qual é possível perceber a existência de alguns *clusters* bem definidos.

**Figura 3 – Estatística *I de Moran* de Correlação Espacial**



Nota: Painel da esquerda para o ano de 2001 e da direita para 2013.

Fonte: Elaborada pelos autores.

De acordo com a Figura 4, verifica-se a presença de dois pequenos *clusters* de baixa renda, um no extremo norte e outro na metade sul do estado. Por outro lado, pequenos *clusters* de municípios de alta renda são encontrados nas mesorregiões Noroeste, Nordeste e Metropolitana. Já para o ano de 2013, percebe-se claramente a existência de dois *clusters* bem definidos: primeiro, um aglomerado

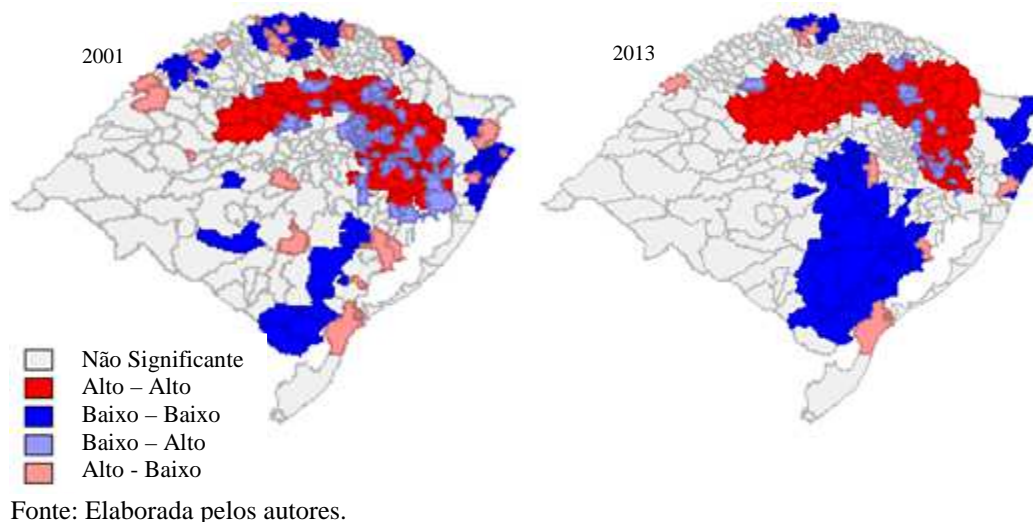
<sup>14</sup> Formalmente, a estatística *I de Moran* é representada por:  $I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} z_i z_j}{\sum_{i=1}^n z_i^2}$ , onde  $w_{ij}$  são elementos da matriz de pesos espaciais;  $n$  é a quantidade de municípios;  $z_i$  e  $z_j$  representam os desvios em relação à média do PIB *per capita*.

<sup>15</sup> Para ambos os anos, o *p-valor* calculado foi de 0,001, a partir de 999 aleatorizações da distribuição.

<sup>16</sup> Para mais detalhes sobre o indicador LISA, ver Anselin (1995).

de municípios com alto PIB *per capita* que abrange parte considerável dos municípios da metade norte do estado; segundo, um *cluster* de municípios de baixo PIB *per capita*, abrangendo municípios da região central e metade sul do estado.

**Figura 4 – Distribuição espacial dos Clusters de PIB *per capita* no Rio Grande do Sul – 2001 e 2013**



Por fim, são apresentados os resultados para a análise da existência de dependência espacial no processo de convergência de renda dos municípios do Rio Grande do Sul<sup>17</sup> (Equações (5) - (7) e variantes desses modelos). Assim, esta subseção determina se existem evidências estatisticamente significativas de dependência espacial, ao nível de municípios.

De forma primordial, é necessário destacar que, para a definição da matriz de pesos, levou-se em consideração o grau de ajustamento das especificações. Verifica-se mais à frente que o melhor ajustamento, com base no critério de AIC, dá-se pela matriz de contiguidade de primeira ordem (*queen*), portanto, os resultados principais são apresentados com base nesta matriz de pesos<sup>18</sup>. No Anexo C, apresentam-se os resultados das diferentes especificações, com base nas diferentes matrizes de pesos espaciais<sup>19</sup>. Os modelos espaciais aqui abordados foram estimados por Máxima Verossimilhança.

Destaca-se primeiro que as estimativas apresentadas nas colunas 1 e 2 da Tabela 4 são as mesmas que as apresentadas na coluna 1 das Tabelas 1 e 2, respectivamente. O objetivo de reproduzir novamente essas estimativas foi apresentar diagnósticos para a presença de efeitos espaciais. Foram aplicados três testes para a dependência espacial: o teste *I de Moran*, aplicado aos resíduos da

<sup>17</sup> A análise espacial concentra-se a nível estadual, não sendo efetuadas as estimações para as mesorregiões.

<sup>18</sup> Cabe destacar que existem outras formas de selecionar as matrizes de pesos espaciais. Além do procedimento de análise do ajustamento das especificações às diferentes matrizes (procedimento aqui adotado), podem-se verificar as matrizes que maximizam o coeficiente de autocorrelação (através do *I de Moran*). No entanto, como essa prática não apresenta solidez estatística ou teórica, seus resultados devem ser analisados com cuidado. Segundo Chi e Zhu (2008), esse procedimento consiste no uso de uma ampla gama de especificações de vizinhança, optando-se por aquela que maximiza o coeficiente de autocorrelação (para detalhes acerca das matrizes de pesos espaciais, ver Tyszler (2006) e Lesage e Pace (2009). Nesta feita, deparamo-nos com dois tipos de matrizes que apresentam os maiores coeficientes para o *I de Moran*: nas matrizes com *k* vizinhos mais próximos, a matriz com um vizinho apresentou o coeficiente superior (0,24); nas matrizes do tipo *queen*, a matriz de contiguidade de primeira ordem apresentou o maior coeficiente (0,22). Como se percebe, ambos os coeficientes são muito próximos. No Anexo B, encontram-se graficamente os valores para a estatística *I de Moran* para diferentes tipos de matrizes, tanto para as estimativas para o modelo de convergência condicional, quanto a absoluta. Novamente, ressalta-se que a matriz aqui adotada, pelos motivos apresentados no texto, foi a matriz *queen* de primeira ordem.

<sup>19</sup> Agradecemos ao avaliador anônimo pela sugestão e os argumentos aqui apresentados seguem os seus comentários.

estimação OLS; o teste do Multiplicador de Lagrange ( $LM$ ), para a variável dependente e sua versão robusta; e o teste do Multiplicador de Lagrange ( $LM$ ), para o termo de erro e a sua versão robusta<sup>20</sup>.

O painel B da Tabela 4 (colunas 1 e 2) apresenta alguns diagnósticos para a presença de efeitos espaciais. Os resultados do teste I de Moran são significativos tanto para a análise da convergência absoluta (coluna 1), quanto para a convergência condicional (coluna 2). Quanto aos resultados dos testes  $LM$ , verificou-se que, independente das matrizes de pesos associadas (no Anexo C são apresentadas, por robustez, os resultados para diferentes matrizes), tanto o  $LMlag$  quanto o  $LMerror$  são estatisticamente significativos, da mesma forma que o teste  $SARMA$ <sup>21</sup>. Ao se analisar as versões robustas dos testes  $LMlag$  e  $LMerror$ , verificou-se que o  $LM$  para o modelo de erros espacial é superior. Portanto, nesse caso, pode-se afirmar que o modelo de erros, aparentemente, é o que melhor se ajusta aos dados, ou, possivelmente, ao modelo  $SARMA$  (dependência espacial tanto na variável dependente e no termo de erro)<sup>22</sup>. Dessa forma, foram estimados os modelos com a dependência espacial nos erros, o modelo  $SARMA$  e versões alternativas aos modelos que incluem a defasagem espacial apenas no termo de erro ou na variável dependente, ou seja, os modelos do tipo *Durbin*<sup>23</sup>, que acrescentam a defasagem espacial das variáveis explicativas. Os resultados das estimativas com a matriz *queen* de primeira ordem encontram-se na Tabela 4. No Anexo D, são apresentados os valores das estatísticas AIC para as diversas matrizes e as diferentes especificações dos modelos, justificando a escolha do modelo SDM como o de melhor ajuste.

As colunas 3-5 da Tabela 4 apresentam os resultados da estimação da convergência absoluta (coluna 3) e da convergência condicional (colunas 4 e 5) para os modelos espaciais. É interessante notar que a velocidade de convergência continua elevada nas regressões espaciais, com uma magnitude semelhante à apresentada nas estimativas OLS. Na análise da convergência absoluta, o modelo com *lag* espacial da taxa de crescimento do *PIB per capita* e do *PIB per capita* inicial (modelo SDM, coluna 3) apresenta taxa de convergência de 4,23%. Associado a esse coeficiente, encontra-se um tempo de meia-vida de aproximadamente 16 anos. Por outro lado, na análise da  $\beta$  convergência condicional, optou-se por apresentar tanto o resultado para o modelo SDM quanto do modelo SDEM, pelo simples motivo que os valores AIC para ambos os modelos encontram-se muito próximos e os resultados de  $RLM(lag)$ ,  $RLM(error)$  e  $SARMA$  são significativos. Ambas as especificações apresentam uma velocidade de convergência muito próxima. A velocidade de convergência do modelo SDM é 4,38%, associado a uma meia vida de 15,82 anos. Por outro lado, o modelo que assume a dependência espacial tanto no termo de erro quanto nas variáveis explicativas, o modelo SDEM, apresenta velocidade de convergência de 4,12% e meia vida de 16,83 anos.

Em resumo, existem evidências da  $\beta$  convergência absoluta (taxa de 2,64%), bem como, da  $\beta$  convergência condicional (taxa de 3,18%) nos municípios do Rio Grande do Sul, para o período de 2001 a 2013, resultado esse, também encontrado para algumas mesorregiões do estado. Quando elementos espaciais são considerados nas estimativas, ambas as especificações para a convergência condicional levam em consideração as condições iniciais dos municípios (defasagem espacial nas variáveis explicativas), apontando uma taxa de convergência de 4,38% e 4,12% pelos modelos SDM e SDEM, respectivamente.

<sup>20</sup> Segundo Anselin e Rey (1991), o teste *I de Moran* é poderoso contra ambas as formas de dependência espacial (autocorrelação *lag* espacial e espacial do erro), no entanto, não difere entre ambos.

<sup>21</sup> Uma estratégia de estimação muito utilizada na literatura segue a metodologia proposta por Florax, Folmer e Rey (2003), descrita a seguir. Nos testes de diagnóstico de dependência espacial, após a estimação do modelo OLS, caso, tanto o  $LM$  para a defasagem espacial ( $LM_{\rho}$ ) quanto o  $LM$  para o erro espacial ( $LM_{\lambda}$ ) sejam significativos, estima-se o modelo apontado como o mais significativo, de acordo com as versões robustas desses testes. Assim, caso o  $(LM_{\rho}) > (LM_{\lambda})$ , usa-se o modelo com defasagem espacial como o mais apropriado. Caso contrário,  $(LM_{\rho}) < (LM_{\lambda})$ , adota-se o modelo com erro espacial como o mais adequado. Portanto, neste caso, conforme os resultados da Tabela 4, tanto para a convergência absoluta quanto para a convergência condicional,  $(LM_{\rho}) > (LM_{\lambda})$ , sendo assim, o modelo mais apropriado seria o modelo com erro espacial. No entanto, ambos os modelos foram estimados, mas as interpretações dar-se-ão à luz dos modelos de erro espacial (colunas 4-6).

<sup>22</sup> Infelizmente, não há uma versão robusta para o modelo  $SARMA$ .

<sup>23</sup> Para detalhes dos modelos *Durbin*, ver capítulo 2 de LeSage e Pace (2009).



**Tabela 4 – Teste de  $\beta$  convergência espacial do PIB *per capita* para os municípios do Rio Grande do Sul no período de 2001 a 2013**

Variável Dependente: $\ln(\text{pibpercapita2013}/\text{pibpercapita2001})$					
<i>Painel A:</i>	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Variáveis	OLS	OLS	SDM	SDM	SDEM
$\ln\text{pib2001}$	-0.272*** (0.038)	-0.317*** (0.041)	-0.398*** (0.037)	-0.409*** (0.039)	-0.390*** (0.039)
Constante	3.683*** (0.334)	2.955*** (0.468)	4.870*** (0.529)	1.760*** (0.820)	4.150*** (1.1424)
Controles <sup>a</sup>	Não	Sim	Não	Sim	Sim
$Rho$	-	-	0.4447***	0.4037***	-
$Lambda$	-	-	-	-	0.4034***
<i>Painel B:</i> Diagnóstico para a Dependência Espacial					
Moran's I	0.2425***	0.2171***			
Moran's I ( <i>error</i> )	8.879	8.0106			
$LMlag$	47.91***	43.20***			
$LMerror$	76.17***	61.02***			
$RLM(lag)$	28.64***	8.61***			
$RLM(error)$	56.90***	26.42***			
SARMA	104.81***	69.63***			
Obs	496	496	496	496	496
R-squared	0.094	0.128	0.237	0.263	0.259
R-Adj	0.093	0.119			
AIC	329.21	318.54	248.07	246.78	249.67
Teste LL			-119.04	-110.39	-111.84
<i>Painel C:</i>					
( $\theta$ )Taxa de Convergência <sup>b</sup>	0,0264	0,0318	0,0423	0,0438	0.0412
Meia-vida <sup>c</sup>	26,20	21,82	16,39	15,82	16.83

Nota: <sup>a</sup> As variáveis de controle incluídas na estimativa, conforme se pode verificar na Tabela A2 em Anexo, são: IDH Educação e IDH Longevidade, ambos para 2000, relação das despesas sobre o PIB e a densidade demográfica. <sup>b</sup> A taxa de convergência é obtida usando  $\theta = \ln(\beta + 1) / (-k)$ . <sup>c</sup> A meia-vida é obtida por:  $\ln(2) / \theta$ , em anos. Erros-padrão entre parênteses. \*\*\* $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$

Fonte: Resultados da pesquisa.

Algumas evidências empíricas para estados brasileiros têm apontado resultados semelhantes aos encontrados no presente estudo. Por exemplo, no que se refere à meia-vida, Barreto (2007) encontrou um tempo de 51 anos para o estado do Ceará, no período de 1996 a 2003; Vieira (2010), para o estado do Paraná, encontrou um tempo de 58 anos, no período de 1999 a 2006. Para o estado do Rio Grande do Sul, Porsse (2008), através de um modelo *lag* espacial, encontrou uma taxa de convergência de 3,38% e, através de um modelo de erro espacial, uma taxa de 4,65%, para o período de 1970 a 2000. Para Minas Gerais, Perobelli *et al.* (2007) encontraram taxa de convergência de 7.54%, para o período de 1996 a 2003. Para a Paraíba, Tavares e Silva (2011) encontraram uma taxa de convergência de 6.3% para o período de 1970 a 2006. Em análise a nível de estados, Silveira-Netto e Azzoni (2006) encontram uma taxa de convergência de 0,11% para os estados brasileiros, no período de 1985-2001.

## 5. Conclusões

O presente estudo buscou uma melhor compreensão do processo de crescimento dos municípios do Rio Grande do Sul para o período de 2001 a 2013. Para esta análise, utilizou-se a divisão municipal do estado a partir de 2001, na qual há 496 municípios, e para uma segunda análise os municípios foram reagrupados segundo as sete mesorregiões em que são divididos.

A desigualdade regional é uma característica muito frequente ao longo do tempo, tanto no que diz respeito às características econômicas, quanto geográficas e sociais. Desse modo, este estudo teve como objetivo principal observar se há evidência de convergência na taxa de crescimento do PIB *per capita* para os municípios do Rio Grande do Sul, através da análise de  $\beta$  convergência e  $\sigma$  convergência, pela abordagem tradicional e por incremento de componentes espaciais. Assim, pode-se afirmar que, apesar das desigualdades existentes no estado ainda serem acentuadas, houve, nos últimos anos, com base nos resultados obtidos por esta pesquisa, uma redução desse diferencial.

De acordo com os testes de convergência realizados, é possível afirmar, a nível estadual, que há um processo de convergência, de modo que os municipais menos desenvolvidos cresceram mais que os mais desenvolvidos, sendo assim, o crescimento do PIB *per capita* teria agido de forma significativa para reduzir as disparidades entre os municípios. Encontrou-se uma taxa de convergência absoluta de 2,64%, ao passo que a taxa de convergência condicional é de 3,17%. Quando do controle pela dependência espacial, através do modelo de erro espacial, ambas as taxas são mais elevadas, sendo de 3,22% e 3,48%, respectivamente.

Na análise das mesorregiões, encontram-se evidências de convergência, tanto absoluta quanto condicional, pelo método de  $\beta$  convergência para as mesorregiões Noroeste, Nordeste, Centro Oriental, Metropolitana de Porto Alegre e Sudeste. Já para as demais mesorregiões (Centro-Occidental e Sudoeste), não se encontram sinais de que as diferenças intraregionais tenham se reduzido.

Uma das limitações do presente estudo pode ser considerada o período de abrangência da análise, mas isso se justifica quando se tem o intuito de fazer uma análise de um período mais atual e com as recentes transformações econômicas. Outro aspecto diz respeito à utilização do PIB *per capita* como indicador de renda, sendo que a renda *per capita* das famílias pode ser um indicador que mensure de forma mais eficiente as desigualdades intra-estaduais. Por fim, trabalhos futuros poderão abordar a evolução das discrepâncias não só pela análise da  $\beta$  convergência e  $\sigma$  convergência, já que existem diversos outros métodos que captam outros fatores conjuntamente, sendo um dos principais, resolver a questão da endogeneidade.

## Referências

- ALMEIDA, E. *Econometria Espacial Aplicada*. Campinas: Alínea, 2012.
- ANDRADE, E.; LAURINI, M.; MADALOZZO, R; VALLS PEREIRA, P. L. Convergence clubs among brazilian municipalities. *Economics Letters*, v. 83, n. 2, p.179–184, 2004.
- ANSELIN, L. Local indicators of spatial association (LISA). *Geographical Analysis*, v. 27, p. 93-115, 1995.
- ANSELIN, L.; BERA, A. K. Spatial dependence in linear regression models with an introduction to spatial econometrics. *Statistics Textbooks and Monographs*, v. 155, p. 237-290, 1998.
- ANSELIN, L.; BERA, A.; FLORAX, R. J. G. M.; YOON, M. Simple diagnostic tests for spatial dependence. *Regional Science and Urban Economics*, v. 26, n. 1, p. 77-104, 1996.
- ANSELIN, L.; REY, S. J. Properties of tests for spatial dependence in linear regression models. *Geographical Analysis*, v. 23, n. 2, p. 112-131, 1991.
- ARMSTRONG, H. W. Convergence among regions of the European Union, 1950-1990. *Papers in Regional Science*, v. 74, n. 2, p. 143-152, 1995.

- ÁVILA, R. P. D.; MONASTERIO, L. O Maup e a Análise Espacial: um estudo de caso para o Rio Grande do Sul (1991-2000). *Revista Análise Econômica*, v. 26, n. 49, p. 233-259, 2008.
- BAROSSO FILHO, M.; AZZONI, C. *A time series analysis of regional income convergence in Brazil*. Universidade de São Paulo, Nereus, 2003. (Texto para discussão Nereus, n. 9)
- BARRETO, R. C. S. Desenvolvimento regional e convergência de renda nos municípios do Estado do Ceará. 2007. 191f. Tese (Doutorado) – Universidade Federal de Viçosa, Minas Gerais, 2007.
- BARRO, R. J.; SALA-I-MARTIN, X. Convergence across states and regions. *Brookings Papers on Economic Activity*, p. 107-182, 1991.
- BARRO, R. J.; SALA-I-MARTIN, X. *Economic growth*. New York: MacGraw-Hill, 1995.
- BARRO, R.; SALA-I-MARTIN, X. “Convergence”. *Journal of Political Economy*, v. 100, n. 2, p. 223-251, 1992.
- BAUMOL, W. J. Productivity growth, convergence, and welfare: what the long-run data show. *American Economic Review*, 54, p. 1072-1085, 1986.
- BAUMONT, C.; ERTUR, C.; LE GALLO, J. Spatial Convergence Clubs and the European Regional Growth Process, 1980-1995. In: FINGLETON, B. (Ed.). *European Regional Growth*, Springer Verlag, Berlin, p. 131-158, 2003.
- BERNARD, A. B.; DURLAUF, S. N. Convergence in International Output, *Journal of Applied Econometrics*, v. 10, n. 2, p. 97-108, 1995.
- BERNARD, A.; JONES, C. I. Productivity across industries and countries: Time series theory and evidence. *The Review of Economics and Statistics*, v. 78, n. 1, p. 135-146, 1996.
- BIANCHI, M. Testing for convergence: Evidence from non-parametric multimodality tests. *Journal of Applied Econometrics*, v. 12, n. 4, p. 393-409, 1997.
- CARLINO, G.; MILLS, L. Are US regional incomes converging? *Journal of monetary economics*, v. 32, n. 2, p. 335-346, 1993.
- CHATTERJI, M.; DEWHURST, J. H. Convergence Clubs and Relative Economic Performance in Great Britain: 1977-1991. *Regional Studies*, v. 30, n. 1, p. 31-40, 1996.
- CHECHERITA, C. D. Variations on economic convergence: The case of the United States. *Papers in Regional Science*, v. 88, n. 2, p. 259-278, 2009.
- CHESHIRE, P.; CARBONARO, G. Convergence-Divergence in Regional Growth Rates: an empty black box? In: Armstrong and Vickerman (Eds.). *Convergence and Divergence Among European Regions*, Pion, London, 1995.
- CHI, G.; ZHU, J. Spatial regression models for demographic analysis. *Population Research and Policy Review*, v. 27, n. 1, p. 17-42, 2008.
- CLINCH, J. P.; O’NEILL, E. Applying spatial economics to national spatial planning. *Regional Studies*, v. 43, n. 2, p. 157-178, 2009.
- COELHO, R. L.; FIGUEIREDO, L. Uma análise da hipótese da convergência para os municípios brasileiros. *Revista Brasileira de Economia*, v. 61, n. 3, p. 331-352, 2007.
- CUADRADO-ROURA, J. R. Regional convergence in the European Union: From hypothesis to the actual trends. *The Annals of Regional Science*, v. 35, n. 3, p. 333-356, 2001.
- DIAS, F.; PORSSE, A. Convergência de renda nos municípios paranaenses, no período 2000-10: uma abordagem de econometria espacial. *Ensaio FEE*, v. 37, n. 2, p. 581, 2016.

- DURLAUF, S. N.; JOHNSON, P. A. Multiple regimes and cross-country growth behaviour. *Journal of Applied Econometrics*, v. 10, n. 4, p. 365–84, 1995.
- ERTUR, C.; KOCH, W. Growth, technological interdependence and spatial externalities: theory and evidence. *Journal of Applied Econometrics*, v. 22, n. 6, p. 1033–1062, 2007.
- EVANS, P. Using panel data to evaluate growth theories. *International Economic Review*, v. 39, n. 2, p. 295–306, 1998.
- EVANS, P.; KARRAS, G. Convergence revisited. *Journal of Monetary Economics*, v. 37, p. 249–265, 1996.
- FEE – Fundação de Economia e Estatística do Estado do Rio Grande do Sul. Acesso em 10 Jun. 2011. Disponível em: <<http://www.fee.tche.br/>>.
- FERREIRA, A. Concentração regional e dispersão das rendas *per capita* estaduais: um comentário. *Estudos Econômicos*, v. 29, n. 1, p. 47-63, 1999.
- FERREIRA, A. H. B. Convergence in Brazil: recent trends and long-run prospects. *Applied Economics*, v. 32, n. 4, p. 479-489, 2000.
- FERREIRA, A. H.; DINIZ, C. C. Convergencia entre las rentas *per capita* estaduais en Brasil. *Revista Latinoamericana de Estudios Urbano Regionales*, v. 21, n. 62, p. 17-31, 1995.
- FERREIRA, P.C.; ELLERY JÚNIOR, R. G. Convergência entre a renda *per capita* dos estados brasileiros. *Revista de Econometria*, v. 16, n. 1, p. 83-103, 1996.
- FLORAX, R. J. G. M.; FOLMER, H.; REY, S. J. Specification searches in spatial econometrics: The relevance of Hendry's methodology. *Regional Science and Urban Economics*, v. 33, n. 5, p. 557-579, 2003.
- FOCHEZATTO, A.; STÜLP, V. J. Análise da convergência da renda per capita municipal no Rio Grande do Sul, utilizando modelo de Markov-1985-98. *Ensaio FEE*, v. 29, n. 1, 2008.
- GENC, I. H.; MILLER, J. R.; RUPASINGHA, A. Stochastic convergence tests for US regional *per capita* personal income; some further evidence: a research note. *The Annals of Regional Science*, v. 46, n. 2, p. 369-377, 2011.
- GONDIM, J. L. B.; BARRETO, F. A. O uso do núcleo estocástico para identificação de clubes de convergência entre estados e municípios brasileiros. In: *Anais do XXXII Encontro Nacional de Economia -ANPEC*, João Pessoa/Paraíba, 2004.
- ISLAM, N. Growth Empirics: A Panel Data Approach, *Quarterly Journal of Economics*, v. 110, n. 4, p. 1127–1170, 1995.
- JOHNSON, P. A.; TAKEYAMA, L. N. *Convergence Among the U.S. States: Absolute, Conditional, or Club?* Working Paper Vassar College, New York, 2003.
- JONES, C. I. On the evolution of the world income distribution. *Journal of Economic Perspectives*, v. 11, n. 3, p.19–36, 1997.
- LAURINI, M. E. A.; PEREIRA, P. L. V. Income convergence clubs for Brazilian municipalities: a non-parametric analysis. *Applied Economics*, v. 37, n. 18, p. 2099-2118, 2005.
- LESAGE, J. P.; PACE, K. *Introduction to Spatial Econometrics*. 1.ed. Boca Raton: Taylor & Francis Group, p. 331, 2009.
- LIM, U. Regional income club convergence in US BEA economic areas: a spatial switching regression approach. *The Annals of Regional Science*, v. 56, n. 1, p. 273-294, 2016.

- LONGHI, C.; MUSOLESI, A. European cities in the process of economic integration: towards structural convergence. *The Annals of Regional Science*, v. 41, n. 2, p. 333-351, 2007.
- MELLO, M. Stochastic convergence across U.S. states. *Macroeconomic Dynamics*, v. 15, n. 2, p. 160–183, 2011.
- MONFORT, P. *Convergence of EU regions: Measures and evolution*. Working Paper European Commission - Regional Policy, n. 01, 2008.
- MOSSI M. B.; AROCA, P.; FERNÁNDEZ, I. J.; AZZONI C. R. Growth dynamics and space in Brazil. *International Review of Regional Science*, v. 26, n. 3, p. 393-418, 2003.
- PEROBELLI, F. S.; FERREIRA, P. G. C.; FARIA, W. R. Análise da convergência espacial do PIB *per capita* no estado de Minas Gerais. *Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos*, v. 01, n. 01, 2007.
- PORSSE, A. *Dinâmica da desigualdade de renda municipal no Rio Grande do Sul: evidências da análise estatística espacial*. FEE, 2008. (Texto para discussão FEE, nº 42)
- PORTO JUNIOR, S.; RIBEIRO, E. Dinâmica de crescimento regional: Uma análise empírica da região sul. *Revista Econômica do Nordeste*, v. 31(número especial), p. 454–482, 2000.
- QUAH, D. Empirical cross-section dynamics in economic growth. *European Economic Review*, v. 37, n. 2-3, p. 426–434, 1993.
- QUAH, D. Empirics for economic growth and convergence. *European Economic Review*, v. 40, p. 1353–1375, 1996.
- QUAH, D. Empirics for growth and distribution: stratification, polarization, and convergence clubs. *Journal of Economic Growth*, v. 2, n. 1, p. 27–59, 1997.
- QUAH, D. Galton's fallacy and tests of the convergence hypothesis. *Scandinavian Journal of Economics*, v. 95, p. 427–443, 1993.
- REY, S. J.; MONTOURI, B. D. US regional income convergence: a spatial econometric perspective. *Regional Studies*, v. 33, n. 2, p. 143-156, 1999.
- SALA-I-MARTIN, X. The classical approach to convergence analysis. *Economic Journal*, v. 106, n. 437, p. 1019-1036, 1996.
- SANTOS, C. M.; CARVALHO, F. M. A. Dinâmica das disparidades regionais da renda *per capita* nos estados brasileiros: uma análise de convergência. *Revista Economia e Desenvolvimento*, n. 19, 2007.
- SCHWARTSMAN, A. Convergence across Brazilian States IPE, Universidade de São Paulo, 1996. (Discussion Paper, n 02/96.)
- SILVEIRA-NETO, R.; AZZONI, C. R. Location and regional income disparity dynamics: the Brazilian case. *Papers in Regional Science*, v. 85, n. 4, p. 599-613, 2006.
- SOLOW, R. M. A Contribution to the theory of economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, v. 70, p. 65-94, 1956.
- SWAN, T. Economic Growth and Capital Accumulation. *Economic Record*, v. 32, p. 334-61, 1956.
- TAVARES, M. B.; SILVA, M. V. B. da. Análise da Dinâmica da Renda *per capita* nos Municípios Paraibanos, no período de 1970 a 2008. In: *Anais do Encontro Nacional da Associação Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos – ENABER*, Natal-RN, 2011.

TSIONAS, E. G. Regional growth and convergence: evidence from the United States. *Regional Studies*, v. 34, n. 3, p. 231-238, 2000.

TYSZLER, M. Econometria Espacial: discutindo medidas para a matriz de ponderação espacial. 155f. Tese (Doutorado), Fundação Getúlio Vargas, 2006.

VIEIRA, F. L. Convergência de Renda e Desenvolvimento Regional no Paraná (1999-2006). 2010. 110f. Dissertação (Mestrado) – Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Regional e Agronegócio, Universidade Estadual do Oeste do Paraná, Toledo, 2010.

ZINI JR., A. Regional income convergence in Brazil and its socioeconomic determinants. *Economia Aplicada*, v. 02, n. 02, p. 383-441, 1998.

## Anexo A

**Tabela A1 – Teste de  $\beta$  convergência condicional de renda per capita para os municípios do Rio Grande do Sul no período de 2001 a 2013**

Variável Dependente: $\ln(\text{pibpercapita2013}/\text{pibpercapita2001})$								
Variáveis	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
lnpib2001	-0.336*** (0.0601)	-0.329*** (0.106)	-0.643** (0.260)	0.203 (0.277)	-0.521*** (0.140)	-0.376*** (0.128)	0.368** (0.114)	-0.399 (0.241)
txcrescop	-0.00278** (0.00129)	-0.000803 (0.00206)	0.00604 (0.00605)	-0.0252** (0.00879)	-0.0125*** (0.00358)	0.00123 (0.00272)	-0.0150 (0.0112)	0.00167 (0.0107)
taxadeanalfabetismo 2000	-0.0171** (0.00664)	-0.0137 (0.0109)	-0.0482 (0.0298)	-0.00530 (0.0191)	-0.0219 (0.0200)	0.0220 (0.0200)	0.305*** (0.0513)	0.0485 (0.0445)
anosdeestudo2000	0.0392 (0.0630)	-0.0123 (0.137)	0.233 (0.214)	0.227* (0.113)	0.256 (0.167)	0.127 (0.101)	1.890** (0.560)	0.390 (0.401)
%dosocupados comsup.comp.	0.0125 (0.0106)	0.00442 (0.0157)	0.0268 (0.0408)	0.00493 (0.0344)	-0.0206 (0.0325)	0.0245 (0.0180)	-0.0973** (0.0203)	-0.0212 (0.0522)
%de18anosoumais comfund.comp.	-0.0123** (0.00601)	-0.00310 (0.0110)	-0.000263 (0.0193)	0.0157 (0.0148)	-0.0117 (0.0148)	-0.0137 (0.00958)	-0.0747* (0.0248)	-0.0771** (0.0294)
%dapopulação águaencanada	-0.00212** (0.000924)	-0.00209** (0.00105)	-0.00584 (0.00874)	-0.00371 (0.00549)	0.00158 (0.00104)	-0.00216 (0.00440)	0.0701** (0.0134)	0.0142 (0.00828)
idhmlongevidade2000	0.688 (0.526)	1.489* (0.834)	0.600 (1.728)	2.716* (1.493)	-0.854 (1.299)	-0.289 (1.243)	-5.105** (1.506)	0.397 (3.480)
idhmeducao2000	0.813* (0.445)	-0.462 (0.582)	-1.170 (1.834)	-1.460 (1.400)	2.257* (1.137)	0.602 (0.996)	-4.361 (3.519)	5.367* (2.457)
despesapib	0.0420 (0.0371)	-0.414 (0.638)	0.949 (1.810)	-1.349 (3.011)	-0.178 (1.248)	-0.0255 (0.0715)	0.673 (0.553)	-4.499 (7.729)
%depeessoaspobres	0.000184 (0.00195)	-0.00801** (0.00337)	0.0158 (0.0148)	0.0403*** (0.0113)	0.00869 (0.00557)	-0.0231*** (0.00860)	0.0175 (0.0263)	-0.0298 (0.0190)
%populaçãorural	-0.00138 (0.00117)	-0.00308 (0.00208)	0.00770 (0.00530)	-0.000222 (0.00384)	0.000931 (0.00351)	0.000480 (0.00219)	-0.00118 (0.00501)	-0.00622 (0.00520)
densidade demográfica	-0.000117*** (4.16e-05)	-0.000515*** (0.000198)	0.000140 (0.00132)	0.0202** (0.00813)	-2.57e-05 (0.000338)	-7.60e-05 (5.41e-05)	0.0134* (0.00441)	-9.24e-05 (0.00144)
Constant	3.853*** (0.791)	4.177** (1.643)	6.076 (3.878)	-4.908 (3.137)	4.515*** (1.534)	4.547*** (1.624)	-13.91* (4.410)	1.782 (4.051)
Obs.	458	201	48	29	48	92	17	23
R-squared	0.239	0.260	0.421	0.670	0.626	0.358	0.988	0.852

Nota: Erros-padrão entre parênteses: \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.

Fonte: Elaborada pelos autores.

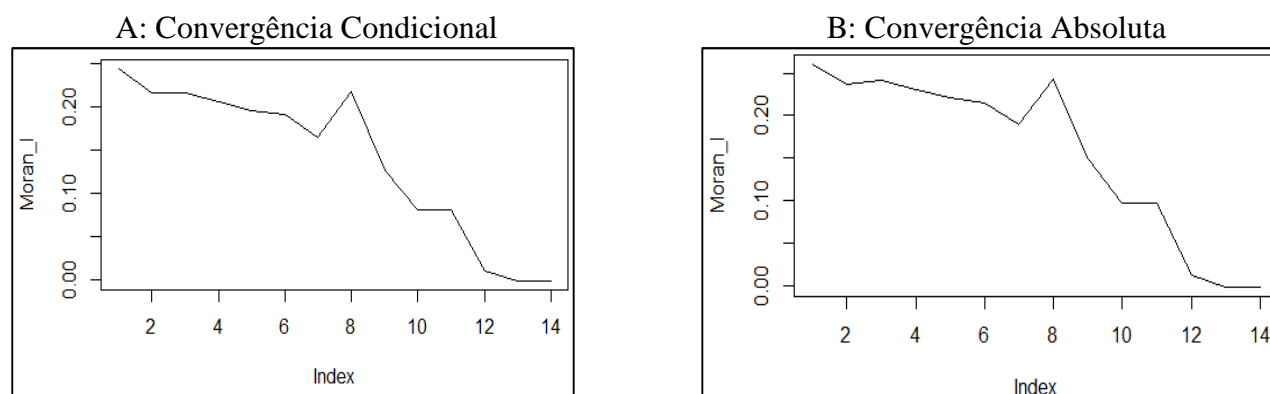
**Tabela A2 – Teste de  $\beta$  convergência condicional (modelo restrito) de renda *per capita* para os municípios do Rio Grande do Sul no período de 2001 a 2013**

Variável Dependente: $\ln(\text{pibpercapita2013}/\text{pibpercapita2001})$								
Variáveis	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
lnpib2001	-0.317*** (0.0515)	-0.235** (0.0909)	-0.434** (0.182)	-0.294 (0.233)	-0.557*** (0.126)	-0.330*** (0.0840)	-0.392 (0.277)	-0.681** (0.270)
idhmeducao2000	0.341 (0.231)	0.311 (0.299)	-0.739 (1.017)	-0.0992 (0.619)	1.562*** (0.564)	0.387 (0.632)	-4.370** (1.966)	0.639 (1.450)
idhmlongevidade 2000	1.243** (0.512)	2.438*** (0.742)	0.497 (1.707)	0.452 (1.766)	0.775 (0.934)	0.975 (1.514)	2.393 (3.182)	-0.544 (1.893)
despesapib	0.0942** (0.0392)	0.0985 (1.043)	0.598 (1.236)	-0.144 (3.150)	1.755 (1.872)	0.0753* (0.0432)	0.239 (0.506)	-4.273 (8.253)
densidade demográfica	-0.0001*** (4.68e-05)	-0.0005*** (0.000102)	0.000784 (0.000683)	-0.0121* (0.00617)	-0.000335 (0.000563)	-7.98e-05 (5.02e-05)	0.0125* (0.00617)	-0.00028 (0.000841)
Constant	2.955*** (0.520)	1.393* (0.815)	5.080** (2.090)	3.747 (2.357)	4.774*** (1.184)	3.190** (1.298)	4.652** (2.140)	7.187** (3.197)
Ob.	496	216	53	31	54	98	19	25
R-squared	0.128	0.112	0.197	0.164	0.341	0.199	0.585	0.526

Nota: Erros-padrão entre parênteses: \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ .

Fonte: Elaborada pelos autores.

### Anexo B – Estatísticas *I* de Moran para as diferentes matrizes de pesos espaciais



Nota: Em ambos os painéis acima, as matrizes de pesos associadas aos índices são: 1 - kn1; 2 - kn2; 3 - kn3; 4 - kn4; 5 - kn5; 6 - kn7; 7 - kn10; 8 - queen\_w1; 9 - queen\_w2; 10 - inversa1; 11 - distan1; 12 - distan3; 13 - distan5; 14 - distan10.

Fonte: Elaborada pelos autores.

## Anexo C – Especificações para as diferentes matrizes de pesos espaciais

Tabela C1 – Especificações dos diferentes modelos com a matriz de 1 vizinho mais próximo

Variável Dependente: ln(pibpercapita2013/pibpercapita2001)											
Painel A:	(1)	(1)	(2)	(2)	(3)	(3)	(4)	(4)	(5)	(5)	(6)
Variáveis	OLS	OLS	SAR	SAR	SEM	SEM	SAC	SAC	SDM	SDM	SDEM
lnpib2001	-0.272*** (0.038)	-0.317*** (0.041)	-0.280*** (0.037)	-0.324*** (0.040)	-0.313*** (0.038)	-0.337*** (0.040)	-0.315*** (0.037)	-0.333*** (0.041)	-0.317*** (0.038)	-0.343*** (0.039)	-0.341*** (0.040)
Constante	3.683*** (0.334)	2.955*** (0.468)	3.576*** (0.334)	2.856*** (0.460)	4.046*** (0.331)	3.294*** (0.464)	4.214*** (0.325)	3.448*** (0.465)	2.641*** (0.412)	1.957*** (0.568)	2.599*** (0.652)
Controles	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim	Sim
Rho	-	-	0.1383***	0.1381***	-	-	-0.1186	-0.0749	0.1799***	0.1717**	-
Lambda	-	-	-	-	0.1805***	0.1690***	0.2883***	0.2407***	-	-	0.1674***

## Painel B: Diagnóstico para a Dependência Espacial

Moran's I	0.2606***	0.2436***									
Moran's I (error)	4.647	4.3704									
LMlag	15.139***	15.244***									
LMerror	21.103***	18.440***									
RLM(lag)	4.694**	0.476									
RLM(error)	10.659***	3.673*									
SARMA	25.798***	18.916***									
Obs	496	496	496	496	496	496	496	496	496	496	496
R-squared	0.094	0.128	0.123	0.156	0.137	0.164	0.141	0.165	0.147	0.183	0.181
R-Adj	0.093	0.119									
AIC	329.21	318.54	315.27	304.39	307.28	299.71	306.71	300.93	303.08	298.35	299.56
Teste LL			-153.64	-144.19	-149.64	-141.85	-148.35	-141.46	-146.89	-136.17	-136.78

Nota: Erros Padrão entre parênteses \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.

Fonte: Elaborada pelos autores.

Tabela C2 – Especificações dos diferentes modelos com a matriz de 2 vizinhos mais próximos

Variável Dependente: ln(pibpercapita2013/pibpercapita2001)											
Painel A:	(1)	(1)	(2)	(2)	(3)	(3)	(4)	(4)	(5)	(5)	(6)
Variáveis	OLS	OLS	SAR	SAR	SEM	SEM	SAC	SAC	SDM	SDM	SDEM
lnpib2001	-0.272*** (0.038)	-0.317*** (0.041)	-0.282*** (0.037)	-0.321*** (0.040)	-0.338*** (0.038)	-0.356*** (0.040)	-0.339*** (0.037)	-0.350*** (0.039)	-0.354*** (0.038)	-0.374*** (0.0401)	-0.363*** (0.040)
Constante	3.683*** (0.334)	2.955*** (0.468)	3.504*** (0.338)	2.833*** (0.463)	4.269*** (0.335)	3.553*** (0.463)	4.667*** (0.319)	4.030*** (0.444)	1.812*** (0.459)	1.545*** (0.656)	2.210*** (0.815)
Controles	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim	Sim
Rho	-	-	0.2086***	0.1967***	-	-	-	-0.2627***	0.2721***	0.2579***	
Lambda	-	-	-	-	0.28096***	0.2677***	0.2971***	0.5075***	0.4798***	-	0.2589***

Painel B: Diagnóstico para a Dependência Espacial											
Moran's I	0.2365***	0.2154***									
Moran's I (error)	5.809	5.3357									
LMlag	22.017***	19.597***									
LMerror	32.812***	27.198***									
RLM(lag)	11.573***	3.436*									
RLM(error)	22.368***	11.038***									
SARMA	44.385***	30.634***									
Obs	496	496	496	496	496	496	496	496	496	496	496
R-squared	0.094	0.128	0.132	0.161	0.155	0.178	0.172	0.190	0.175	0.204	0.204
R-Adj	0.093	0.119									
AIC	329.21	318.54	309.91	301.39	296.71	290.85	288.73	285.68	286.83	285.29	285.31
Teste LL			-150.96	-142.69	-144.36	-137.43	-139.36	-133.84	-138.41	-129.64	-129.66

Nota: Erros Padrão entre parênteses \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.

Fonte: Elaborada pelos autores.



**Tabela C3 – Especificações dos diferentes modelos com a matriz de 3 vizinhos mais próximos**

Variável Dependente: $\ln(\text{pibpercapita2013}/\text{pibpercapita2001})$											
Painel A:	(1)	(1)	(2)	(2)	(3)	(3)	(4)	(4)	(5)	(5)	(6)
Variáveis	OLS	OLS	SAR	SAR	SEM	SEM	SAC	SAC	SDM	SDM	SDEM
Inpib2001	-0.272*** (0.038)	-0.317*** (0.041)	-0.286*** (0.037)	-0.324*** (0.040)	-0.350*** (0.038)	-0.363*** (0.040)	-0.349*** (0.037)	-0.356*** (0.039)	-0.361*** (0.038)	-0.374*** (0.039)	-0.365*** (0.039)
Constante	3.683*** (0.334)	2.955*** (0.468)	3.424*** (0.338)	2.759*** (0.459)	4.377*** (0.333)	3.757*** (0.461)	4.789*** (0.324)	4.280*** (0.454)	1.529*** (0.491)	0.905 (0.716)	1.546* (0.931)
Controles	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim	Sim
Rho	-	-	0.2982***	0.2849***	-	-	-0.3219***	-0.2764**	0.3458***	0.3177***	-
Lambda	-	-	-	-	0.3723***	0.3571***	0.5759***	0.5469*	-	-	0.3189***

**Painel B: Diagnóstico para a Dependência Espacial**

Moran's I	0.2409***	0.2152***									
Moran's I (error)	7.178	6.4698									
LMlag	33.813***	30.938***									
LMerror	49.970***	39.854***									
RLM(lag)	14.220***	2.146									
RLM(error)	30.378***	11.062***									
SARMA	64.190***	42.000***									
Obs	496	496	496	496	496	496	496	496	496	496	496
R-squared	0.094	0.128	0.151	0.178	0.178	0.197	0.191	0.205	0.194	0.224	0.224
R-Adj	0.093	0.119									
AIC	329.21	318.54	299.30	291.12	282.96	279.56	277.19	276.56	275.65	272.34	272.70
Teste LL			-145.65	-137.56	-137.49	-131.78	-133.59	-129.28	-132.83	-123.17	-123.35

Nota: Erros Padrão entre parênteses \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.

Fonte: Elaborada pelos autores.

**Tabela C4 – Especificações dos diferentes modelos com a matriz queen de primeira ordem**

Variável Dependente: $\ln(\text{pibpercapita2013}/\text{pibpercapita2001})$											
Painel A:	(1)	(1)	(2)	(2)	(3)	(3)	(4)	(4)	(5)	(5)	(6)
Variáveis	OLS	OLS	SAR	SAR	SEM	SEM	SAC	SAC	SDM	SDM	SDEM
Inpib2001	-0.272*** (0.038)	-0.317*** (0.041)	-0.297*** (0.036)	-0.333*** (0.039)	-0.389*** (0.037)	-0.399*** (0.039)	-0.373*** (0.036)	-0.379*** (0.037)	-0.398*** (0.037)	-0.409*** (0.039)	-0.390*** (0.039)
Constante	3.683*** (0.334)	2.955*** (0.468)	3.395*** (0.340)	2.768*** (0.460)	4.707*** (0.327)	4.183*** (0.452)	5.228*** (0.309)	4.8353*** (0.425)	4.870*** (0.529)	1.760*** (0.820)	4.150*** (1.1424)
Controles	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim	Sim
Rho	-	-	0.393***	0.3747***	-	-	-0.5177**	-0.4973**	0.4447***	0.4037***	-
Lambda	-	-	-	-	0.50233***	0.4862***	0.7479***	0.7366***	-	-	0.4034***

**Painel B: Diagnóstico para a Dependência Espacial**

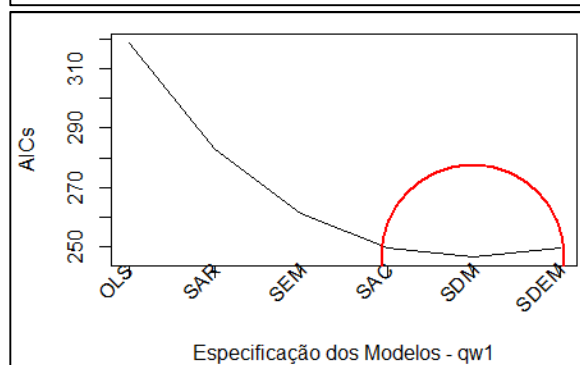
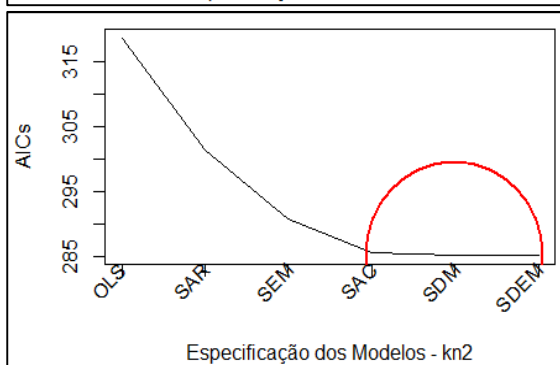
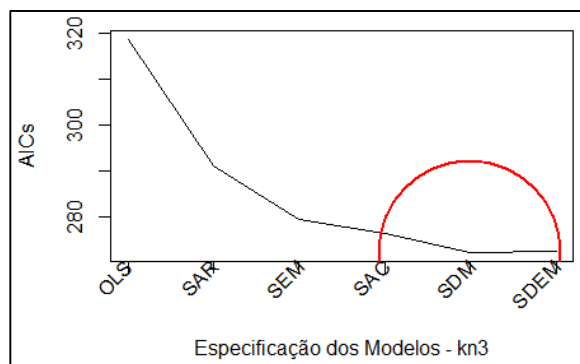
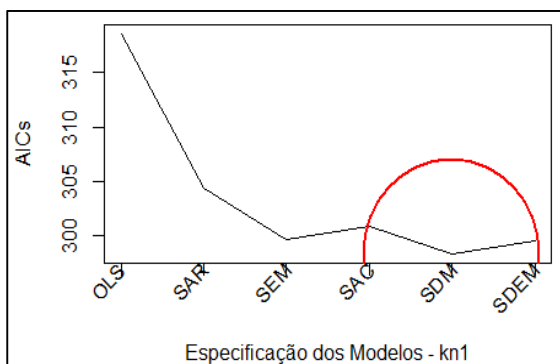
Moran's I	0.2425***	0.2171***									
Moran's I (error)	8.879	8.0106									
LMlag	47.905***	43.202***									
LMerror	76.166***	61.015***									
RLM(lag)	28.640***	8.610***									
RLM(error)	56.902***	26.424***									
SARMA	104.806***	69.626***									
Obs	496	496	496	496	496	496	496	496	496	496	496
R-squared	0.094	0.128	0.167	0.192	0.211	0.226	0.236	0.247	0.237	0.263	0.259
R-Adj	0.093	0.119									
AIC	329.21	318.54	289.61	282.79	262.81	261.55	248.93	249.67	248.07	246.78	249.67
Teste LL			-140.81	-133.39	-127.40	-122.77	-119.46	-115.83	-119.04	-110.39	-111.84

Nota: Erros Padrão entre parênteses \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.

Fonte: Elaborada pelos autores.

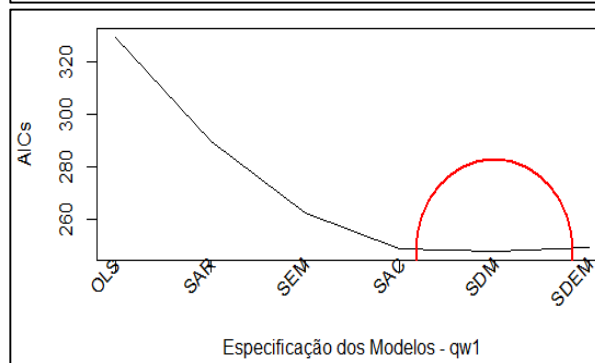
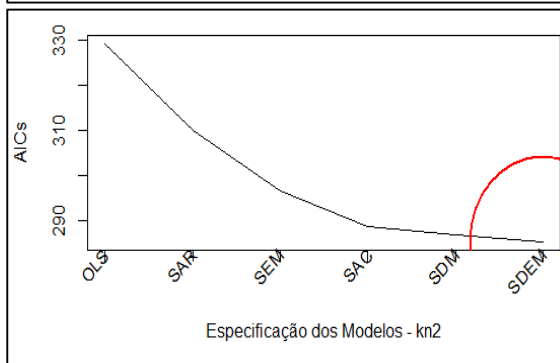
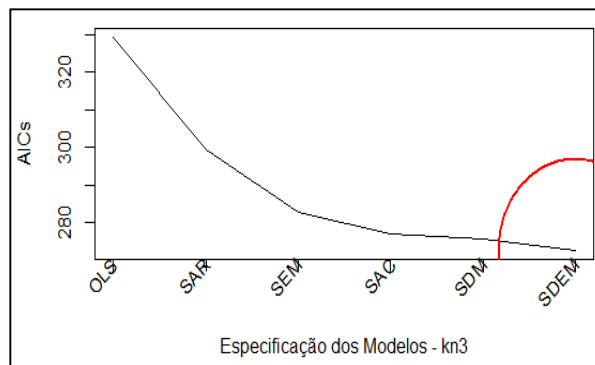
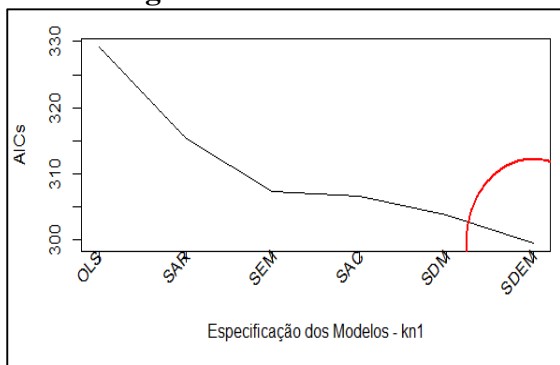
**Anexo D – Critério de escolha dos modelos estimados, valor do Critério de Informação de Akaike (AIC)**

**A: Convergência Condicional**



Fonte: Elaborada pelos autores.

**B: Convergência Absoluta**



Fonte: Elaborada pelos autores.



**Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos (RBERU)**

*Vol. 11, n. 3, pp. 384-405, 2017*

<http://www.revistaaber.org.br>

---

**CUSTO DE OPORTUNIDADE DA PRESERVAÇÃO AMBIENTAL: O CASO DA  
AMAZÔNIA LEGAL BRASILEIRA\***

**André Luis Squarize Chagas**

Professor no Departamento de Economia da Universidade de São Paulo (USP)

E-mail: achagas@usp.br

**Luíza Cardoso de Andrade**

Banco Mundial

E-mail: luiza.c.andrade@gmail.com

**RESUMO:** Este trabalho estimou o custo de oportunidade de preservar a floresta dos agentes econômicos da Amazônia Legal Brasileira. Tal custo é representado pelo fluxo de renda de que esses agentes abrem mão ao não usar a terra para a produção agropecuária. Parte-se da hipótese de que essa região se encontra, atualmente, em um estágio de produção similar ao da região Centro-Oeste na década de 1970 e de que os produtores formam suas expectativas quanto à rentabilidade futura da produção a partir da *performance* do Centro-Oeste nos últimos anos. Por meio de análise fatorial, estimam-se os fatores de produção terra, capital e trabalho de cada região, com base nos censos agropecuários. A rentabilidade é estimada empregando-se fronteiras estocásticas. Testes de robustez confirmam que a hipótese de funções com retornos constantes de escala é satisfatória. Os resultados mostram que, supondo rentabilidade máxima da produção, os produtores na região amazônica esperam um incremento anual médio na renda de no máximo 12% a.a., e que é necessária uma taxa de desconto intertemporal acima de 7% para tornar a atividade economicamente não atrativa.

**Palavras-chave:** Uso da terra; Amazônia Legal Brasileira; Fronteira estocástica; Desmatamento.

**Classificação JEL:** Q51; Q23; R14.

**ABSTRACT:** This work estimated the opportunity cost of preserving the forest by the economic agents living on Brazilian Legal Amazon region. This cost is represented by the income flow that these agents give up not using the land for agricultural production. Our main hypothesis is that, currently, this region is at a production stage similar to that of the Midwest region in the 1970s, and those producers form their expectations about the future profitability of production looking for the performance of the Center in the last years. By means of factorial analysis, we estimate the factors of production land, capital, and labor of each region, based on the agricultural census. The profitability is estimated using stochastic frontier analysis. Robustness tests confirm that the hypothesis of functions with constant returns to scale is satisfactory. The results show that, assuming maximum profitability of production, producers in the Amazon region expect an average annual increase in income of 12% per year, and that an intertemporal discount rate above 7% is required to make the activity economically unattractive.

**Keywords:** Land use; Brazilian Legal Amazon region; Stochastic frontier; Deforestation.

**JEL Code:** Q51; Q23; R14.

---

\*Recebido em: 10/02/2017; Aceito em: 13/07/2017.

## 1. Introdução

Desde a década de 1970, a fronteira agrícola brasileira tem se expandido das regiões Sul e Sudeste do país em direção ao Norte e Centro-oeste. Nas décadas de 1980 e 1990, esse movimento foi marcado pela ocupação dos estados do Mato Grosso e do Mato do Grosso do Sul por atividades como o cultivo de milho, arroz, soja e pela pecuária. Atualmente, a área de fronteira agrícola brasileira é a Amazônia Legal, notadamente o chamado Arco de Desmatamento, região que possui os maiores índices de desmatamento e que abrange o sul e o leste do estado do Pará, norte de Mato Grosso e os estados de Rondônia e do Acre.

Nesse contexto, o presente trabalho apresenta uma estimação do custo de oportunidade privado em que estariam incorrendo os agentes econômicos localizados nas áreas de fronteira agrícola ao deixar de derrubar novas áreas de floresta para fins de exploração econômica, ou seja, o custo que a preservação da floresta representa para eles. Esse custo pode ser indicativo da quantia máxima necessária para incentivar tais agentes a deixar de desmatar.

Existe um *trade-off* latente entre desmatamento e geração de renda nas áreas de fronteira (IGLIORI, 2006). A presença humana nas áreas de floresta por si já representa um vetor de desmatamento. Comumente pensa-se que tal presença ocorre apenas para explorar as riquezas e potenciais locais para exportação (interna ou externa). Essa visão esconde uma realidade mais complexa, que deve atentar para as necessidades das pessoas que vivem na Amazônia e que demandam recursos locais para sua subsistência. Em trabalho recente, Castelani (2014) conclui que, apesar de representar somente 13% da população brasileira, a população residente na Amazônia Legal responde por 30% do desmatamento anual dessa região, quando se consideram os efeitos diretos e indiretos da produção que atende à demanda local.

Além de atender à demanda local, o desmatamento ainda atende à expectativa de ganhos atuais e futuros de uma forma que se assemelha à decisão de investimento de uma firma (PFAFF, 1999). A mais recente teoria de decisão de investimento é baseada na hipótese de expectativas racionais, que dá muito peso ao conjunto de expectativas atuais sobre a rentabilidade futura. Novos resultados, após a mais recente crise econômica mundial, recuperam a importância de retornos passados sobre as expectativas futuras e, conseqüentemente, as decisões de investimento atual (GENNAIOLI; MA; SHLEIFER, 2016).

Neste trabalho, adotamos duas importantes hipóteses. A principal hipótese é que a Amazônia Legal se encontra, atualmente, em um estágio de produção similar ao da região Centro-Oeste na década de 1970, período em que se iniciou a intensificação da ocupação produtiva dos estados do Centro-Oeste. Essa hipótese é testável e, condicional nas características observadas em cada região, a Amazônia Legal apresenta *performance* similar à do Centro-Oeste daquela época.

Partindo dessa suposição, assume-se que os produtores da Amazônia Legal podem formar suas expectativas quanto à rentabilidade futura da produção a partir do desempenho verificado no Centro-Oeste nos últimos quarenta anos. O valor presente da renda esperada com o uso produtivo da terra é avaliado através da construção de uma fronteira estocástica de produção, supondo que a terra apresenta rentabilidade máxima, dado seu uso eficiente. Para tanto, estimou-se, com os dados dos censos agrícolas de 1970, 1975, 1980, 1985 e 2006, para a região de controle (Centro-Oeste), a função que representa a rentabilidade da terra nesse período. Utilizando os dados do censo agrícola de 2006 para a região amazônica, foi possível identificar em que ponto da curva de rentabilidade estimada ela se encontra atualmente. Dessa forma, pode-se calcular o custo de oportunidade da não expansão da área convertida pela diferença entre a renda obtida atualmente e o valor presente daquela que é esperada para o futuro, segundo a função estimada.

Um custo de oportunidade elevado exerce forte pressão econômica sobre a floresta remanescente, o que pode limitar o alcance de políticas de comando e controle ou transferência de renda para essas áreas. O desenho dessas políticas deve levar em conta não apenas o ganho atual, estimado a partir das técnicas usuais, que considera apenas a rentabilidade e os preços correntes, mas também o ganho potencial que os agentes locais podem esperar (custo de oportunidade). Os resultados obtidos a partir desse trabalho podem ser considerados uma *proxy* do valor máximo esperado pelos

proprietários de terra locais e balizar as políticas de controle do desmatamento, de forma a desincentivar a expansão da atividade agropecuária sobre áreas de floresta.

O trabalho se organiza da seguinte forma: na próxima seção, faz-se uma revisão da literatura acerca de serviços ambientais e retornos econômicos do desmatamento. Em seguida, são descritos os métodos utilizados. A quarta seção descreve os dados utilizados. A quinta seção apresenta os resultados obtidos. A última seção desenvolve algumas considerações finais e as possíveis perspectivas para futuros trabalhos.

## 2. Revisão bibliográfica

O presente trabalho se insere na discussão acerca dos serviços ambientais que a natureza presta aos indivíduos, ou seja, dos benefícios que são retirados por eles dos ecossistemas. No caso específico da Amazônia, sobressai-se sua importância na regulação do regime de chuvas do subcontinente sul-americano, além do fato de que ela abriga ecossistemas que estão entre os mais ricos do mundo e apresenta alto potencial para conservar e sequestrar carbono no solo (IPCC, 1996).

Igliori (2006) contrasta com esses serviços o valor representado pelos bens e serviços que deixam de ser produzidos sob usos alternativos da terra, determinando a existência de um *trade-off* entre desenvolvimento e conservação ambiental. Esse *trade-off* torna-se particularmente decisivo devido à pobreza da região amazônica. O autor acrescenta ainda que há conflito entre horizontes temporais e entre a visão privada e a global quanto aos custos de atividades que degradam o meio ambiente na tomada de decisão quanto à utilização da terra.

Young (1996) trata a questão da conversão da terra por meio da composição de um portfólio de ativos, com o objetivo de gerar fluxos de renda. Assim como outros problemas de decisão quanto à composição do portfólio, dois parâmetros são fundamentais: o fluxo descontado de receitas futuras associadas a cada uma das opções de uso e o grau de risco ou incerteza envolvida em cada opção. A incerteza quanto à evolução futura dos preços e a tênue delimitação dos direitos de propriedade são fenômenos que afetam de forma diferenciada o processo de tomada de decisão quanto ao uso da terra. Basicamente, a possibilidade de reposição da terra a custos relativamente baixos e a incerteza quanto à posse induzem a uma redução do tempo relevante para a tomada de decisão.

À rentabilidade alcançada com a conversão das florestas devem ser contrastados os benefícios ambientais oferecidos por sua preservação. Young e Fausto (1997) ressaltam a importância da valoração econômica de recursos naturais ao atribuir valores econômicos aos benefícios provenientes de bens e serviços que não são captados pelo mercado. A estimação de tais valores esbarra, entretanto, em sérias dificuldades, devidas principalmente à inexistência de mercados para a maioria dos recursos naturais e à presença de falhas de mercado em muitos dos mercados que envolvem esse tipo de ativo. Dificuldades adicionais podem surgir ainda do fato de que os direitos de propriedade sobre ativos ambientais muitas vezes não são bem definidos e de que as preferências das gerações futuras não são levadas em conta quando os preços são avaliados.

Posto que os bens ambientais possam ser precificados em função do fluxo de renda ou de benefícios que eles venham a gerar no futuro, a taxa de desconto utilizada para estimar o valor presente desse fluxo também é um fator crucial na valoração desse tipo de ativo (FIELD, 2001; ANDERSEN, 1997). Dois fatores se sobressaem na discussão sobre a taxa de desconto. O primeiro deles é a definição dos direitos de propriedade, uma vez que a incerteza sobre a possibilidade de exploração dos ativos no futuro aumenta a taxa de desconto, o que pode levar à superexploração dos recursos. O segundo diz respeito às preferências das gerações futuras. Dado que o desconto reflete a perspectiva da geração atual, ele tende a valorizar menos os benefícios futuros com relação aos atuais.

Uma vez valorados os recursos ambientais, o preço obtido, que representa os benefícios por eles gerados, costuma ser comparado aos custos envolvidos em sua preservação. Field (2001) indica quatro custos principais que devem ser considerados: os custos de oportunidade (sociais e privados) representados pela conservação, notadamente a produção de que se abre mão; os custos ligados a mudanças nos preços, uma vez que internalização de externalidades deve gerar uma adaptação dos mercados à nova situação; o custo das instalações físicas necessárias à proteção dos recursos em

questão; e o custo da regulação pública, que envolve conhecimento das estruturas de custo das firmas, informações sobre as condições de demandas dos mercados, etc. O presente trabalho tem como foco o primeiro desses custos, tratando especificamente dos custos de oportunidade privados em que os agentes econômicos localizados na região da Amazônia Legal incorreriam ao decidir preservar a floresta. Alguns trabalhos já buscaram avançar nesse sentido e serão brevemente analisados a seguir.

Andersen (1997) chama atenção para a importância dos efeitos positivos indiretos do desmatamento sobre a economia urbana da região, que potencializam os benefícios totais gerados pelo desmatamento, e para o fato de que o preço da terra é o principal fator determinante da intensidade do uso da terra. Considerando uma sequência ocupacional que tem início com a atividade madeireira, seguida pela pecuária extensiva e, por fim, pela cultura agrícola, cuja intensidade aumenta ao longo do tempo, o autor conclui que, no estágio de desmatamento observado à época, a expansão da área desmatada era mais vantajosa do que a preservação da floresta sob qualquer uma das óticas analisadas. No caso dos primeiros ocupantes da terra, o estabelecimento de uma agricultura de queimada, apesar da diminuição dos lucros conforme cai o nível de nutrientes no solo, seria economicamente vantajoso considerando a perspectiva de venda para ocupantes de segunda geração, com maior acesso ao capital, uma vez que a fronteira já se encontra mais desenvolvida. Do ponto de vista do planejador social, no entanto, ela só seria justificada se a terra fosse usada de maneira mais eficiente. Conforme ressaltado no próprio trabalho, no entanto, essas estimativas de custos e benefícios nele apresentadas dizem respeito a um ponto específico de cada uma dessas curvas, associado a um nível de desmatamento de 10%. Conforme o desmatamento aumenta, crescem seus custos, que em algum momento ultrapassarão o valor da terra agrícola.

Diaz e Schwartzman (2005) analisam os possíveis efeitos de uma política de redução compensada no desmatamento na Amazônia, através de créditos de carbono. Os autores apontam que, a menos que a preservação ambiental possa gerar um fluxo de renda de longo prazo, a fiscalização por parte do governo não será suficiente para parar a expansão da área desmatada. Busca-se, portanto, o *break-even point*, ou seja, o preço do carbono que tornaria a preservação tão rentável quanto os principais usos alternativos da terra (pecuária, cultivo de soja e manejo florestal). O trabalho aponta que a soja, embora seja a atividade com maiores retornos, tem suas possibilidades de cultivo limitadas por fatores geográficos. A pecuária, por outro lado, embora não apresente retornos tão altos, é vista como forma de garantia da posse da terra, tornando-a o principal uso das terras convertidas.

O trabalho de Pinedo-Vasquez *et al.* (1992) também se aproxima muito do que se pretende fazer neste projeto: ele está interessado em estimar os retornos econômicos obtidos com a conversão de áreas de floresta na Amazônia peruana. Para tanto, eles utilizam um inventário das espécies vegetais presentes na área em 1985-86 e de dados relativos aos custos de produção e preços de recursos madeireiros e de culturas agrícolas levantados pelo sindicato de agricultores da região<sup>1</sup>. Segundo os autores, os agentes regionais adotam um horizonte de decisão de curtíssimo prazo devido à incerteza quanto à propriedade da terra. Seus resultados apontam que no contexto atual a população ribeirinha deve continuar convertendo área de floresta para a agricultura através da queimada a menos que usos alternativos da terra se tornem mais atrativos economicamente.

De acordo com Margulis (2001), os desmatamentos proporcionam ganhos econômicos claros, que do ponto de vista privado fazem todo sentido, e esses ganhos decorrem fundamentalmente de atividades produtivas e não especulativas. Os agentes que se apropriam desses ganhos são os madeireiros e os agentes intermediários que transformam a floresta nativa em pastagens (pequenos agentes com os menores custos de oportunidade), e principalmente os pecuaristas e fazendeiros que

---

<sup>1</sup> Considerando as técnicas mais difundidas e a produção média por hectare delas resultante, o valor presente da atividade agrícola baseada em rotações contínuas de culturas é dado por  $R_{NPV} = \frac{R_1}{1 - (e^{-ht_3})}$ , em que  $h$  é a taxa de juros contínua,  $t_3$ , o tempo entre as rotações, e  $R_1$ , a renda líquida ajustada da cultura 1.  $R_1$ , por sua vez, é dado por  $R_1 = (-C_1)(e^{-ht_1}) + (pV - C_2)(e^{-ht_2})$ , em que  $C_1$  são os custos iniciais,  $t_1$ , o tempo de plantação,  $C_2$ , os custos de colheita e transporte, e  $t_2$ , o tempo de colheita. A receita líquida ajustada da segunda cultura é dada por  $R_2 = R_1 (e^{-ht_3})$ . Esses valores são calculados para taxas de desconto de 5%, 10% e 15%. A esse VPL pode-se acrescentar ainda a receita obtida com a extração de madeira.

os seguem. Se a pecuária não fosse rentável, não haveria tantos agentes intermediários, pois seus lucros também cessariam. Por outro lado, o autor aponta para a aproximação da fronteira agrícola da área mais densa da floresta, em que os altos índices pluviométricos impedem a realização de qualquer atividade econômica.

Souza-Rodrigues (2015) busca determinar a demanda por desmatamento em propriedades privadas da Amazônia brasileira, definida como a área de mata derrubada em função das diferenças no valor privado da terra agrícola e da floresta. Para tanto, o autor estima os efeitos dos custos de transporte sobre o desmatamento e em seguida redimensiona esses custos usando os rendimentos, de forma a determinar a diferença nos preços por hectare da terra agrícola e da floresta. Os resultados indicam que um imposto pigouviano seria a política com a melhor relação custo/benefício quando comparada com o pagamento por serviços ambientais, programas REDD+ e a imposição de limites quantitativos ao uso da terra. O autor aponta, ainda, para o fato de que médios e grandes fazendeiros respondem mais a essas políticas, devido aos retornos decrescentes apresentados pela terra.

Com relação aos trabalhos analisados, a principal contribuição deste artigo é buscar incorporar as expectativas dos agentes econômicos quanto à rentabilidade futura da terra convertida no cálculo do valor presente líquido da mesma. Posto que a Amazônia Legal é uma região de ocupação econômica recente, é razoável que os produtores nela localizados esperem um aumento na renda gerada pela terra, na medida em que os métodos produtivos vão sendo adaptados ao clima e ao solo local e que a infraestrutura da região é desenvolvida. Isso dado, os níveis de retornos observados atualmente podem não caracterizar os melhores valores de referência para a estimação do valor econômico da terra na Amazônia, uma vez que ele deve refletir o valor presente do fluxo de renda esperado para o futuro. A comparação do atual estágio de produção da região Amazônica com aquele alcançado pela região Centro-Oeste se deve justamente ao fato de essa última já ter passado pelo mesmo processo de ocupação econômica e amadurecimento da atividade agropecuária. Em que pesem diferenças físicas e institucionais entre as duas regiões, os resultados desse trabalho sugerem que essa hipótese não é desprovida de sentido. Deve-se atentar, no entanto, que, devido à ausência, na Amazônia Legal, de fatores institucionais que favoreceram a ocupação econômica como a verificada no Centro-Oeste no passado, o fluxo de renda estimado para a primeira região deve ser encarado como um limite máximo que poderia ser obtido, uma vez controladas as diferenças climáticas e de aptidão do solo.

### 3. Métodos utilizados

O produtor/proprietário  $i$  maximiza sua renda esperada, em um dado instante  $t$ , expressa por

$$E(\pi_{it}) = E[f(x_{it}) - c(x_{it})] \quad (1)$$

em que  $E(\pi_{it})$  é a renda esperada,  $x$  é um vetor de insumos e  $f(\cdot)$  e  $c(\cdot)$  são, respectivamente, as funções de receita e de custo, esperadas em cada instante.

Desde que a função de produção apresente retornos constantes de escala, o que é razoável para uma função agregada para todo o setor, então, pode-se mostrar que o retorno esperado pelo produtor é

$$E(\pi_{it}) = E \left[ f(x_{it}) - \sum_i \frac{df(x_{it})}{dx_{it}} x_{it} \right] \quad (2)$$

Definindo  $\sum_i \frac{df(x_{it})}{dx_{it}} \frac{x_{it}}{f(x_{it})} = \alpha$  como a participação dos fatores de produção não pertencentes ao produtor rural, conclui-se que a renda esperada pelos produtores, em cada instante  $t$ , equivale à participação dos fatores de produção possuídos pelos produtores na produção total, ou seja

$$E(\pi_{it}) = E[f(x_{it})(1 - \alpha)]. \quad (3)$$

### 3.1. Análise fatorial

Como muitas variáveis apresentavam alta multicolinearidade, adotou-se o método de análise fatorial, que consiste em reduzir o número dessas variáveis por meio da análise de fator, que usa técnicas de regressão para estimar, a partir de variações observadas entre variáveis correlacionadas, um número menor de variáveis latentes, ou fatores, capazes de explicar as variáveis observadas<sup>2</sup>. As variáveis observadas seriam uma combinação linear das variáveis latentes acrescidas de um termo de erro, de forma que se busca obter fatores que expliquem o máximo possível a variância das variáveis observadas.

Dado um conjunto de variáveis  $Z = z_1, z_2, \dots, z_n$  com médias  $\mu_1, \mu_2, \dots, \mu_n$ , suponha que

$$z_i - \mu_i = a_{i1}F_1 + a_{i2}F_2 + \dots + a_{ik}F_k + \varepsilon_i, \quad (4)$$

em que  $a_{ij}$  são constantes,  $F_j$  são variáveis não observadas, de média zero e independentes entre si e independentes do erro, e  $\varepsilon_i$  é um termo de erro de média zero e variância finita  $\psi$ . Em termos matriciais,

$$z - \mu = AF + \varepsilon, \quad (5)$$

em que  $A$  é a matriz de constantes, ou *loading matrix*, e  $F$ , o vetor de variáveis não observadas, ou fatores. Logo, sendo  $cov(z - \mu) = \Sigma$ , tem-se

$$\Sigma = AA' + \psi, \quad (6)$$

o que permite estimar  $A$  e  $F$  para uma dada amostra.

A principal vantagem desse método é a redução do número de variáveis, sendo comumente usado quando se deseja reduzir uma grande quantidade de variáveis observadas a um número menor de fatores. No entanto, a análise fatorial também é utilizada quando as variáveis observadas apresentam erros de medida.

### 3.2. Fronteira estocástica de produção

Para cada instante  $t$ , estima-se a função  $f(x_{it})$  por meio de fronteiras de possibilidades de produção para a região Centro-Oeste nos anos de 1970, 1975, 1980, 1985 e 2006 e para a Amazônia Legal, em 2006, empregando-se o método de fronteira estocástica. Esse método, desenvolvido por Meeusen e Van Den Boeck (1977) e Aigner, Lovell e Schmidt (1977)<sup>3</sup>, consiste na estimação, através de máxima verossimilhança, de uma função de produção da forma

$$y_i = \varepsilon_i f(x_i, \beta) e^{v_i}, \quad (7)$$

em que  $y_i$  é a produção,  $f(x_i, \beta)$  é a fronteira determinística, comum a todos os produtores,  $x_i$  são os insumos,  $\beta$  é o vetor de parâmetros,  $\varepsilon_i$  é o termo indicativo de ineficiência e  $v_i$  é o componente aleatório. Linearizando a equação e definindo  $u_i = -\ln \varepsilon_i$ , tem-se que

$$\ln y_i = \ln f(x_i, \beta) + v_i - u_i \quad (8)$$

<sup>2</sup> Ver Lawley e Maxwell (1973), Bartholomew *et al.* (2008), Hair *et al.* (2006).

<sup>3</sup> Uma boa revisão do método pode ser encontrada em Kumbhakar e Lovell (2003).



Assim, o desvio com relação à parte determinística da fronteira de produção é dado por  $u_i$  e  $v_i$ , determinando o erro composto característico do modelo. O termo  $u_i$  que captura a ineficiência técnica: se  $u_i > 0$ , há ineficiência e o produtor opera abaixo da fronteira de produção; se  $u_i = 0$ , o produtor é eficiente, operando sobre a fronteira. O termo  $v_i$  segue uma distribuição normal e captura choques aleatórios que fogem ao controle da firma e afetam especificamente o  $i$ -ésimo produtor, além de erros de observação e medida em  $y$ . Assim,  $v_i$  expressa o fato de que a fronteira pode variar aleatoriamente de uma firma para a outra ou ao longo do tempo para uma mesma firma (AIGNER; LOVELL; SCHMIDT, 1977).

Como  $\varepsilon_i = v_i - u_i$ , e dado que  $u_i \geq 0$ , tem-se que o erro composto é assimétrico e acrescenta-se por hipótese que ele é diferente de zero.

### 3.3. Teste de robustez

Dada a importância dos retornos de escala e concorrência perfeita para as previsões que se deseja fazer, recorreu-se a um método alternativo para testar essas hipóteses, que consiste em um exercício adaptado de contabilidade do crescimento. Parte-se de uma função de produção do tipo

$$Y_{it} = A_{it}G(T_{it}, K_{it}, L_{it}, I_{it}), \tag{9}$$

em que  $Y_{it}$  é a produção total da firma  $i$  no momento  $t$ ;  $A_{it}$  é o índice de progresso tecnológico Hicks-neutro do setor, ou seja, que altera apenas o produto auferido com determinadas quantidades de insumos, sem alterar as taxas marginais de substituição;  $T_{it}$ ,  $K_{it}$  e  $L_{it}$  são os fatores de produção, terra, capital e trabalho, respectivamente, utilizados pela firma  $i$  no momento  $t$ ;  $I_{it}$  são os bens intermediários consumidos na produção; e  $G(\cdot)$  é uma função de classe  $C^2$ . Diferenciando totalmente essa função e dividindo por  $Y_{it}$ , obtém-se

$$\frac{dY_{it}}{Y_{it}} = \frac{dA_{it}}{A_{it}} + \frac{\partial Y}{\partial T} \frac{dT_{it}}{Y_{it}} + \frac{\partial Y}{\partial K} \frac{dK_{it}}{Y_{it}} + \frac{\partial Y}{\partial L} \frac{dL_{it}}{Y_{it}} \tag{10}$$

Seja  $\alpha_j$  a participação do fator  $J$  na renda do setor e  $\mu$  o grau de *mark-up* no setor em questão (definido como sendo a razão entre o preço e os custos marginais), as condições de maximização do lucro da firma implicam que  $\frac{\partial Y}{\partial J} \frac{P}{\mu} = j$  e  $\frac{\beta}{\mu} = \sum \alpha_j$ , em que  $j$  é a remuneração do fator  $J$ ,  $J_{it}$  é a quantidade utilizada desse fator,  $P$  é o preço de  $Y$  e  $\beta$  é o parâmetro que indica os retornos de escala apresentado pela tecnologia. Assim, se  $\beta < 1$ , as firmas têm retornos decrescentes de escala;  $\beta = 1$  nos leva ao caso anterior, em que as firmas têm retornos constantes de escala; e se  $\beta > 1$  as firmas têm retornos crescentes de escala.

Substituindo esse resultado em (1), tem-se que

$$\Delta \ln \left( \frac{Y_{it}}{K_{it}} \right) = \mu \left[ \alpha_L \Delta \ln \left( \frac{L_{it}}{K_{it}} \right) + \alpha_T \Delta \ln \left( \frac{T_{it}}{K_{it}} \right) + \alpha_I \Delta \ln \left( \frac{I_{it}}{K_{it}} \right) \right] + (\beta - 1) \Delta \ln(K_{it}) + \Delta \ln(A_{it}) \tag{11}$$

Torna-se possível, assim, estimar conjuntamente o grau de *mark-up* no setor e os retornos de escalas proporcionados pela tecnologia adotada. Harrison (1994) sugere ainda que seja incorporado um termo específico às firmas,  $f_{it}$ , que dê conta de possíveis diferentes na produtividade, resultando em

$$\Delta \ln \left( \frac{Y_{it}}{K_{it}} \right) = \mu \left[ \alpha_L \Delta \ln \left( \frac{L_{it}}{K_{it}} \right) + \alpha_T \Delta \ln \left( \frac{T_{it}}{K_{it}} \right) + \alpha_I \Delta \ln \left( \frac{I_{it}}{K_{it}} \right) \right] + (\beta - 1) \Delta \ln(K_{it}) + \Delta \ln(A_{it}) + \ln(f_{it}) \tag{12}$$

Essa equação pode ser simplificada na seguinte forma:

$$dY = \mu dx + (\beta - 1)dK + dA + f \quad (13)$$

Foram testadas duas especificações do modelo, uma impondo retornos constantes de escala e outra relaxando essa hipótese. Foram utilizados os métodos de mínimos quadráticos agrupados (modelos 1 e 2) e de efeitos fixos (modelos 3 e 4).

### 3.4. Estimação do valor presente líquido da renda futura esperada

A partir dos resultados obtidos, é possível estimar a participação dos produtores no produto gerado e, posteriormente, estima-se o valor presente da renda futura a partir da fórmula do valor presente,

$$\Pi = \int_{\tau}^{\tau+n} \pi(t) e^{-rt} dt, \quad (14)$$

em que  $\pi(t)$  é a função de produção estimada pelo método das fronteiras estocástica e  $r$  é a taxa de desconto. O ajuste dessa função, ao longo do tempo, é feito a partir de um modelo polinomial, do tipo  $\ln \pi(t) = \ln y = at^2 + bt + c$ , em que  $y$  é a renda em reais de 2000, e  $t$ , o tempo em anos. O valor presente líquido da renda esperada pode então ser calculado por

$$\Pi = \int_{\tau}^{\tau+n} e^{at^2+bt+c-rt} dt, \quad (15)$$

correspondendo à renda projetada descontada pela taxa de juros.

## 4. Coleta e seleção de dados

Os dados utilizados para estimação são provenientes dos Censos Agropecuários realizados pelo IBGE em cada um dos anos citados. Buscou-se identificar as informações referentes aos fatores de produção presentes em todos os anos. Os dados do Censo Agropecuário de 1995/1996 não foram utilizados devido às divergências metodológicas entre esse e os demais censos considerados e à ausência de observações nesse ano de algumas variáveis utilizadas.

No caso da Amazônia Legal, foram desconsiderados os municípios do Mato Grosso, já contabilizados na região Centro-Oeste, posto que esse estado teve ocupação econômica anterior aos demais estados da região. O restante dos municípios pertencentes à Amazônia Legal soma um total de 630 observações para o ano de 2006.

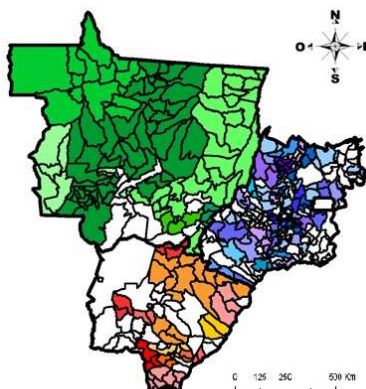
No que diz respeito ao fator trabalho, foram considerados os seguintes dados do Censo Agropecuário: número de empregados, número de parceiros e responsável e membros não remunerados da família. Os dados de capital utilizados dizem respeito ao número de tratores, arados e colheitadeiras utilizados na propriedade. A terra é medida pela área rural do município<sup>4</sup>. O valor da produção no ano não inclui a indústria rural e está medido em reais de 2000.<sup>5</sup>

<sup>4</sup> A metodologia de cálculo da área total dos estabelecimentos agrícolas foi alterada no Censo Agropecuário de 2006, que passou a levar em conta, além dos usos já computados nos censos anteriores, áreas de matas e/ou florestas naturais destinadas à preservação permanente ou reserva legal; de matas e/ou florestas naturais (exclusive a área de preservação permanente e as em sistemas agroflorestais); áreas cultivadas com espécies florestais também usadas para lavouras e pastejo de animais; áreas ocupadas por tanques, lagos, açudes e/ou área de águas públicas para exploração da aquicultura e área de construções, benfeitorias ou caminhos. Portanto, para não causar distorções nas estimações e permitir comparações entre os diferentes anos, considerou-se, para o ano de 2006, a área total menos a área dedicada aos usos acima mencionados.

<sup>5</sup> O valor de produção, apresentado em moeda corrente para cada um dos anos, foi trazido para reais de 2000 de forma a permitir comparações entre os anos. Para tanto, foi utilizado o deflator implícito do PIB agrícola, calculado pelo IPEA.

Para análise das variáveis referentes aos fatores capital e trabalho, observou-se alta multicolinearidade entre as variáveis selecionadas. Mostrou-se necessário, portanto, realizar uma análise fatorial. Os dados disponíveis em todos os anos com relação ao capital (número de tratores, arados e colheitadeiras utilizados no ano) representam apenas parte do capital total envolvido na produção agropecuária, porém, a capitalização da firma afeta positivamente todas as variáveis observadas. Além disso, a possibilidade de existência de erros de medidas nos dados referentes ao capital e ao trabalho é maior do que naqueles referentes a terra, possibilidade agravada devido às mudanças na metodologia adotada pelo IBGE ao longo dos anos.

**Figura 1 – Áreas mínimas comparáveis<sup>6</sup>**



O número de observações (no Centro-Oeste, 222, e, na Amazônia Legal, 630 para as variáveis referentes ao trabalho e 500 para aquelas referentes ao capital) e o número de variáveis observáveis (três para cada variável latente) são condizentes com os apontados pela literatura como adequados para gerar resultados robustos<sup>7</sup>. O método de estimação adotado foi o de fator principal, que realiza a análise fatorial a partir da matriz de correlação (sem rotação) entre as variáveis observadas de forma a maximizar o poder explicativo do primeiro fator. Os fatores foram padronizados de forma a fazer com que a soma dos coeficientes de cada variável observada fosse 1, tornando possível comparações entre os anos e as regiões.

## 5. Resultados

### 5.1. Resultados da análise fatorial

A distribuição espacial de cada uma das variáveis, bem como sua evolução ao longo do tempo, está ilustrada nas Figuras 2 e 3. Pode-se perceber uma clara tendência ao aumento na intensidade do uso do capital com o passar do tempo, provavelmente conforme a terra é ocupada e torna-se difícil aumentar a produção expandindo a área cultivada. Tal crescimento, no entanto, dá-se a taxas decrescentes, tornando-se o valor do capital mais estável entre 1985 e 2006. O número de observações com capital igual a zero cai de 12 em 1970 para 3 em 1975 e 1 em 1980. A partir de 1985, todos os municípios utilizam alguma forma de capital.

No que diz respeito ao trabalho, observa-se uma tendência diferente daquela apresentada pelo capital: a utilização do fator inicialmente cresce (entre 1970 e 1975) para em seguida começar a cair a taxas crescentes, caracterizando o aumento na produtividade do trabalho agrícola, já discutido pela

<sup>6</sup> Reis, Pimentel e Alvarenga (2009).

<sup>7</sup> HAIR, Jr.; BLACK, W. C.; BABIN, B. J.; ANDERSON, R. E.; TATHAM, R. L. *Multivariate Data Analysis*. 6ª edição. Upper Saddle River, NJ: Pearson Prentice Hall, 2006.

literatura que analisa os resultados dos Censos Agropecuários (GASQUES; CONCEIÇÃO, 2000; GASQUES *et al.*, 2010).

A terra é o fator de produção que apresenta menor variação ao longo do tempo na região Centro-Oeste, apesar disso, sua utilização apresenta um movimento claro, aumentando a terra utilizada até 1985, para cair entre esse ano e 2006. Tal dinâmica é condizente com a ocupação de novas áreas de fronteira, diminuindo a quantidade de terra utilizada conforme a região se desenvolve e se urbaniza.

O valor da produção comporta-se conforme esperado, apresentando uma tendência ao aumento, na região Centro-Oeste, com o passar do tempo, apesar de o ano de 1985 representar uma queda nessa tendência.

Dada a evidência, na literatura sobre a Amazônia Legal, da forte influência de fatores climáticos, notadamente da precipitação, sobre a maior adequação de determinadas regiões à produção agropecuária (MARGULIS, 2003), determinando sua maior produtividade, foram considerados, ainda, alguns controles referentes ao clima e à topologia dos municípios, dizendo respeito a estimativas da precipitação pluviométrica e de temperatura médias trimestrais e à altitude dos municípios.<sup>8</sup>

As variáveis de controle para o clima representam uma média histórica para cada município, não variando, portanto, de um ano para o outro. Para evitar problemas de multicolinearidade nos dados climáticos, por conta das baixas variações nas temperaturas ao longo do ano, buscou-se utilizar sempre uma única variável de controle para a temperatura. Já o regime de chuvas mostrou-se bastante significativo, conforme era previsto pela literatura.

## 5.2. Resultados das estimações

A função de produção estimada para cada um dos anos foi

$$\ln Y_i = \beta_0 + \beta_1 \ln T + \beta_2 \ln K + \beta_3 \ln L + v_i - u_i \quad (16)$$

Para a variável  $v_i$ , adotou-se a distribuição normal, mais comumente observada nesse tipo de modelo. Para a ineficiência, foram testadas as distribuições *half-normal*, normal truncada e exponencial. As estimações realizadas com a distribuição exponencial apresentaram problemas de convergência. Os resultados com as distribuições *half-normal* e normal truncada, por outro lado, foram bastante similares, de forma que apresentaremos aqui apenas os obtidos com a distribuição *half-normal*.

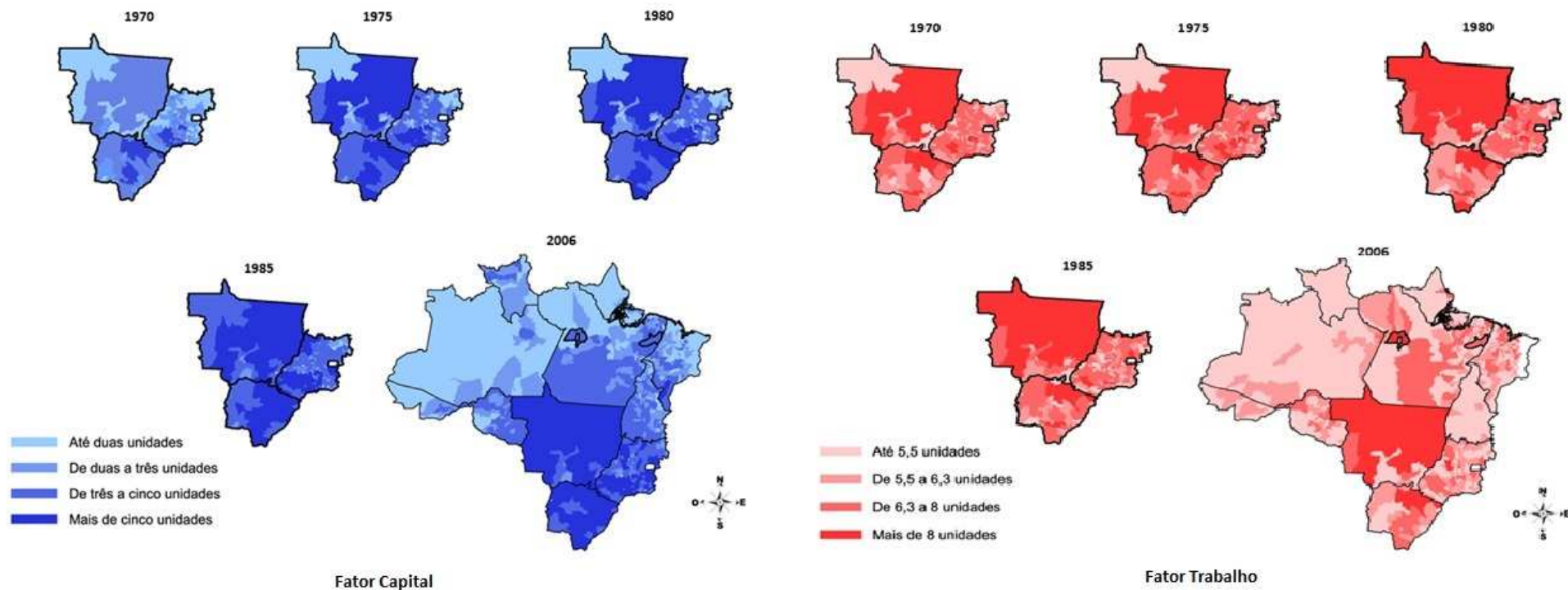
Foram estimadas duas funções de produção: uma Cobb-Douglas e uma *translog*. Os resultados obtidos com a função *translog* apontaram para a não significância das interações entre as variáveis, o que leva a crer que a função Cobb-Douglas descreve melhor a tecnologia de produção utilizada. Para possibilitar melhor comparação entre os anos, impôs-se que

$$\beta_1 + \beta_2 + \beta_3 = 1 \quad (17)$$

Para verificar se seria possível proceder a tal normalização, recorreu-se a um exercício adaptado da contabilidade do crescimento que permite testar a especificação da função. Conforme discutido na sessão 3.3, o exercício realizado testa tanto os retornos de escala quanto a existência de concorrência perfeita no mercado. Os resultados encontram-se na Tabela 1. Um teste de significância das *dummies* de efeito fixo indica que esses estimadores explicam melhor os dados observados do que os de mínimos quadrados agrupados. Portanto, considerando que os estimadores dos modelos (1) e (3) são viesados pela omissão da variável  $dK$  e que, testando as especificações dos modelos (2) e (4), rejeita-se a hipótese nula de que não há efeito fixo, tem-se que os resultados do modelo (4) são aqueles em que se tem interesse.

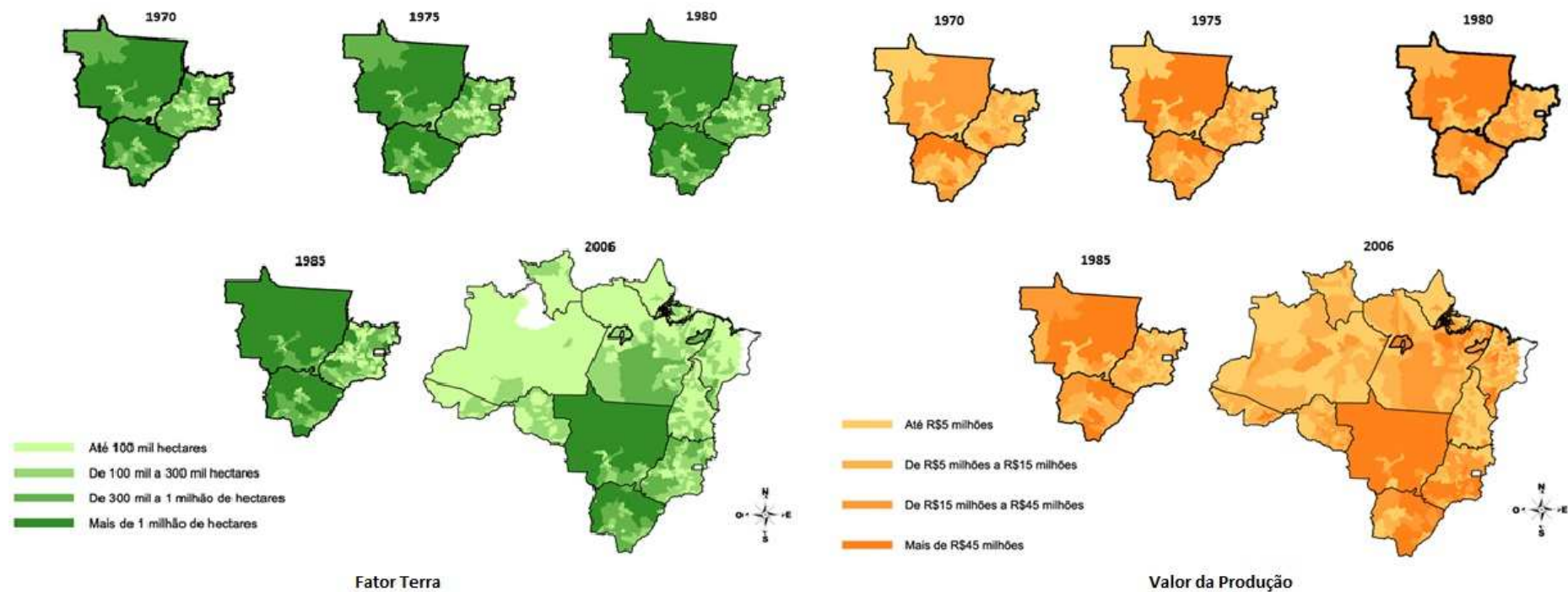
<sup>8</sup> Os dados foram elaborados a partir dos dados georreferenciados disponíveis no site do IBGE.

Figura 2 – Uso dos fatores capital e terra



Fonte: Elaboração própria a partir do Censo Agropecuário do IBGE.

Figura 3 – Uso do fator terra e valor da produção



Fonte: Elaboração própria a partir do Censo Agropecuário do IBGE.

Dada a significância do coeficiente de  $dK$ , há indícios da presença de retornos decrescentes de escala na produção. Um teste  $t$  mostra que o coeficiente estimado para a variável  $Dx$  não é estatisticamente diferente de 1, indicando que há competitividade no setor, e que, portanto, a hipótese de retornos constantes é razoável. O resultado aponta ainda para um crescimento médio de 9,5% da produtividade entre os anos analisados.

**Tabela 1 – Resultados dos testes sobre os retornos de escala**

	1	2	3	4
<b>Constante</b>	-0,1200** (0,02631)	0,03089 (0,02428)	-0,05985*** (0,03130)	0,09549** (0,03090)
<b>Dx</b>	1,514** (0,05692)	0,7057** (0,07569)	1,726** (0,08584)	1,030** (0,1039)
<b>dK</b>	-	-0,5070** (0,03735)	-	-0,4701** (0,05139)
<b>Resíduo de Solow</b>	-0,12 (0,40324)	0,0000 (0,33032)	-0,059850 (0,26004)	0,09549 (0,21388)
<b>Obs</b>	379	379	379	379
<b>R<sup>2</sup> ajustado</b>	0,6516	0,7656	0,6896	0,7889

Fonte: Resultados das estimações.

Os resultados das estimações da fronteira de produção sob a restrição de que não haja retornos constantes de escala podem ser observados na Tabela 2. Já na Tabela 3 apresentam-se os resultados obtidos com a incorporação das *dummies* de controle descritas no capítulo anterior. Foram considerados como grupos-base aqueles cuja participação na região Centro-Oeste era mais significativa, a saber, o bioma cerrado, o clima de tipo 5, o solo de tipo 8, o relevo de tipo 2 e os produtores na condição de proprietários.

**Tabela 2 – Resultados da estimação sem controles**

	1970	1975	1980	1985	2006	AL
$\beta_0$	8,7526* (0,3285)	9,2001* (0,3108)	9,6747* (0,4251)	9,6965* (0,3604)	13,3143* (0,6105)	10,3451* (0,6667)
$\beta_1$	0,1839* (0,0266)	0,1605* (0,0289)	0,1215* (0,0383)	0,0888* (0,0204)	-0,2556* (0,0623)	0,0947*** (0,0492)
$\beta_2$	0,243	0,3586	0,4846	0,5782	0,9986	0,1744
$\beta_3$	0,573* (0,0373)	0,4808* (0,0328)	0,3938* (0,0333)	0,333* (0,029)	0,257* (0,0607)	0,7308* (0,0364)

Nota: \* Significativo a 1%; \*\* Significativo a 5%; \*\*\* Significativo a 10%.

Fonte: Resultados das estimações.

Dentre as variáveis de clima e relevo, mostram-se consistentemente significativos os biomas pantanal e mata atlântica, que aumentam a produção com relação ao cerrado, porém que têm pouca penetração nas regiões analisadas. O bioma amazônico, o mais observado, não apresenta efeitos significativos sobre a produção, quando comparado com o cerrado. Entre as *dummies* de clima, a única que se mostra consistentemente significativa e, portanto, afeta a produção diferentemente do clima base é o clima de tipo 4. Os solos do tipo 4 e 5 mostram-se mais férteis do que o solo base. Quanto ao relevo, apenas o do tipo 4 é significativo em diversos anos, porém seus efeitos são bastante voláteis.

**Tabela 3 – Resultados da estimação com controles**

	1970	1975	1980	1985	2006	AL
$\beta_0$	8,3664* (0,2304)	8,9737* (0,3477)	8,6703* (0,3957)	9,4083* (0,3582)	14,2426* (0,7097)	10* (0,4006)
$\beta_1$	0,1987* (0,0273)	0,1718* (0,0317)	0,1727* (0,0381)	0,0768* (0,0182)	-0,3294* (0,068)	0,2327* (0,0493)
$\beta_2$	0,1981 0,6031* (0,0375)	0,3549 0,4732* (0,0337)	0,4364 0,3908* (0,0339)	0,5795 0,3436* (0,0262)	1,0262 0,3032* (0,0634)	0,2325 0,5347* (0,0398)
<b>Pantanal</b>	1,8133* (0,4152)	1,1733* (0,4494)	0,6453* (0,2012)	0,4356** (0,1871)	0,7929** (0,3235)	-
<b>Mata Atlântica</b>	0,6371* (0,1512)	0,7922* (0,149)	0,6743* (0,1706)	0,8969* (0,164)	-	-
<b>Clima 1</b>	-	-	-	-	-	5,6633* (1,3608)
<b>Clima 3</b>	-0,3487** (0,1411)	-	-	-	-1,2242* (0,2647)	0,5538* (0,1327)
<b>Clima 4</b>	0,2517* (0,0679)	-	0,4246* (0,1073)	0,2743* (0,0771)	-0,518* (0,1638)	0,2965* (0,0937)
<b>Clima 8</b>	0,2779** (0,1315)	-	0,3952** (0,1545)	-	-	-
<b>Clima 9</b>	-	-	-	-	-	18,7947* (6,0321)
<b>Clima 10</b>	-	-0,2262*** (0,1249)	-	-	-	-
<b>Solo 1</b>	-	-	-	-	-	0,6337** (0,2785)
<b>Solo 4</b>	0,2229* (0,0826)	-	0,4452* (0,0973)	0,267* (0,0942)	-	-
<b>Solo 5</b>	0,4875* (0,1107)	0,408* (0,1231)	0,6739* (0,1297)	0,5547* (0,122)	-	1,0057** (0,4558)
<b>Solo 6</b>	-	-	-	-	-	0,6295* (0,2261)
<b>Relevo 1</b>	-	-	-	-	-	-0,7693* (0,144)
<b>Relevo 3</b>	-1,0053** (0,3958)	-0,7558*** (0,4229)	-	-	-	-
<b>Relevo 4</b>	1,5871** (0,7453)	0,1446** (0,0644)	0,185*** (0,1009)	-	-0,4697* (0,1637)	-0,6674* (0,1162)
<b>Arrendatário</b>	4,2773*** (2,5612)	2,4488** (1,013)	2,2266** (1,04)	-	-	2,3222** (0,9547)
<b>Parceiro</b>	-	-3,4328** (1,7343)	-	6,6171* (1,8973)	0*** 0	-

Nota: \* Significativo a 1%; \*\* Significativo a 5%; \*\*\* Significativo a 10%.

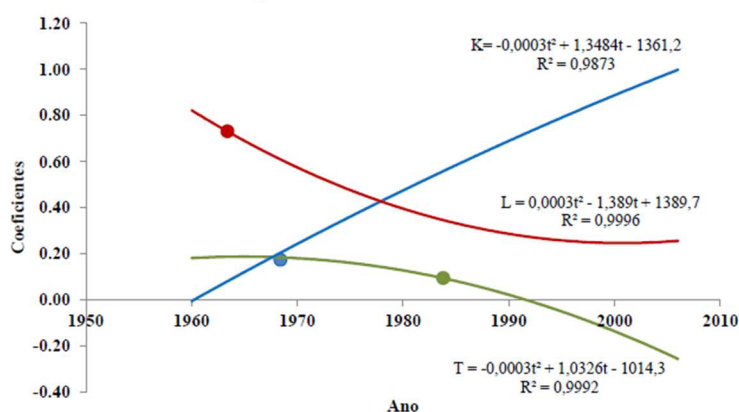
Fonte: Resultados das estimações.



As variáveis referentes à propriedade da terra, através das quais se buscava incorporar possíveis efeitos do ambiente institucional, mostraram-se controversas. A *dummy* ocupante apresenta sinal negativo na maioria dos anos, como era de se esperar dado que a incerteza gerada pela falta de título sobre a terra possivelmente inibe maiores investimentos por parte do produtor. Essa variável, no entanto, foi a única que não se mostrou significativamente diferente da variável base, proprietário, em nenhum dos modelos estimados. Os arrendatários, por outro lado, são significativa e consistentemente mais produtivos do que os proprietários. Já os coeficientes para a *dummy* indicativa de parceria só são significativos em três das seis regressões de interesse e seus valores são contraditórios.

É interessante notar que, quando não há controle para o clima dos municípios (Tabela 2), não é possível encontrar correspondência entre as fronteiras de produção na Amazônia Legal e no Centro-Oeste. Esse resultado é mais facilmente observado no Gráfico 1. Nota-se que, na ausência dos controles, os coeficientes estimados para a Amazônia Legal, sobretudo para o fator terra, encontram-se em momentos bem diferentes dos verificados para a região Centro-Oeste nos anos setenta.

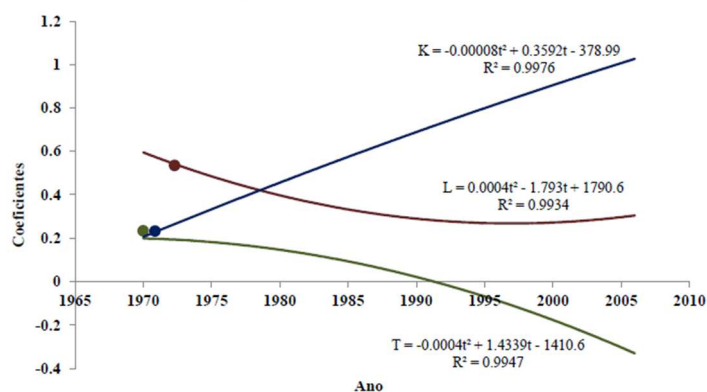
**Gráfico 1 – Comparação dos coeficientes sem controles na Amazônia Legal e no Centro-Oeste**



Nota: Municípios da região CO (curvas) e da Amazônia Legal (pontos).  
Fonte: Resultados das estimações.

Uma vez incorporadas variáveis climáticas, no entanto, é possível notar que o atual estágio da produção agropecuária na Amazônia Legal é muito próximo àquele observado na região Centro-Oeste entre 1970 e 1975, o que vai de acordo com a hipótese inicialmente adotada.

**Gráfico 2 – Comparação dos coeficientes com controles na Amazônia Legal e no Centro-Oeste**



Nota: Municípios da região CO (curvas) e da Amazônia Legal (pontos).  
Fonte: Resultados das estimações.

Para projetar os valores futuros da produção agropecuária na Amazônia Legal, foi necessário primeiro projetar as alterações nas quantidades utilizadas de cada um dos fatores de produção. Para isso, foram feitas regressões, para os municípios da região Centro-Oeste, das quantidades dos fatores observadas a cada ano contra seus valores iniciais. Os resultados dessas regressões podem ser encontrados na Tabela 4.

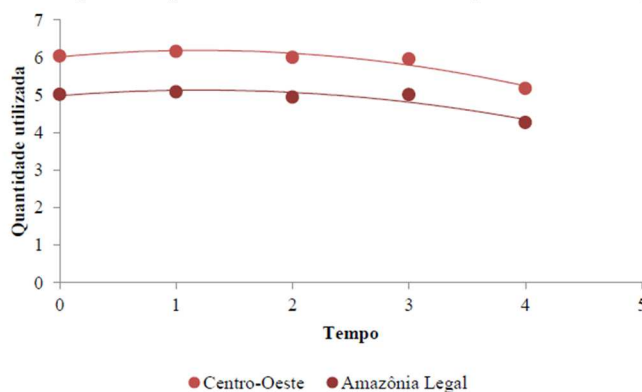
**Tabela 4 – Variação na utilização por fator**

Trabalho				
	1975	1980	1985	2006
<b>Constante</b>	-	-	6,2609*	-0,3612**
			(0,736)	(0,205)
<b><math>L_0</math></b>	1,0053*	1,0114*	0,4808*	1,0126*
	(0,0008)	(0,0013)	(0,0621)	(0,0173)
Capital				
	1975	1980	1985	2006
<b>Constante</b>	0,6029*	1,7938**	2,0064*	2,4501*
	(0,0751)	(0,1213)	(0,1362)	(0,1358)
<b><math>K_0</math></b>	0,9909*	0,804*	0,6668*	2,4501*
	(0,0259)	(0,0418)	(0,047)	(0,0468)
Terra				
	1975	1980	1985	2006
<b>Constante</b>	-	-	0,512*	-
			(0,1815)	
<b><math>T_0</math></b>	1,0129*	0,9852*	0,896*	0,8498*
	(0,0036)	(0,006)	(0,0456)	(0,0079)

Fonte: Resultados das estimações.

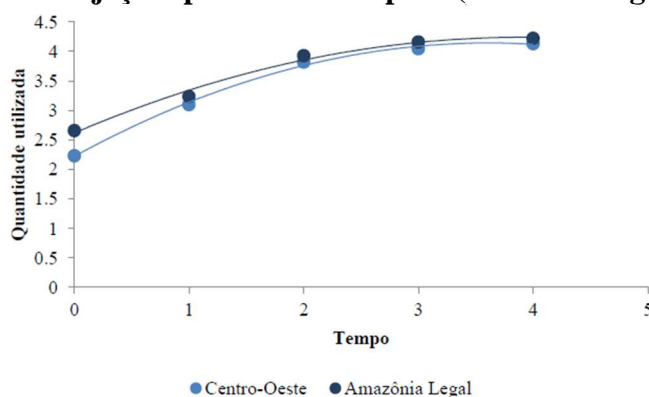
No caso do Centro-Oeste, considerou-se o período zero como sendo aquele correspondente à atual posição da Amazônia Legal na fronteira de produção, ou seja, entre 1970 e 1975. O período 1 corresponde às observações de 1975; o período 2, às de 1980; o 3, às de 1985; e o 4, às de 2006. Portanto, no caso da Amazônia Legal, os períodos de 0 a 4 correspondem, respectivamente, aos anos 2006, 2013, 2018 e 2039. Os gráficos 3, 4 e 5 ilustram a variação no uso dos fatores observada ao longo do tempo na região Centro-Oeste e a projeção feita para a Amazônia Legal.

**Gráfico 3 – Projeções para o fator trabalho (em escala logarítmica)**



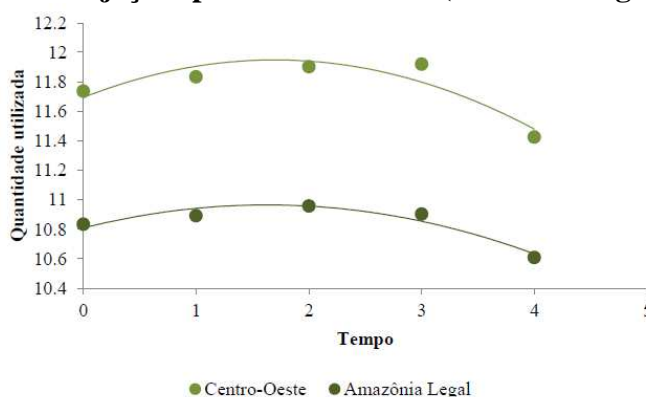
Fonte: Resultados das estimações.

**Gráfico 4 – Projeções para o fator capital (em escala logarítmica)**



Fonte: Resultados das estimações.

**Gráfico 5 – Projeções para o fator terra (em escala logarítmica)**



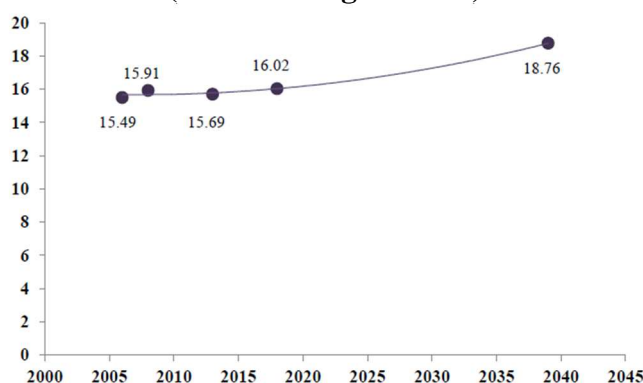
Fonte: Resultados das estimações.

Consideradas as variações na utilização dos fatores ao longo do tempo, foi possível projetar os valores da produção para a Amazônia Legal, que correspondem aos 33 anos seguintes a 2006. Esses valores foram calculados a partir das seguintes equações, em que os coeficientes são aqueles apresentados na Tabela 3.

$$\begin{aligned}
 Y_0 &= \beta_{006}^{AL} + \beta_{106}^{AL}T_0 + \beta_{206}^{AL}K_0 + \beta_{306}^{AL}L_0 + dummies_{06}^{AL} \\
 Y_1 &= \beta_{070}^{CO} + \beta_{170}^{CO}T_0 + \beta_{270}^{CO}K_0 + \beta_{370}^{CO}L_0 + dummies_{06}^{AL} \\
 Y_2 &= \beta_{075}^{CO} + \beta_{175}^{CO}T_0 + \beta_{275}^{CO}K_0 + \beta_{375}^{CO}L_0 + dummies_{06}^{AL} \\
 Y_3 &= \beta_{080}^{CO} + \beta_{180}^{CO}T_0 + \beta_{280}^{CO}K_0 + \beta_{380}^{CO}L_0 + dummies_{06}^{AL} \\
 Y_5 &= \beta_{006}^{CO} + \beta_{106}^{CO}T_0 + \beta_{206}^{CO}K_0 + \beta_{306}^{CO}L_0 + dummies_{06}^{AL}
 \end{aligned}
 \tag{18}$$

A evolução dos valores médios obtidos com essas projeções está ilustrada no Gráfico 6.

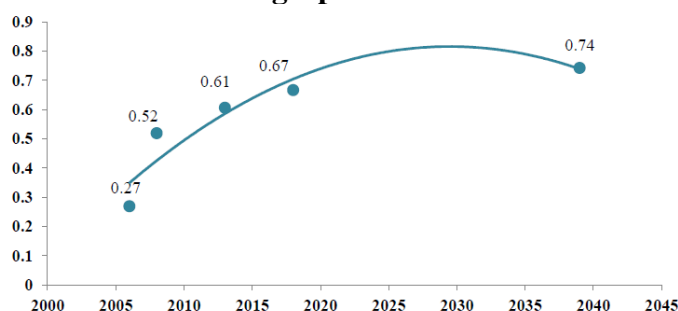
**Gráfico 6 – Valor médio da produção na Amazônia Legal (em escala logarítmica)**



Fonte: Resultados das estimações.

O próximo passo para estimar o valor presente líquido da renda da terra na Amazônia Legal é estimar a parcela do valor apropriada pelo agente que tem o poder de decisão sobre o desmatamento. Considerando a hipótese de que se trata de proprietários de terra capitalistas, tal parcela é representada pela soma dos coeficientes  $\beta_1$  e  $\beta_2$ , ou seja, as parcelas correspondentes às rendas da terra e do capital. A evolução desse coeficiente ao longo do tempo está ilustrada no gráfico abaixo.

**Gráfico 7 – Renda do produtor como parcela da renda total do setor agropecuário**



Fonte: Resultados das estimações.

A renda do proprietário da terra na Amazônia Legal (em escala logarítmica) a cada período é dada por  $\ln[(\beta_1 + \beta_2)e^y]$ . Se não houver expansão da agropecuária na região, a expectativa é de que a produção se mantenha no nível atual, representado pela linha pontilhada no Gráfico 8. Se, por outro lado, houver expansão da agropecuária, através da ampliação do desmatamento, a expectativa é de que a renda evolua de acordo com as projeções, ao longo da linha cheia no Gráfico 8. Os dados ilustrados nesse gráfico permitem calcular o valor presente líquido do aumento esperado na renda, que é dado pela área entre a curva da renda projetada e a linha pontilhada, que representa a renda obtida atualmente. Esse valor é dado pela integral definida

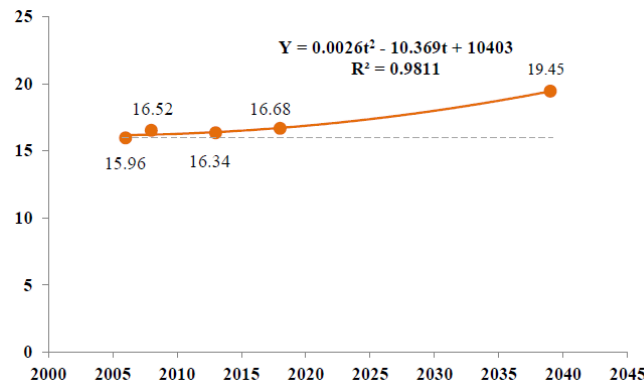
$$e \int_0^{33} (at^2 + bt + c - rt) dt \quad (19)$$

em que  $at^2 + bt + c$  corresponde à linha de tendência,  $y$  é a renda obtida atualmente e  $r$  é a taxa de juros.

Como o agente a formar expectativas é um proprietário privado, não se deve esperar que ele se valha, ao avaliar a renda futura, de uma taxa de desconto que leve em conta os efeitos sociais ou ambientais da produção, razão pela qual optou-se por descontar o fluxo de renda por uma taxa de

juros real de mercado. Para efeitos de comparação, considera-se também o cenário em que o indivíduo não desconta o tempo.

**Gráfico 8 – Renda esperada do produtor na Amazônia Legal (em escala logarítmica)**



Fonte: Resultados das estimações.

Seja  $M$  o valor presente líquido do aumento esperado na renda, então  $M$  pode ser descrito como a capitalização contínua do capital a uma taxa de crescimento anual média esperada:

$$M = e^{\int_0^{33} (at^2 + bt + c - rt - y) dt} = e^{gt} \quad (20)$$

Os diferentes valores obtidos para essa taxa de crescimento, de acordo com a taxa de desconto utilizada, são expostos na Tabela 5.

**Tabela 5 – Projeção da taxa média de crescimento anual da renda esperada**

Taxa de desconto	Taxa média de crescimento anual
0%	11,85%
2%	10,71%
5%	7,65%
8%	-5,55%

Fonte: Resultado das estimações.

Os resultados apontam, portanto, que, no caso extremo de um agente que não desconta o tempo, a taxa anual máxima esperada para o crescimento da renda é de cerca de 12% a.a. Essa taxa decai rapidamente conforme aumenta a taxa de desconto intertemporal, ou seja, quanto mais o agente valoriza o presente com relação ao futuro, como pode ser observado no gráfico abaixo. Para taxas de desconto a partir de 7%, a expansão da área de fronteira agrícola deixa de ser economicamente interessante e uma taxa de desconto de 8% já indica prejuízos significativos.

Portanto, o custo de oportunidade da não expansão da fronteira agrícola na região da Amazônia Legal é tanto maior quanto menos o produtor valoriza o retorno imediato relativamente ao investimento de mais longo prazo. Esse resultado é condizente com a literatura, sobretudo com Margulis (2001), Andersen (1997) e Diaz e Schwartzman (2005), que apontam para os ocupantes de segunda geração como os que se apropriam da maior parte da renda gerada com o desmatamento, quando a agricultura de larga escala passa a se estabelecer na região, enquanto o desmatamento imediato é visto pelos ocupantes de primeira geração como uma forma de garantir a posse da terra, que inicialmente é explorada pela madeira ou via agricultura de queimada, cuja produtividade diminui rapidamente.

O relaxamento de algumas hipóteses utilizadas para a realização das projeções contribuiria para a redução dos custos encontrados. Supôs-se, nas estimativas acima, que a não expansão da área agrícola implicaria no não crescimento da renda auferida pelo produtor. Os resultados para a região Centro-Oeste sugerem um crescimento na produtividade total dos fatores nas últimas décadas. Dessa forma, uma estimativa menos conservadora poderia projetar uma taxa de crescimento positiva para a renda do produtor mesmo que a área desmatada não se expandisse. Destarte, a renda projetada sem desmatamento seria positivamente inclinada e a diferença entre essa linha e a curva da renda esperada diminuiria, reduzindo o custo de oportunidade do desmatamento. Outra possibilidade ainda seria incorporar rendas de outras atividades, tais como da extração vegetal e do manejo florestal. Essa incorporação nos cálculos, no entanto, assim como a do crescimento da produtividade total dos fatores, requer uma análise mais cuidadosa dos dados e da metodologia envolvidas, o que foge ao escopo deste trabalho.

## 6. Conclusão

A importância que vem sendo dada nas últimas décadas à redução das emissões de carbono no Brasil resultante, sobretudo, do avanço da fronteira agrícola sobre a floresta amazônica traz à tona o dilema entre desenvolvimento e preservação ambiental, uma vez que se associa o desmatamento a aumentos na renda e no bem-estar das populações locais e ao desenvolvimento regional.<sup>9</sup> Nesse contexto, torna-se premente a discussão sobre a valoração dos recursos naturais e sobre a geração de renda alternativa para regiões de expansão da fronteira agrícola sobre áreas de floresta.

Nesse sentido, este trabalho avaliou o custo de oportunidade que a preservação dos recursos naturais e a prestação de serviços ambientais impõem sobre a população da Amazônia Legal brasileira. A hipótese inicial de que o estágio atual de desenvolvimento nessa região é semelhante àquele da região Centro-Oeste durante a década de 1970 mostrou-se razoável, dados os resultados das estimações de fronteiras de produção para as duas regiões. Com base nisso, não é ilícito supor que os produtores da Amazônia Legal formem suas expectativas de renda futura apoiando-se na rentabilidade apresentada pela atividade agropecuária na região Centro-Oeste desde 1970 até o presente.

As projeções realizadas com base nos resultados mostraram que os produtores da Amazônia Legal podem acreditar ter, nas próximas três décadas, um aumento de renda média, em relação à observada atualmente, entre 7,6% e 11% ao ano, quando são consideradas taxas de desconto entre 2% e 5%. No caso extremo de um agente que não desconta o tempo, a taxa anual máxima esperada para o crescimento da renda é de 12%. Essa taxa decai rapidamente conforme aumenta a taxa de desconto intertemporal, ou seja, quanto mais o agente valoriza o presente com relação ao futuro. Para taxas de desconto a partir de 7%, a expansão da área de fronteira agrícola deixa de ser economicamente interessante e uma taxa de desconto de 8% já indica prejuízos significativos.

Portanto, o custo de oportunidade da não expansão da fronteira agrícola na região da Amazônia Legal é tanto maior quanto menos o produtor valoriza o retorno imediato relativamente ao investimento de mais longo prazo. Esse resultado é condizente com a literatura, sobretudo com Margulis (2001), Andersen (1997) e Diaz e Schwartzman (2005), que apontam que são os ocupantes de segunda geração quem se apropria da maior parte da renda gerada com o desmatamento, quando a agricultura de larga escala passa a se estabelecer na região, enquanto o desmatamento imediato é visto pelos ocupantes de primeira geração como uma forma de garantir a posse da terra, a qual inicialmente é explorada pela madeira ou via agricultura de queimada, cuja produtividade diminui rapidamente.

Esses cenários já levam em conta diferenças no bioma, no clima, na fertilidade do solo e no relevo das duas regiões consideradas. As tentativas de incorporar variáveis que dessem conta das diferenças no ambiente institucional documentadas na literatura não tiveram o efeito esperado. O valor dos financiamentos obtidos pelos estabelecimentos como proporção do valor da produção não

<sup>9</sup> Celentano *et al.* (2012), Iglioni (2006).

varia significativamente entre as duas regiões examinadas para ser considerado uma mudança institucional relevante. As *dummies* referentes à condição do produtor com relação a terra não se mostraram significativamente diferentes entre si, à exceção dos arrendatários, que se mostraram mais produtivos do que os demais produtores.

O relaxamento de algumas hipóteses utilizadas para a realização das projeções também contribuiria para a redução dos custos encontrados. Supôs-se que a não expansão da área agrícola implicaria no não crescimento da renda auferida pelo produtor. Uma estimativa menos conservadora poderia projetar uma taxa de crescimento positiva para a renda do produtor mesmo que a área desmatada não se expandisse. Ademais, poder-se-ia incorporar à renda obtida sem expansão da área desmatada aquela obtida com outras atividades que não a produção agropecuária, tais como a extração vegetal e o manejo florestal. Esses fatores, que não foram levados em conta no cômputo dos resultados aqui obtidos, provavelmente contribuem para a diminuição do custo de oportunidade da preservação florestal, indicando que os ocupantes de primeira geração, aqueles diretamente responsáveis pelo desmatamento, possivelmente estariam dispostos a receber valores próximos ao rendimento obtido atualmente com a produção agrícola para não ampliar a área explorada. Assim, os resultados deste trabalho são conservadores e devem ser considerados como indicadores de um possível valor *máximo* que seria necessário repassar aos produtores sob a condição de não desmatamento para que a expansão da fronteira agrícola sobre áreas de floresta deixasse de ser economicamente interessante.

## Referências

- AIGNER, D. J.; LOVELL, C. A. K.; SCHMIDT, P. Formulation and estimation of stochastic frontier production function models. *Journal of Econometrics*, v. 6, n. 1, p. 21–3, 1977.
- ANDERSEN, L. E. *A cost-benefit analysis of deforestation in the Brazilian Amazon*. Rio de Janeiro: IPEA, 1997. (Texto para discussão, n. 455)
- BARTHOLOMEW, D. J.; STEELE, F.; GALBRAITH, J.; MOUSTAKI, I. *Analysis of Multivariate Social Science Data* (2 ed.). New York: Chapman & Hall, 2008.
- CASTELANI, S. A. *Forests and cities: essays on urban growth and development in the Brazilian Amazon*. 2014. 234 f. Tese (Doutorado). Universidade de São Paulo, Departamento de Economia, 2014.
- CELENTANO, D.; SILLS, E.; SALES, M.; VERÍSSIMO, A. Welfare Outcomes and the Advance of the Deforestation Frontier in the Brazilian Amazon. *World Development*, v. 40, n. 4, p. 850-864, 2012.
- DIAZ, M.; SCHWARTZMAN, S. Carbon offsets and land use in the Brazilian Amazon. In: MOUTINHO, P.; SCHWARTZMAN, S. (Ed.). *Tropical deforestation and climate change – Belém – Pará – Brazil*: IPAM – Instituto de Pesquisa Ambiental da Amazônia; Washington DC – USA: Environmental Defense, 2005.
- FIELD, B. *Natural Resource Economics: An Introduction*. McGraw-Hill, 2001.
- GASQUES, J. G.; CONCEIÇÃO, J. C. P. R. *Transformações estruturais da agricultura e produtividade total dos fatores*. Brasília: IPEA, 2000. (Texto para discussão, n. 768)
- GASQUES, J.G.; BASTOS, E. T.; BACCHI, M. R. P.; VALDES, C. *Produtividade Total dos Fatores e Transformações da Agricultura Brasileira: análise dos dados dos Censos Agropecuários*. Brasília: IPEA, 2010.
- GENNAIOLI, N.; MA, Y.; SHLEIFER, A. *Expectations and investment*. NBER Macroeconomics Annual 30.1, p. 379-431, 2016.
- HAIR, Jr.; BLACK, W. C.; BABIN, B. J.; ANDERSON, R. E.; TATHAM, R. L. *Multivariate Data Analysis* (6 Ed.). Upper Saddle River, NJ: Pearson Prentice Hall, 2006.

- HARRISON, A. E. Productivity, imperfect competition and trade reform: Theory and evidence. *Journal of International Economics*, v. 36, n. 1, p. 53-73, 1994.
- IGLIORI, D. Economia espacial do desenvolvimento e da conservação ambiental: uma análise sobre o uso da terra na Amazônia. *Ciência e Cultura*, v. 58, n. 1, p. 29-33, 2006.
- IPCC – Intergovernmental Panel on Climate Change. *Climate change 1995 - Impacts, adaptation and mitigation of climate change: scientific-technical analyses*. Cambridge, U. K.: Cambridge Univ. Press (Contribution of Working Group II to the assessment report of the IPCC), 1996.
- KUMBHAKAR, S. C.; LOVELL, C. A. K. *Stochastic frontier analysis*. Cambridge University Press, 2003.
- LAWLEY, D. N.; MAXWELL, A. E. Regression and factor analysis. *Biometrika*, v. 60, n. 2, p. 331-338, 1973.
- MARGULIS, S. *Causas do desmatamento na Amazônia brasileira*. Brasília: Banco Mundial, 2003.
- MARGULIS, S. *Quem são os agentes do desmatamento na Amazônia e por que eles desmatam?* Brasília: Banco Mundial, 2001.
- MEEUSEN, W.; VAN DEN BROECK, J. Efficiency estimation from Cobb-Douglas production functions with composed errors. *International Econometric Review*, v. 8, p. 435-444, 1977.
- PFÄFF, A. S. P. What drives deforestation in the Brazilian Amazon?: evidence from satellite and socioeconomic data. *Journal of Environmental Economics and Management*, v. 37, n. 1, p. 26-43, 1999.
- PINEDO-VASQUEZ, M. *et al.* Economic returns from forest conversion in the Peruvian Amazon. *Ecological Economics*, v. 6, n. 2, p.163-173, 1992.
- REIS, E.; PIMENTEL, M.; ALVARENGA, A. *Áreas mínimas comparáveis para os períodos intercensitários de 1872 a 2000*. Rio de Janeiro, IPEA-DIMAC, 2009.
- SOUZA-RODRIGUES, E. A. *Deforestation in the Amazon: A unified framework for estimation and policy analysis*, University of Toronto, Department of Economics, 2015. (Working Paper)
- YOUNG, C. E. F. *Economic adjustment policies and the environment: a case study of Brazil*. Dissertação. University College London, 1996.
- YOUNG, C. E. F.; FAUSTO, J. R. B. *Valoração de recursos naturais como instrumento de análise na expansão da fronteira agrícola na Amazônia*. Ed. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – IPEA, Rio de Janeiro, 1997.



**A CONTRIBUIÇÃO DAS DESPESAS PÚBLICAS COM SAÚDE PARA O NÍVEL DE RENDA *PER CAPITA* DAS MICRORREGIÕES DO ESTADO DE SÃO PAULO: UMA ANÁLISE ENTRE OS ANOS DE 2002 E 2011\***

**André Felipe Danelon**

Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz" – Universidade de São Paulo (ESALQ/USP)

E-mail: [andre.f.danelon@gmail.com](mailto:andre.f.danelon@gmail.com)

**Humberto Francisco Silva Spolador**

Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz" – Universidade de São Paulo (ESALQ/USP)

E-mail: [hspolador@usp.br](mailto:hspolador@usp.br)

**Alexandre Nunes de Almeida**

Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz" – Universidade de São Paulo (ESALQ/USP)

E-mail: [alex.almeida859@gmail.com](mailto:alex.almeida859@gmail.com)

**RESUMO:** As diferenças de nível de renda entre países ricos e países pobres estão entre os temas centrais de pesquisas sobre desenvolvimento econômico. Entre as razões para que tais diferenças persistam, destaca-se a desigualdade das condições de saúde a que diferentes populações estão expostas. De fato, o nível de saúde de uma população pode determinar desde o tamanho populacional até a acumulação de capital humano por meio da escolaridade. Apesar de ser amplamente aceito que a saúde é elemento fundamental para o desenvolvimento econômico, seja ele um elemento necessário ou um objetivo do desenvolvimento, as formas de sua mensuração para a correta estimação de seus impactos sobre a renda ainda são alvo de investigação pelos economistas. Neste trabalho, especificamente, tem-se como objetivo estimar os potenciais impactos das despesas públicas municipais com saúde sobre o PIB *per capita*, considerando as microrregiões do estado de São Paulo, no período de 2002 a 2011. Para tanto, foi realizada uma análise com dados em painel, a partir de informações municipais agregadas em nível microrregional. Os principais resultados do artigo mostram que as despesas públicas municipais com saúde possuem efeito positivo e estatisticamente significativo sobre o PIB *per capita* das microrregiões do estado de São Paulo.

**Palavras-chave:** Saúde; Crescimento Econômico; Capital Humano.

**Classificação JEL:** O10; I15; R1.

**ABSTRACT:** The income gap between rich and poor countries is still a central question of the economic development research. Among the various reasons for these differences is the health inequality conditions, which different populations are exposed. Although it is widely accepted that health is fundamental to the economic development, or if it is a necessary element or an objective of development, its measurement to capture their impacts on income remains as a relevant research's subject for economists. This research proposes an analysis through the municipal public spending, at the micro-regions of the State of São Paulo during the years 2002 to 2011. For this, it was estimated a panel data model, analysing the municipal information at micro-regional level. The main result of this paper is that the relationship between income and health was statistically significant in the empirical model tested.

**Keywords:** Health; Economic Growth; Human Capital.

**JEL Code:** O10; I15; R1.

## 1. Introdução

A análise sobre a diferença de renda entre países é tema central da literatura sobre crescimento econômico, que tem produzido inúmeras análises sobre quais seriam os seus principais determinantes (JONES; VOLLRATH, 2013). Na literatura mais recente, está, como em Acemoglu (2009) e Weil (2007), a discussão sobre o papel do nível de saúde da população na determinação do nível de renda e seu efeito sobre a qualidade do capital humano. Acemoglu (2009) mencionou a variedade de evidências na literatura sobre os impactos da saúde dos indivíduos<sup>1</sup>, podendo torná-los mais (menos) produtivos e, também, possibilitando maior (menor) acúmulo de capital humano, e ressaltou o trabalho de Weil (2007), que atribuiu às diferenças do nível de saúde um importante fator da diferença de renda entre os países.

Conforme Weil (2007), as comparações entre os níveis de saúde dos países podem ser feitas a partir de insumos para a saúde (acesso à vacina e à água potável, condições de segurança no trabalho etc) e de indicadores de saúde (altura média da população adulta, por exemplo)<sup>2</sup>. A relação de causalidade entre renda e saúde não é unidirecional: se um nível de saúde mais alto contribui para o aumento da renda, o nível de saúde é resultado do nível mais elevado de renda, uma vez que o aumento da renda permite maior acesso ao que Weil (2007) definiu como insumos para a saúde<sup>3</sup>. A relação bidirecional entre saúde e renda foi observada por Cambota e Rocha (2015), cujo trabalho constatou um padrão entre renda e consultas médicas, no qual os indivíduos com maior renda são aqueles que demandam consultas médicas com maior frequência. Por outro lado, Cambota e Rocha (2015) identificaram também um padrão entre internações e baixa renda, sugerindo que os mais pobres recebem cuidados com a saúde apenas quando há necessidade de tratamentos intensivos<sup>4</sup>.

Em nível macroeconômico, Arora (2001) afirmou que a alta taxa de doenças e de mortes que persistem nos países menos desenvolvidos é, talvez, a única razão para suas baixas taxas de crescimento de longo prazo. Ashraf, Lester e Weil (2009) citaram a Declaração de Abuja, em 2005, na qual é destacado que a malária foi responsável por deixar o crescimento das economias africanas 1,3% ao ano abaixo do seu crescimento potencial. Castro-Leal *et al.* (2000) apresentaram resultados relacionando gastos com saúde pública e distribuição de renda para diversos países africanos, apontando que tais gastos devem ser entendidos como estratégia fundamental para combater a pobreza.

A Figura 1 ilustra a interação entre saúde e renda proposta por Weil (2013); o eixo horizontal mede a renda *per capita* ( $y$ ) e o eixo vertical, a saúde dos trabalhadores ( $h$ ). Como para níveis de saúde mais elevados os trabalhadores são mais produtivos, logo, produzem níveis mais elevados de produto, a curva  $y(h)$  é positivamente inclinada. Da mesma forma, a curva  $h(y)$  indica que níveis mais elevados de renda melhoram o nível de saúde, mas essa curva é menos inclinada para os níveis mais elevados de renda, pois os benefícios de um aumento da saúde são maiores nos níveis mais baixos de renda. Na representação gráfica elaborada por Weil (2013) para ilustrar a relação entre saúde e renda, conforme a Figura 1, o ponto de equilíbrio inicial é representado pelo ponto A; supondo uma mudança tecnológica exógena que torne todos os trabalhadores mais produtivos (para qualquer nível de saúde),

<sup>1</sup> Capítulo 4, páginas 137 e 138.

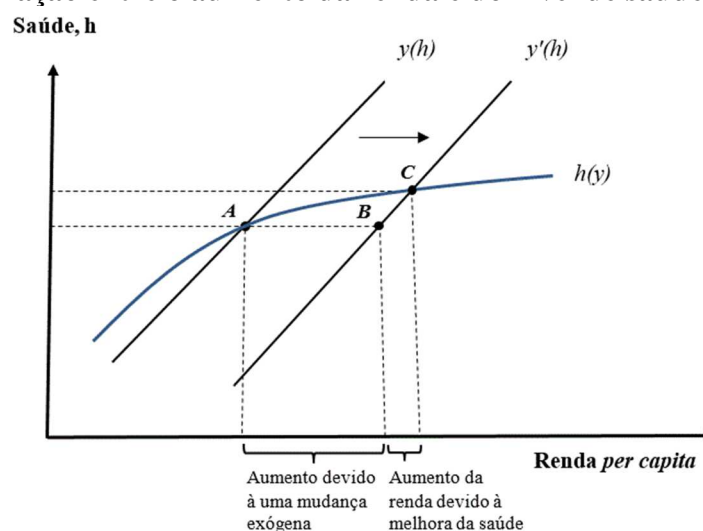
<sup>2</sup> Weil (2013), página 154, destacou que os países ricos da OCDE possuem em média 2,2 médicos por mil pessoas, enquanto que entre os países em desenvolvimento a média é de 0,8 e na África subsaariana a média é de apenas 0,3.

<sup>3</sup> Hall e Jones (2007) propuseram um modelo teórico em que, conforme aumenta a renda dos indivíduos, aumenta o consumo, e, portanto, reduz a utilidade marginal do consumo. Por outro lado, a utilidade marginal da longevidade não diminui conforme a longevidade aumenta e, assim, o aumento dos gastos com saúde permite às pessoas obterem períodos adicionais de utilidade. O resultado do modelo é que a composição ótima da despesa total desloca-se para os gastos com saúde, de modo que, enquanto o consumo cresce a taxas menores, a participação dos gastos com saúde aumenta simultaneamente à renda.

<sup>4</sup> Bastos e Gomes (2014), a partir de dados referentes ao ano de 2010, observaram que as regiões Sul e Sudeste são as que possuem as maiores proporções de profissionais de saúde por mil habitantes e que as desigualdades regionais da distribuição de profissionais de saúde se mantiveram, sendo que as regiões Norte e Nordeste são aquelas que ainda têm maiores dificuldades em relação à saúde básica da população.

haveria um deslocamento de  $y(h)$  para a direita e o deslocamento do ponto  $A$  para o ponto  $B$  representaria o aumento do produto causado pelo aumento da produtividade da força de trabalho. No entanto, o aumento do produto permitirá um aumento da saúde dos trabalhadores, cuja consequência será um aumento adicional do produto, que é representado pelo deslocamento do ponto  $B$  para o ponto  $C$ , que representa então o novo equilíbrio. Weil (2013) definiu esse deslocamento como um efeito multiplicador da saúde, visto que um aumento inicial da produtividade ocasiona um aumento maior do produto.

**Figura 1 - Interação entre o aumento da renda e do nível de saúde sobre o produto**



Fonte: Weil (2013), p.158 e adaptação dos autores.

A mensuração do estoque de saúde ainda é alvo de intenso debate. O uso de variáveis como mortalidade infantil (FIGUEIREDO; NORONHA; ANDRADE, 2003), longevidade média da população (ACEMOGLU; JOHNSON, 2007), altura das pessoas, taxa de sobrevivência na idade adulta, idade da menarca (WEIL, 2007), impacto de epidemias como o HIV/AIDS (FERREIRA; PESSOA, 2003) e estado de saúde autoavaliado (NORONHA; ANDRADE; WAJNMAN, 2006) têm sido apresentado em diversos trabalhos e contribuído para a melhor compreensão e avaliação do impacto da saúde para determinação da renda.

Além da perspectiva individual, que avalia o nível de saúde a partir das características pessoais, existe a alternativa de caráter mais amplo, que explora esse tema a partir da qualidade de vida da população como um todo. Historicamente, as civilizações têm sido acometidas por diferentes surtos de doenças. No caso do Brasil, desde o fim do século XIX, o avanço da urbanização foi acompanhado de diferentes epidemias que acometeram as principais cidades do país. Varíola, Febre Tifoide, Tuberculose, Cólera e Febre Amarela são diferentes exemplos que podem ser citados de epidemias que ocorreram no estado de São Paulo (MASCARENHAS, 2006). Recentemente, pode-se destacar a epidemia de Dengue<sup>5</sup> em 2015 que, apesar de menos aguda do que as epidemias mencionadas, gerou um elevado número de vítimas: de janeiro a abril de 2015 foram registrados mais de 400 mil casos, contra cerca de 80 mil em 2014 (BRASIL, 2015).

Araújo (1975) já destacava a importância de estudos que levassem em conta a relação causal entre o nível de saúde e de renda da população, sob o risco de que, na ausência desses, a importância de se investir em saúde pública fosse subestimada. Entretanto, os gastos com saúde pública são focados em prevenção, o que acaba tornando os resultados de tal política pouco reconhecidos pelos

<sup>5</sup> Cabral e Freitas (2012) analisaram a importância de variáveis socioeconômicas e demográficas sobre as notificações dos casos de Dengue, que são relevantes para as ações de políticas públicas. No modelo empírico dos autores, a densidade demográfica se mostrou mais efetiva do que o índice de desenvolvimento municipal para explicar as notificações de ocorrência de dengue nos municípios do país.

cidadãos. A consequência direta desse desincentivo é a subestimação das despesas com saúde pública, tornando-os menores que o necessário (HEMENWAY, 2010).

O trabalho de Rocha e Giuberti (2007), ao testar o impacto de diferentes gastos públicos sobre o PIB, não encontrou relação significativa entre as despesas com saúde e a taxa de crescimento do PIB dos estados brasileiros, mas ressaltou a importância de que se avance nessa área, por meio de estudos que capturem efeitos microeconômicos de programas governamentais. Em trabalho mais recente, Santos, Jacinto e Tejada (2012) avaliaram a causalidade entre renda e saúde nos estados brasileiros, com dados referentes ao período 1981 a 2007. Por meio do método de Holtz-Eakin *et al.* (1988), os autores constataram causalidade bidirecional, enquanto que por meio do teste proposto por Hurlin (2005, 2007) os autores encontraram mais evidências da causalidade no sentido da saúde sobre a renda, seja nos estados brasileiros com renda mais alta ou nos estados de menor renda.

Bogoni, Hein e Beuren (2011) já haviam verificado que o gasto público (composto por gastos com saúde e saneamento, gastos municipais em educação e cultura, conjunto de investimentos no município, gastos com habitação e gastos com assistência e previdência) têm desempenhado função importante no crescimento econômico das maiores cidades da região Sul do país<sup>6</sup>. Degenhart, Vogt e Zonatto (2016) realizaram um estudo similar com uma amostra composta pelos dez maiores e pelos dez menores municípios de cada estado da região Sudeste e também encontraram evidências de que os gastos públicos (referentes à assistência, saúde, educação e cultura) impactam positivamente sobre o crescimento econômico daquela região. A importância da composição do gasto público sobre o crescimento da renda *per capita* dos municípios brasileiros também foi observada por Divino e Silva Junior (2012); os autores ainda destacaram que, principalmente nos municípios com menores níveis de renda, devido ao efeito multiplicador, os gastos públicos têm desempenhado importante papel para geração de emprego e renda, e demanda por bens e serviços produzidos pelo setor privado (p. 527).

Odubunmi, Saka e Oke (2012) apresentaram uma análise de cointegração entre os gastos públicos na Nigéria, entre os anos de 1970 e 2009, com resultados significativos para a relação de longo prazo entre os cuidados com saúde e o PIB. Os gastos públicos com saúde afetam a renda tão logo sejam efetivos para promover a menor exposição a epidemias, melhor nutrição e melhores serviços básicos (FILMER; PRICHETT, 1999; BAKARE; OLUBOKUN, 2011; MAYS; SMITH, 2011; MAKUTA; O'HARE, 2015).

Países que investem em saúde pública com maior intensidade proporcionam aos seus habitantes melhor qualidade de vida, ou seja, maior nível de saúde e conseqüente potencial para a geração de renda. Dessa forma, o montante de gastos com saúde pública é uma variável adequada para mensurar o nível de saúde da população e para ser incorporado a modelos de crescimento econômico. Ao avaliar o impacto desse indicador sobre o nível de renda das microrregiões do estado de São Paulo, espera-se contribuir para a melhor compreensão de alguns dos entraves ao crescimento econômico no Brasil.

O objetivo principal deste trabalho é avaliar qual é o impacto potencial das despesas públicas municipais com saúde para a determinação do nível de renda *per capita*, considerando a população com idade entre 15 e 64 anos, nas microrregiões do estado de São Paulo entre os anos de 2002 e 2011. Para isso, foi estimado um modelo com dados em painel. De forma secundária, a pesquisa visa contribuir para o debate sobre as diferentes formas de mensuração do estoque de saúde da população e como este pode contribuir com o nível de produtividade da força de trabalho e renda por trabalhador disponível. Desta forma, o artigo está organizado em mais 3 seções; a seção 2 descreve o modelo teórico, a partir do qual foi construído o modelo empírico e selecionados os dados utilizados; na seção 3, são apresentados os resultados e a discussão e, em seguida, são apresentadas as conclusões na seção 4.

---

<sup>6</sup> Sousa *et al.* (2016) avaliaram os determinantes da redução da mortalidade infantil no Brasil e os resultados dos autores mostraram que o aumento dos investimentos em programas como o Saúde da Família (PSF) ou em programas que aumentem o acesso ao saneamento, por exemplo, reduzem significativamente a taxa de mortalidade infantil.

## 2. Metodologia

O objetivo de estudar os efeitos dos gastos com saúde sobre o nível de renda requer um modelo capaz de: (i) avaliar em detalhes as mudanças em cada unidade temporal e (ii) captar os efeitos da saúde ao longo do tempo para cada unidade de corte transversal avaliada, bem como o resultado geral dessas unidades. Dessa forma, adotou-se a análise de dados em painel, uma vez que esse método é mais apropriado para a avaliação das dinâmicas de transição, além de contar com menores vieses e maiores graus de liberdade quanto maior forem o intervalo temporal e as unidades de corte transversal (BALTAGI, 2005).

Para determinar o modelo empírico com melhor ajuste às realidades regionais, a opção por desagregar os dados para níveis microrregionais<sup>7</sup> é importante para captar a grande heterogeneidade interna dos estados brasileiros. Por outro lado, a desagregação para níveis microrregionais não tem sido comum nas análises sobre gastos públicos com saúde no Brasil (ESPÍRITO SANTO; FERNANDO; BEZERRA, 2012). Essa agregação também contribui para controle espacial das externalidades advindas de gastos com saúde, os quais são potencialmente elevados<sup>8</sup>.

Para captar os efeitos dos gastos com saúde em cada unidade de corte transversal, foram estimados os modelos de efeitos-fixos e efeitos-aleatórios, conforme o procedimento para dados em painel sugerido por Baltagi (2005)<sup>9</sup>.

### 2.1. Área de estudo

O estado de São Paulo tem seu território político administrativo subdividido pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) em 15 mesorregiões, 63 microrregiões e 645 municípios<sup>10</sup>. Apesar dessas divisões não possuírem nenhum grau de independência político-administrativa, são interessantes para a elaboração de pesquisas, pois agregam as cidades de acordo com a intensidade de vínculo socioeconômico<sup>11</sup>. Para a elaboração do painel estimado neste artigo, os dados municipais foram empilhados de acordo com as microrregiões, totalizando 63 unidades de corte transversal por ano. O recorte temporal, por sua vez, seguiu a disponibilidade atualizada dos dados de despesas públicas municipais com saúde, ou seja, entre 2002 e 2011. A Figura 2, obtida em Nunes e Nascimento (2012, p.687), ilustra a divisão territorial do estado de São Paulo em microrregiões.

---

<sup>7</sup> Destaca-se que, como as informações são tratadas em termos *per capita*, o indicador de despesas públicas municipais com saúde para cada microrregião, por exemplo, é o resultado da soma das despesas públicas declaradas pelos municípios da microrregião no ano  $t$  dividido pela população entre 15 e 64 anos dos municípios que declararam tais despesas no ano  $t$ .

<sup>8</sup> Os dados agregados em nível microrregional controlam, de forma preliminar, por exemplo, as externalidades de hospitais regionais, os quais também atendem à população de cidades próximas da cidade em que é instalado.

<sup>9</sup> Os testes sobre autocorrelação serial não foram aplicados, pois se tornam relevantes apenas para painéis com dados acima de 20 anos ou com poucas observações (BALTAGI, 2005).

<sup>10</sup> Informações sobre a divisão político-administrativa do estado de São Paulo podem ser obtidas em: <http://www.ngb.ibge.gov.br/Default.aspx?pagina=micro>.

<sup>11</sup> O IBGE disponibiliza um texto explicativo sobre a divisão territorial do Brasil, bem como uma plataforma para consultas em: <http://www.ngb.ibge.gov.br/Default.aspx?pagina=divisao>.

**Figura 2 - Divisão do estado de São Paulo em microrregiões**



Fonte: Nunes e Nascimento (2012, p.687).

## 2.2. O modelo econométrico

As versões mais simples dos modelos de crescimento utilizam a função de produção considerando basicamente o capital físico ( $K$ ) e a força de trabalho ( $L$ ) como fatores de produção, enquanto algumas versões da função de produção incluem o capital humano para a determinação da renda (JONES; VOLLRATH, 2013), de modo que a força de trabalho analisada é medida de acordo com o seu nível de qualificação. Uma variável frequentemente associada à formação de capital humano é a escolaridade média da população, medida em anos de estudo (MANKIW; ROMER; WEIL, 1992). O trabalho de Weil (2007) sugeriu também que uma variável que represente o nível de saúde seja incluída na função de produção<sup>12</sup>.

Neste artigo, buscou-se uma adaptação do modelo teórico proposto por Weil (2007), mas empregando a especificação da função de produção, com a inclusão da variável educação, conforme aquela utilizada por Bloom, Canning e Sevilla (2001) para a estimativa do modelo empírico. A função de produção utilizada neste artigo é representada pela expressão<sup>13</sup> (1):

$$Y_{it} = A_{it}K_{it}^{\alpha}(q_{it}L_{it})^{1-\alpha}e^{\phi u_{it}} \quad (1)$$

em que:

- $Y_{it}$  = produto interno bruto da microrregião  $i$  no ano  $t$ ;
- $A_{it}$  = nível de tecnologia da microrregião  $i$  no ano  $t$ ;
- $K_{it}$  = estoque de capital físico da microrregião  $i$  no ano  $t$ ;
- $q_{it}$  = total de despesas municipais *per capita* em saúde na microrregião  $i$  no ano  $t$ ;
- $L_{it}$  = população entre 15 anos e 64 anos da microrregião  $i$  no ano  $t$ ; e
- $u_{it}$  = escolaridade média da população da microrregião  $i$  no ano  $t$ , medida em anos de estudo;

A partir da expressão (1), definiu-se o modelo econométrico em termos de produto *per capita*<sup>14</sup> na forma logarítmica, conforme a expressão (2):

$$\ln y_{it} = \ln A_{it} + \alpha \ln k_{it} + (1 - \alpha) \ln q_{it} + \phi u_{it} + \eta_{it} \quad (2)$$

em que  $\eta_{it}$  representa o termo aleatório, com média zero e variância constante.

<sup>12</sup> Weil (2007) mediu o nível de saúde dos países por meio de características individuais, como idade da menarca, altura do indivíduo e taxa de sobrevivência da população adulta.

<sup>13</sup> Em Ferreira, Issler e Pessoa (2004), há uma avaliação sobre funções de produção utilizadas em modelos empíricos de crescimento para um painel de países.

<sup>14</sup> Na definição adotada por Mankiw, Romer e Weil (1992), que também utilizaram a população em idade ativa (15 a 64 anos), seria o produto por pessoa em idade ativa (*GDP per working-age person*). Neste artigo, por simplicidade, denominou-se produto *per capita*.

Quanto à relação entre as variáveis, as despesas municipais com saúde estão suscetíveis à endogeneidade com o produto interno bruto do município, uma vez que, quando um município possui um PIB maior, pode arrecadar mais impostos e assim gastar mais com saúde. Para controlar essa endogeneidade, utilizaram-se como variável instrumental as transferências da União aos municípios referentes ao SUS<sup>15</sup>, como determinantes das despesas públicas municipais com saúde, dado que essas são parte do investimento não correlacionado à renda do município<sup>16</sup>. A expressão (3) ilustra o uso das transferências da União aos municípios referentes ao SUS, como variável instrumental do total de despesas municipais em saúde na microrregião. Destaca-se que a variável  $SUS_{it}$  representa as Transferências da União ao município  $i$ , no ano  $t$ , referentes aos SUS.

$$\ln q_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln k_{it} + \beta_2 u_{it} + \beta_3 \ln SUS_{it} + \xi_{it} \quad (3)$$

Finalmente, foram estimadas duas versões do modelo econométrico representado pela expressão (2), sendo que a segunda versão foi estimada com o uso da variável instrumental. Os resultados de ambas as versões são apresentados na seção de resultados e discussão.

### 2.3. Descrição das variáveis do modelo

Todas as variáveis obtidas ao nível municipal foram agregadas em suas respectivas microrregiões. A Tabela 1 mostra um resumo das informações utilizadas.

**Tabela 1 – Resumo das variáveis utilizadas nos modelos econométricos estimados**

Variável	Unidade	Período	Fonte
Produto Interno Bruto	R\$ de 2014	2002-2011	SEADE (2015)
Consumo de energia elétrica total	MWh	2002-2011	SEADE (2015)
Despesas Públicas Municipais	R\$ de 2014	2002-2011	SEADE (2015)
Transferências da União aos Municípios referentes ao SUS	R\$ de 2014	2002-2011	SEADE (2015)
Escolaridade Média	Índice*	2002-2011	IBGE (2015)
População residente entre 15 e 64 anos	Unidades	2002-2011	IBGE (2015)

Nota: \*Os dados de escolaridade média utilizados no modelo não podem ser associados diretamente à média de anos de estudo da população, devido à natureza do dado disponibilizado pelo IBGE (2015).

Fonte: Elaboração própria a partir de SEADE (2015).

Adotou-se como renda dos municípios o produto interno bruto, o qual é publicado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e também disponibilizado pela Fundação SEADE (Sistema Estadual de Análise de Dados). Os dados da série foram deflacionados pelo IPCA com base em 2014, bem como agregados ao nível de microrregiões.

Para o estoque de capital físico, foi adotado como *proxy* o consumo de energia elétrica total em cada ano nos municípios, adaptando o procedimento utilizado por Bonelli e Fonseca (1998), que consideraram o uso do consumo de energia elétrica da indústria. Esses dados são obtidos da Secretaria de Energia do Estado de São Paulo e também disponibilizados por SEADE (2015). Para a utilização no modelo econométrico, os dados foram agregados para as microrregiões.

Como fator trabalho, foi considerada a população residente entre 15 anos e 64 anos nos municípios do estado de São Paulo. Os dados foram obtidos a partir do Censo Demográfico do IBGE

<sup>15</sup> Sistema Único de Saúde.

<sup>16</sup> O detalhamento do instrumentação é feito na seção 2.3. Destaca-se, porém, que não há nesse modelo uma variável que controle a qualidade da aplicação do recurso público no sistema de saúde.

de 2000 e 2010, sendo os valores entre 2001 a 2012, exceto 2010, interpolados geometricamente. A taxa de crescimento anual foi mantida constante, considerando como período final o ano de 2010 e inicial o ano de 2000.

Os dados de escolaridade média das microrregiões do estado de São Paulo foram estimados a partir de duas séries de dados: a escolaridade média das microrregiões, obtida no Censo Demográfico do IBGE para o ano de 2000, e a escolaridade agregada para todo o estado de São Paulo entre os anos de 2001 e 2013, disponibilizada em SEADE (2015)<sup>17</sup>.

Contudo, os onze grupos de escolaridade no Censo Demográfico de 2000 não são homogêneos<sup>18</sup>. Assim, para obtenção do valor inicial da série de escolaridade das microrregiões, atribuíram-se valores de 0 a 10 para cada uma das classes. Cada microrregião recebeu um valor inicial equivalente à média das classes ponderadas pelo número de estudantes em cada nível. Elaborados os valores iniciais da série, os valores estimados entre 2001 e 2011 foram obtidos por interpolação geométrica, a partir da taxa de crescimento anual média da escolaridade para todo o estado de São Paulo<sup>19</sup>.

Para os gastos públicos com saúde, foram adotadas as despesas municipais com saúde publicadas por SEADE (2015). Esse indicador é definido por SEADE (2015) como “Despesas realizadas pelo Poder Público Municipal decorrentes das ações desenvolvidas no sentido da promoção, proteção, recuperação e reabilitação da saúde.”<sup>20</sup>. Em termos contábeis, essa despesa é composta pelas contas de: (i) atenção básica; (ii) atenção hospitalar e ambulatorial; (iii) suporte profilático e terapêutico; (iv) vigilância sanitária; (v) vigilância epidemiológica; e (vi) alimentação e nutrição.

A adoção como instrumento de Transferências da União aos municípios referentes ao SUS é interessante por não ser, em sua construção, correlacionada à renda dos municípios. De acordo com BRASIL (2009), a atuação dos municípios com os recursos advindos do SUS visa à garantia do acesso universal e igualitário à saúde. A Transferência de recursos da União aos municípios está enquadrada na modalidade de Transferências Fundo a Fundo, na qual os valores são destinados ao financiamento dos recursos do SUS. Nesse sentido, para que os recursos sejam obtidos pelos municípios, esses devem realizar um Pacto de Gestão com a Unidade Federativa em que estão inseridos<sup>21</sup>. Nesse sentido, o aparato institucional atua de forma a mitigar variações na qualidade dos serviços. Deve-se destacar que o SUS atua em três níveis: Atenção Básica, Média e Alta Complexidade, sendo a atenção básica, na prática, a prioritária (BRASIL, 2009, p. 32). A atenção básica é financiada de duas formas: PAB-fixa e PAB-variável. A primeira refere-se a uma quantia *per capita* transferida aos municípios, enquanto a segunda refere-se ao montante transferido para programas estratégicos<sup>22</sup> (BRASIL, 2009, p. 34).

<sup>17</sup> A necessidade de obter a escolaridade média das microrregiões a partir da combinação desses dois indicadores deriva da não compatibilidade entre as medidas adotadas pelo IBGE nos Censos Demográficos de 2000 e 2010. Esse indicador, no Censo Demográfico de 2000, refere-se à classificação das pessoas com 10 anos ou mais, em anos de estudo. Já no Censo Demográfico de 2010, a escolaridade está definida de acordo com o grau de instrução dos indivíduos, em classes como “Ensino Fundamental Incompleto” e “Ensino Superior Completo”.

<sup>18</sup> Os onze grupos apresentam as seguintes classificações: (i) sem instrução ou menos de 1 ano de estudo; (ii) 1 a 3 anos de estudo; (iii) 4 anos; (iv) 5 a 7 anos; (v) 8 anos; (vi) 9 e 10 anos; (vii) 11 anos; (viii) 12 anos; (ix) 13 anos; (x) 14 anos e (xi) 15 anos ou mais.

<sup>19</sup> Por utilizar um modelo de dados em painel, o índice de escolaridade é apropriado, pois estima a evolução no tempo do nível de escolaridade.

<sup>20</sup> Disponível em <http://www.imp.seade.gov.br/frontend/>, como explicação para o indicador “Total de Despesas Municipais – Saúde (em reais de 2014) (2002-2011)”.

<sup>21</sup> Ver BRASIL (2009), p. 23. Um detalhamento sobre os critérios de transferência de recursos do SUS da União para municípios podem também ser obtidos em BRASIL (2000, p.27).

<sup>22</sup> BRASIL (2009) cita, entre outras iniciativas, “Saúde da Família”, “Saúde Bucal” e “Saúde Indígena” como exemplos de atuações estratégicas do SUS.



## 2.4. Análise descritiva das variáveis do modelo

Para a elaboração dos dados microrregionais, foram coletadas informações dos municípios e foi feita a agregação para cada microrregião em cada ano. Destaca-se que nem todos os 645 municípios tiveram suas informações regularmente disponibilizadas para todas as variáveis ao longo do período. Assim, não necessariamente todos os municípios que compõem uma microrregião participaram da elaboração da média em todos os anos da análise.

O número de municípios que compuseram as médias das microrregiões em cada ano está destacado na Tabela 2. Os dados de renda dos municípios foram os únicos informados por 100% da amostra em todos os anos analisados, enquanto que os dados sobre despesas municipais com saúde apresentaram maior irregularidade. Os dados de escolaridade média não estão destacados, pois foram obtidos na base de dados do IBGE ao nível de microrregião.

**Tabela 2 – Número de municípios que compuseram a elaboração de médias para cada variável utilizada no modelo durante os anos de 2002 a 2011**

Item	Ano									
	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
Renda	645	645	645	645	645	645	645	645	645	645
Consumo total de energia elétrica	643	643	644	644	643	643	642	644	643	644
Despesas municipais com saúde	526	545	461	532	574	629	624	628	629	629

Fonte: Elaboração própria a partir de SEADE (2015).

Quanto aos valores desses indicadores, a Tabela 3 contém a análise descritiva dos valores mínimo, médio e máximo para todo o recorte temporal da pesquisa, considerando os dados já agregados ao nível de microrregião.

**Tabela 3 – Estatística descritiva das variáveis do modelo para as microrregiões entre 2002 a 2011**

Item	Mínimo	Média	Máximo	Coefficiente de variação
PIB (R\$ 2014)	12.200	33.583	97.445	0,38
Consumo total de energia elétrica (MWh)	1.373	3.540	12.474	0,44
Despesas municipais com saúde (R\$ 2014)	304	707	1.430	0,29
Transferências da União aos Municípios referentes ao SUS (R\$ 2014)	8	147	402	0,50
Escolaridade média (índice)	2,62	3,77	4,99	0,11

Nota: Valores em termos *per capita*.

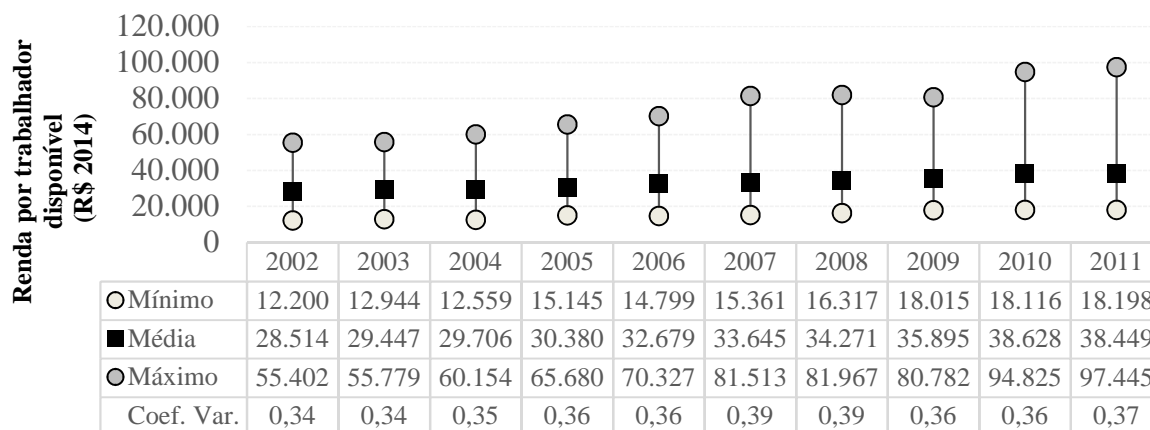
Fonte: Elaboração própria com base em SEADE e IBGE (censo demográfico 2000).

Para avaliar a evolução dos dados ao longo dos anos, foram elaboradas quatro análises gráficas; a Figura 3 mostra a estatística descritiva dos dados de renda das microrregiões, a Figura 4 apresenta os dados de consumo de energia elétrica, a Figura 5 ilustra os dados de escolaridade média e a Figura 6 mostra a evolução das despesas públicas com saúde.

A evolução temporal dos dados do PIB *per capita* sugere que há um distanciamento entre a microrregião com menor renda e a microrregião mais rica no período de 2002 a 2011. De fato, enquanto em 2002 a microrregião mais rica apresentava 4,54 vezes mais renda que a região menos rica, em 2011 esse valor foi de 5,35, logo, a diferença de renda cresceu aproximadamente 1,7% a.a.

no período em questão. Esse comportamento, de distanciamento entre as rendas das microrregiões mais e menos ricas, é reforçado pelo aumento do coeficiente de variação<sup>23</sup> no período de análise.

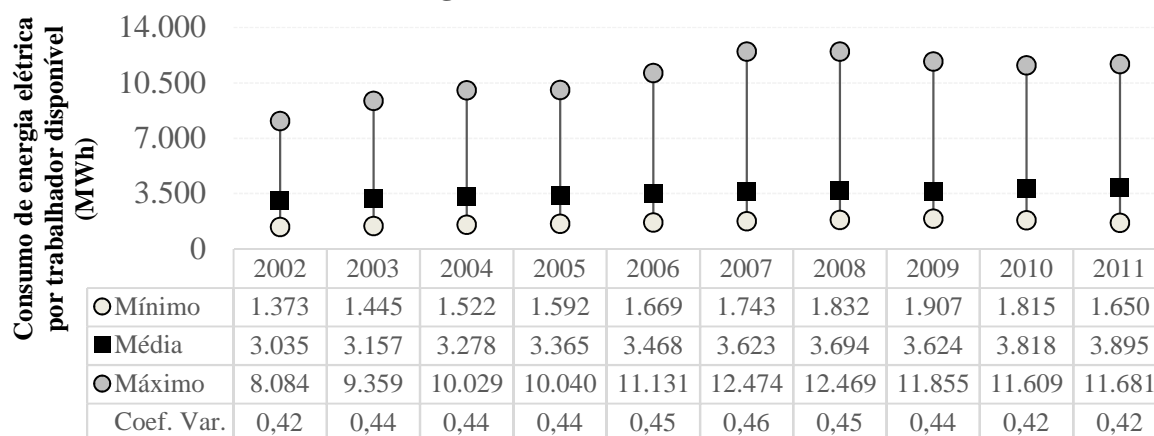
**Figura 3 – Estatística descritiva da renda *per capita* disponível para as microrregiões entre 2002 a 2011 (R\$ de 2014)**



Fonte: Elaboração própria com base em SEADE (2015).

Os dados sobre o consumo de energia elétrica seguiram uma tendência semelhante ao observado para a renda: a proporção de consumo entre as microrregiões com maior e menor consumo *per capita* aumentou no período em questão, passando de 5,88 para 7,08. Ademais, embora o coeficiente de variação em 2011 seja o mesmo que em 2002, destaca-se o pico ocorrido entre 2006 a 2008, quando houve maior dispersão entre o consumo das microrregiões.

**Figura 4 – Estatística descritiva do consumo de energia elétrica *per capita* para as microrregiões entre 2002 a 2011 (MWh)**



Fonte: Elaboração própria com base em SEADE (2015).

Para a escolaridade média, a dispersão entre as variáveis é constante ao longo do tempo, devido à interpolação de dados utilizada<sup>24</sup>. Assim, para estimar a escolaridade média, ponderou-se o

<sup>23</sup> Conforme Hoffmann (2006), o coeficiente de variação “é um número adimensional e, portanto, seu valor independe da unidade de medida da variável analisada” (p.76).

<sup>24</sup> Ver seção 2.3 para maiores detalhes sobre esse indicador.

valor médio das classes de escolaridade utilizadas pelo IBGE, de acordo com o número de pessoas com 10 anos ou mais que havia atingido determinado nível de escolaridade<sup>25</sup>.

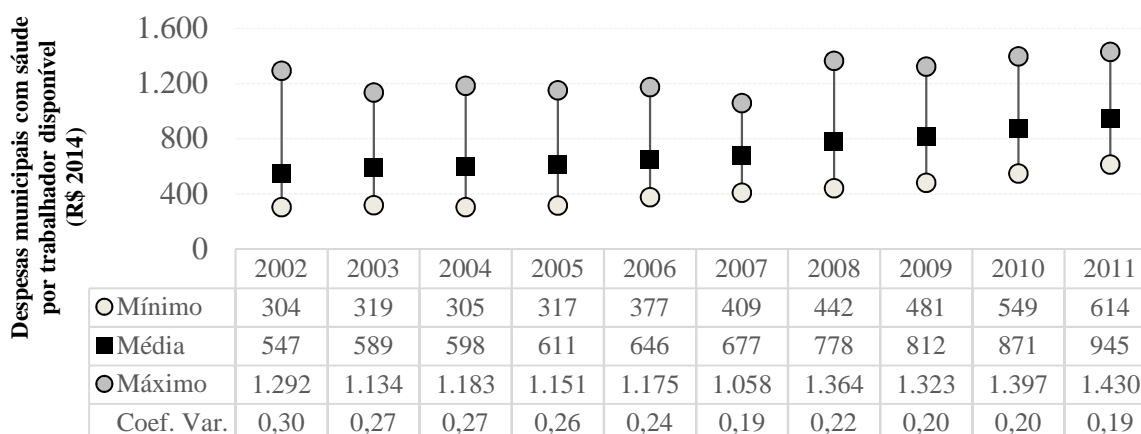
**Figura 5 – Estatística descritiva da estimativa de escolaridade média *per capita* para as microrregiões entre 2002 a 2011**



Fonte: Elaboração própria com base em SEADE (2015).

Por fim, os dados de despesas municipais com saúde apresentaram comportamento mais heterogêneo ao longo do período de análise. Enquanto o crescimento das despesas foi em média de 5,47% a.a, a diferença entre a microrregião com maiores despesas e a com menores despesas diminuiu 6,05% a.a. Esse fato é reforçado pela redução do coeficiente de variação no período avaliado. Destaca-se, porém, que, apesar do crescimento constante no período das despesas com saúde das microrregiões que apresentaram o valor mínimo, a trajetória das despesas, em microrregiões onde essas eram mais elevadas, passou por um período de redução entre 2002 e 2007. Os patamares de 2002 foram recuperados em 2008, quando esse indicador voltou a crescer. Em 2007, a microrregião com maior despesa com saúde gastou 2,59 vezes mais do que a região com menor despesa. Como comparação, em 2002, esse valor era 4,25, e em 2011 foi de 2,33.

**Figura 6 – Estatística descritiva das despesas públicas municipais *per capita* para as microrregiões entre 2002 a 2011 (R\$ de 2014)**

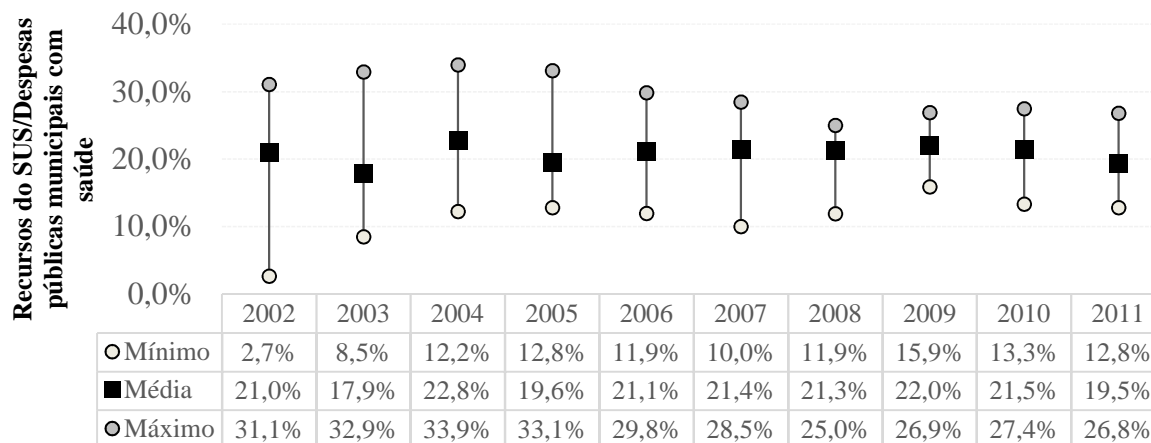


Fonte: Elaboração própria com base em SEADE (2015).

<sup>25</sup> Apesar de a série de dados de escolaridade e de população não estarem igualmente segmentadas, uma vez que a escolaridade é calculada a partir da população com 10 anos ou mais, e a população considerada inclui pessoas com idade entre 15 anos e 64 anos, essa série de escolaridade média permitiu estimar um índice de escolaridade.

Destaca-se que a contribuição dos recursos vindos da União referentes ao SUS representou cerca de um quinto das despesas públicas municipais *per capita* no período analisado. Enquanto os municípios menos dependentes apresentavam uma relação em torno de 10%, os mais dependentes atingiram mais de 30% entre os anos de 2002 e 2007, conforme mostra a Figura 7.

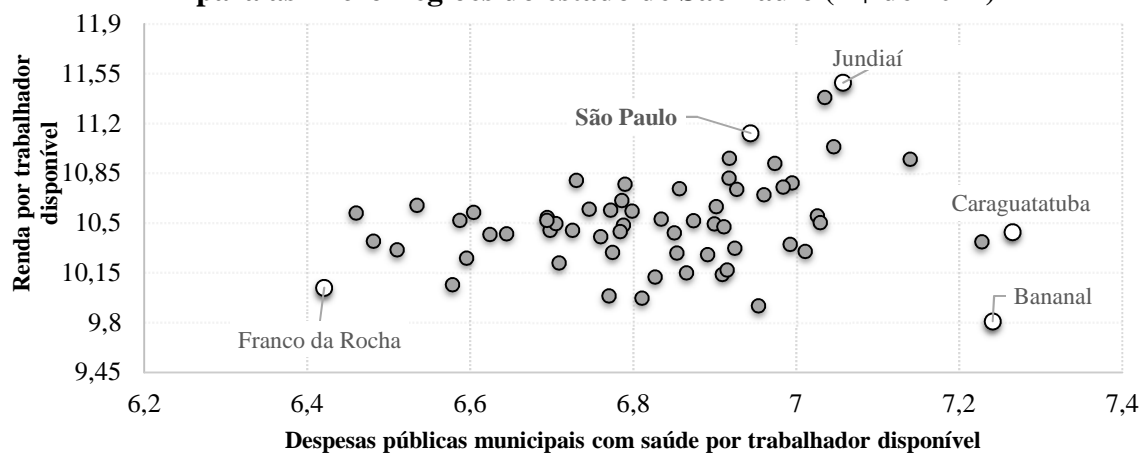
**Figura 7 – Estatística descritiva da relação entre as transferências da União aos municípios referentes ao SUS *per capita* e despesas públicas municipais *per capita* para as microrregiões entre 2002 a 2011**



Fonte: Elaboração própria com base em SEADE (2015).

A Figura 8 relaciona as despesas públicas municipais com saúde em termos *per capita* e a renda *per capita* no ano de 2011 para todas as microrregiões analisadas. Nesse ano, a microrregião de Caraguatatuba teve o maior valor de despesas com saúde. A microrregião com maior renda *per capita* foi Jundiaí, que apresentou um nível de renda quase 3 vezes maior do que a renda de Caraguatatuba, ao mesmo tempo em que teve despesas com saúde equivalente a 81,21% daquela microrregião. Mesmo a microrregião de Bananal, que possuía renda *per capita* equivalente a quase 19% da renda de Jundiaí, registrou despesas com saúde 20,13% superiores ao daquela microrregião. Tal descasamento entre as variáveis pode refletir, basicamente, dois fatores: (i) por se tratar de um corte transversal, é possível captar distorções isoladas no tempo, como a incidência de alguma epidemia ou (ii) ineficiência alocativa das despesas com saúde *per capita*.

**Figura 8 – Relação entre renda *per capita* e despesas públicas municipais com saúde, em 2011, para as microrregiões do estado de São Paulo (R\$ de 2014)**



Nota: Dados em logaritmos (ln).

Fonte: Elaboração própria com base em SEADE (2015).

Na extremidade inferior, destaca-se a microrregião de Franco da Rocha, que apresentava renda *per capita* equivalente a 23,6% da microrregião de Jundiá. Em relação às despesas públicas municipais com saúde, Franco da Rocha gastou o equivalente a 43% das despesas de Caraguatatuba.

### 3. Resultados e discussão

Os resultados das regressões do modelo em painel básico, e o alternativo com a utilização da variável instrumental para as despesas públicas municipais com saúde, estão resumidos nas Tabela 4 e 5, respectivamente, onde também estão reportados os resultados para as regressões dos modelos *pooled*, efeito fixo e efeito aleatório. Nota-se que, em todas as especificações do modelo básico, o coeficiente associado às despesas municipais com saúde foi estatisticamente significativo pelo menos ao nível de 5%, o que evidencia o impacto dessa variável sobre o nível de renda ao nível das microrregiões.

**Tabela 4 – Resultados do modelo econométrico básico**

	Variável Dependente: PIB por trabalhador da microrregião		
	<i>Pooled</i>	Efeito Fixo	Efeito Aleatório
Consumo de energia elétrica <i>per capita</i>	0,3124*** (0,0263)	0,3163*** (0,1146)	0,3166*** (0,0811)
Despesas públicas municipais com saúde <sup>a</sup> <i>per capita</i>	0,0956*** (0,0366)	0,0770** (0,0347)	0,0734** (0,0341)
Escolaridade média	0,4078*** (0,0297)	0,3564*** (0,0756)	0,3627*** (0,0629)
Constante	5,6592*** (0,2654)	5,9427*** (0,7761)	5,9407*** (0,5657)
Sigma_u		0,2245	0,2269
Sigma_e		0,0754	0,0754
Rho		0,8985	0,9005
R <sup>2</sup>	0,5494	0,5484	0,5484
Número de Obs.	630	630	630

Nota: <sup>a</sup> potencialmente endógena; Valor dos coeficientes acompanhados dos respectivos desvios-padrão entre parênteses. \*\*\* p-valor < 0,01; \*\* p-valor < 0,05; \* p-valor < 0,1.

Fonte: Resultados da pesquisa.

O resultado do teste de endogeneidade Durbin-Wu-Hausman não levou à aceitação da hipótese nula de que a variável Despesas Municipais com Saúde seja exógena<sup>26</sup>. Também no modelo que incluiu a variável instrumental<sup>27</sup>, na Tabela 5, em todas as especificações, o impacto estimado das despesas com saúde foi estatisticamente significativo ao nível de 5% (modelo com efeito fixo e efeito aleatório) e ao nível de 1% (*pooled*)<sup>28</sup>. Todos os modelos foram estimados utilizando o método de mínimos quadrados em 2 estágios (CAMERON; TRIVEDI, 2009). E, finalmente, o Teste de Hausman indicou o modelo com efeitos-aleatórios como o apropriado, dada a natureza dos dados

<sup>26</sup> Informações adicionais sobre a estimação com variáveis endógenas, bem como o procedimento para a realização do teste Durbin-Wu-Hausman, estão disponíveis em Cameron e Trivedi (2009), p.184.

<sup>27</sup> É importante ressaltar que a escolha de instrumentos adequados pode ser sempre questionável no sentido de procurar o melhor ajuste (previsão) do modelo em relação à variável endógena.

<sup>28</sup> Por definição, o estimador usando dados empilhados (*Pooled*) não controla as diferenças entre as regiões que sejam exógenas ao modelo e não observadas. Logo, o coeficiente estimado negativo e estatisticamente significativo subdimensiona o impacto das despesas públicas com saúde. Evidências mais conclusivas são obtidas ao avaliar modelos com efeitos fixos e/ou efeitos aleatórios, que captam características exclusivas de cada microrregião.

**Tabela 5 – Resultados do modelo econométrico com o uso da variável instrumental**

	Variável Dependente: PIB por trabalhador da microrregião		
	Pooled	Efeito Fixo	Efeito Aleatório
Consumo de energia elétrica <i>per capita</i>	0,3048*** (0,0260)	0,3162** (0,1181)	0,3164*** (0,0822)
Despesas públicas municipais com saúde <i>per capita</i> <sup>a</sup>	-0,2701*** (0,0830)	0,1509** (0,0632)	0,1363** (0,0611)
Escolaridade média	0,6361*** (0,0689)	0,2980*** (0,0786)	0,3122*** (0,0723)
Constante	7,2445*** (0,3592)	5,6825*** (0,7661)	5,7237*** (0,5697)
Sigma_u		0,2271	0,2244
Sigma_e		0,0753	0,0753
Rho		0,9008	0,8988
R <sup>2</sup>	0,5463	0,5318	0,5329
Hausman (Prob>chi2)		0,2661	
Número de Obs.	629	629	629

Nota: <sup>a</sup> indicador obtido a partir da variável instrumental, corrigindo a endogeneidade. Valor dos coeficientes acompanhados dos respectivos desvios-padrão entre parênteses. \*\*\* p-valor < 0,01; \*\* p-valor < 0,05; \* p-valor < 0,1

Fonte: Resultados da pesquisa.

Todos os modelos econométricos contaram com dados para 63 microrregiões durante 10 anos e foram avaliados na forma logarítmica, com exceção da variável referente à escolaridade média. Tomando-se como base os resultados dos modelos (com e sem variável instrumental) nas especificações com efeito fixo e efeito aleatório, o impacto potencial estimado do aumento de 1% nas despesas municipais com saúde é um aumento entre 0,07% a 0,15% no PIB *per capita*. No modelo com efeitos-aleatórios e uso da variável instrumental, esse impacto é de 0,1363%, por exemplo. Esses valores são reduzidos quando comparados, por exemplo, ao valor estimado por Bakare e Olubokun (2011) para a Nigéria, que é de 0,6955%.

A contribuição dos gastos com saúde para determinar o PIB *per capita* foi significativa e está em acordo com os trabalhos anteriores que buscaram captar os efeitos da saúde sobre a renda, assim como realizado por Odubunmi, Saka e Oke (2012), por meio de cointegração entre despesas com saúde e renda para dados da Nigéria.

O modelo adotado não captou impactos sobre a taxa de crescimento da renda. Em outras palavras, as despesas públicas municipais em saúde parecem não influenciar a taxa de crescimento da economia no longo prazo<sup>29</sup>. Rocha e Giuberti (2007) e Acemoglu e Johnson (2007)<sup>30</sup> também não captaram esse efeito sobre a taxa de crescimento em seus respectivos trabalhos. Por outro lado, a melhoria das condições de saúde leva ao aumento populacional, o que dificulta a captação dos impactos da saúde sobre a taxa de crescimento econômico (WEIL, 2007). Essas melhorias promovem o aumento da longevidade e, em alguns casos, o crescimento acelerado da população, como no caso dos países em desenvolvimento, onde a maior parte das mortes, em especial infantis, ocorre devido a doenças infecciosas ou parasitárias (FILMER; PRICHETT, 1999).

O aumento do nível de saúde contribui também para o aumento da escolaridade (SCHULTZ, 2003; WEIL, 2007, ASHRAF; LESTER ;WEIL, 2009) e do desempenho no mercado de trabalho<sup>31</sup>,

<sup>29</sup> Foram testados o efeito dessas despesas num determinado ano *t* sobre o crescimento médio da renda dos 5 anos posteriores, conforme o procedimento adotado por Rocha e Giuberti (2007), sem êxito. Testou-se também o efeito sobre o crescimento médio de dois a quatro anos posteriores, sem resultados significativos também.

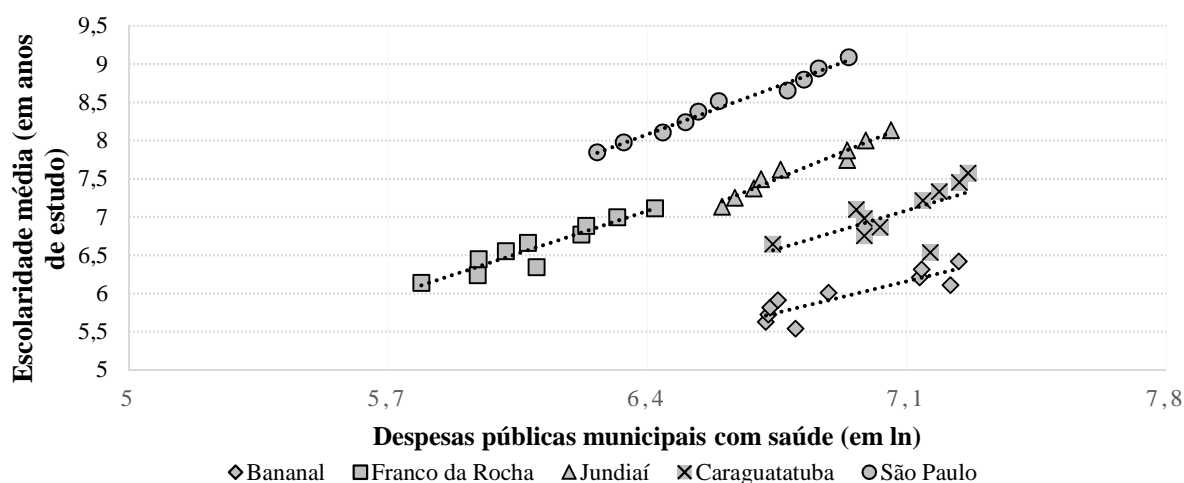
<sup>30</sup> Os autores estimaram um pequeno impacto do aumento da expectativa de vida no PIB total, mas não o suficiente para compensar o aumento da população.

<sup>31</sup> Schultz (2003) destacou uma série de indicadores antropométricos, como período de gestação, peso, altura e índice de massa corporal, que podem ser usados para identificar o grau de exposição a doenças crônicas ou mesmo expectativa de vida.

o que também dificulta a avaliação dos reais impactos de primeira ordem da saúde sobre a taxa de crescimento da renda, considerando a metodologia utilizada neste trabalho. A Figura 9 mostra a relação entre as despesas públicas municipais com saúde e escolaridade média ao longo dos anos para 5 microrregiões previamente destacadas<sup>32</sup>. Apesar da limitação dessa análise, ela é útil para ilustrar que o crescimento do nível de educação foi acompanhado do crescimento das despesas públicas municipais com saúde ao longo dos anos estudados.

Por fim, Tapia Granados (2013), ao estudar os dados de Estados Unidos e Finlândia, notou que as diferenças de nível de saúde entre a população rica e pobre parece não reduzir em períodos de crescimento econômico, mas sim em momentos de recessão. Dessa forma, a equidade dos níveis de saúde pode não ser uma consequência do crescimento econômico, mas um pré-requisito para o desenvolvimento das economias. Nesse sentido, os resultados dessa pesquisa ilustram a contribuição positiva da saúde pública para níveis maiores de renda das ao nível de microrregiões no estado de São Paulo.

**Figura 9 – Relação entre a escolaridade média estimada (em anos de estudo) e o logaritmo neperiano das despesas públicas municipais com saúde (em R\$ de 2014) para 5 microrregiões do estado de São Paulo entre os anos 2002 e 2011<sup>a</sup>**



Nota: <sup>a</sup> Os dados da microrregião de Jundiaí, referentes ao ano de 2002, foram suprimidos do gráfico por serem *outliers*. Nesse ano, não há dados disponíveis sobre as despesas públicas para o município de Jundiaí, que representou, em média, 28% do total das despesas *per capita* dessa microrregião no período entre 2003 e 2011.

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados de IBGE (2015) e SEADE (2015).

#### 4. Conclusão

O presente trabalho estimou potenciais impactos de despesas públicas municipais com saúde sobre o nível de renda das microrregiões do estado de São Paulo durante os anos de 2002 e 2011. Os diferentes modelos empíricos testados sugerem que, para cada 1% de aumento nas despesas públicas municipais com saúde, o PIB *per capita* pode aumentar entre 0,07% e 0,15%. Por outro lado, não se observou impacto estatisticamente significativo na taxa de crescimento da renda de longo prazo.

Os resultados econométricos reforçam a importância do nível de saúde da população para geração de níveis de renda mais elevados. Ressalta-se, portanto, a importância da oferta e qualidade de serviços públicos de saúde, tanto pelo aumento das despesas públicas com saúde *per capita*, como, principalmente, pela eficiência com que os recursos são alocados. Ademais, os efeitos do estoque de

<sup>32</sup> Ver Figura 8.

saúde sobre a renda estão potencialmente subestimados pelo presente modelo, dado que não são avaliados os gastos privados com saúde.

Uma maior desagregação geográfica para análise dos dados poderá contribuir, em futuras pesquisas, para o maior detalhamento da realidade socioeconômica brasileira que, apesar da reconhecida heterogeneidade regional, carece de estudos com alta capilaridade nas análises de dados.

Para outros trabalhos que busquem aprimorar a metodologia utilizada neste artigo, é preciso que avancem em medidas mais precisas sobre o nível de estoque de capital físico, de escolaridade e de saúde da força de trabalho. Todas as três variáveis poderão ser mais detalhadas de acordo com a diversidade de dados disponíveis. Além disso, o uso de econometria espacial pode ser útil para controlar as externalidades inerentes aos gastos públicos com saúde, as quais foram tratadas neste trabalho de forma preliminar, ao adotar a agregação ao nível microrregional.

## Referências

- ACEMOGLU, D. *Introduction to Modern Economic Growth*. 1ª. ed. Princeton: Princeton University Press, 2009.
- ACEMOGLU, D.; JOHNSON, S. Disease and Development: The Effect of Life Expectancy on Economic Growth. *Journal of Political Economy*, v. 115, n. 1, p. 925-985, 2007.
- ARAÚJO, J. D. D. Saúde e Desenvolvimento Econômico: Atualização de um tema. *Revista de Saúde Pública*, v. 9, n. 4, p. 515-528, 1975.
- ARORA, S. Health, Human Productivity, and Long-Term Economic Growth. *The Journal of Economic History*, v. 61, n. 1, p. 699-749, 2001.
- ASHRAF, Q. H.; LESTER, A.; WEIL, D. N. When Does Improving Health Raise GDP? In: ACEMOGLU, D.; ROGOFF, K.; WOODFORD, M. *NBER Macroeconomics Annual 2008*. 1. ed. Chicago: University of Chicago Press, v. 23, p. 157-204, 2009.
- BAKARE, A. S.; OLUBOKUN, S. Health Care Expenditure and Economic Growth in Nigeria: An Empirical Study. *Journal of Emerging Trends in Economics and Management Sciences*, v. 2, n. 2, p. 83-87, 2011.
- BALTAGI, B. H. *Econometric Analysis of Panel Data*. 3. ed. Chichester: John Wiley & Sons, 2005.
- BASTOS, S. Q. A.; GOMES, B. S. M. Distribuição dos profissionais de saúde: uma análise para os estados brasileiros, 2010. *Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos*, v. 08, n. 2, p.109-122, 2014.
- BLOOM, D. E.; CANNING, D.; SEVILLA, J. *The effect of health on economic growth: theory and evidence*. National Bureau of Economic Research, 2001. (Working paper, n. 8587)
- BOGONI, N. M.; HEIN, N.; BEUREN, I. M. Análise da relação entre crescimento econômico e gastos públicos nas maiores cidades da Região Sul do Brasil. *Revista de Administração Pública*, v. 45, n. 1, p. 159-179, 2011.
- BONELLI, R.; FONSECA, R. *Ganhos de produtividade e de eficiência: novos resultados para a economia brasileira*. IPEA, Rio de Janeiro, 1998. (Textos para discussão, n. 557)
- BRASIL. *O SUS no seu município: garantindo saúde para todos*. Ministério da Saúde; 2ª ed; 2009. 45 p.
- BRASIL. *Transferências de Recursos e a Lei de Responsabilidade Fiscal: orientações fundamentais*. Tribunal de Contas da União, Brasília. 2000.
- BRASIL. *Boletim Epidemiológico* – v. 46, n. 14. Ministério da Saúde. Brasília, p. 7. 2015.



- CABRAL, J. A.; FREITAS, M. V. Distribuição espacial e determinantes socioeconômicos e demográficos da dengue nos municípios brasileiros. *Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos (RBERU)*, v. 06, n. 1, p. 81-95, 2012.
- CAMBOTA, J. N.; ROCHA, F. F. Determinantes das desigualdades na utilização de serviços de saúde: análise para o Brasil e regiões. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 45, n. 2, p. 219-243, 2015.
- CAMERON, C.; TRIVEDI, P. K. *Microeconometrics using Stata*. Stata Press, College Station, Texas, 2009.
- CASTRO-LEAL, F. *et al.* Public Spending on Health Care In Africa: Do the Poor Benefit? *Bulletin of the World Health Organization*, v. 78, n. 1, p. 66-74, 2000.
- DEGENHART, L.; VOGT, M.; ZONATTO, V. C. S. Influência dos gastos públicos no crescimento econômico dos municípios da Região Sudeste do Brasil. *Revista de Gestão*, v. 23, n. 3, p. 233-245, 2016.
- DIVINO, J. A.; SILVA JUNIOR, R. L. S. Composição dos gastos públicos e crescimento econômico dos municípios brasileiros. *Revista Economia*, v. 13, n. 3, p. 1-22, 2012.
- ESPÍRITO SANTO, A. C. G. D.; FERNANDO, V. C. D. N.; BEZERRA, A. F. B. Despesa pública municipal com saúde em Pernambuco, Brasil, de 2000 a 2007. *Ciência & Saúde Coletiva*, v. 17, n. 4, 2012.
- FERREIRA, P. C.; ISSLER, J. V.; PESSÔA, S. D. A. Testing production functions used in empirical growth studies. *Economics Letters*, v. 83, n. 1, p. 29-35, 2004.
- FERREIRA, P. C.; PESSOA, S. *The Long-Run Economic Impact of AIDS*. Seminários de Almoço da EPGE, Rio de Janeiro, p. 1-30, 02 out. 2003. Disponível em: <<http://bibliotecadigital.fgv.br/dspace/handle/10438/12981>>. Acesso em: 24 out. 2015.
- FIGUEIREDO, L.; NORONHA, K. V.; ANDRADE, M. V. D. A. *Os Impactos da Saúde Sobre o Crescimento Econômico na Década de 90: Uma Análise Para os Estados Brasileiros*. UFMG/CEDEPLAR, Belo Horizonte, 2003. (Texto para discussão, n. 219)
- FILMER, D.; PRICHETT, L. The Impact of public spending on health: does money matter? *Social Science & Medicine*, v. 49, n. 10, p. 1309-1323, 1999.
- HALL, R. E.; JONES. C. I. The value of life and the rise in health spending. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 122, n. 1, p. 39-72, 2007.
- HEMENWAY, D. Why We Don't Spend Enough on Public Health. *The New England Journal of Medicine*, p. 1657-1658, 2010.
- HOFFMANN, R. *Estatística para Economistas*. 4 ed. Thomson, São Paulo, 2006.
- HOLTZ-EAKIN, D.; NEWEY, W. E ROSEN, H. S. Estimating vector autoregressions with panel data, *Econometrica*, v. 56, p. 1371-1395, 1988.
- HURLIN, C. Testing for Granger Non Causality in Heterogeneous Panels, Université d.Orléans, 2007-10, 2007. (Working paper LEO, 2007-10)
- HURLIN, C. Un Test Simple de Hypothèse de Non Causalité dans un Modèle de Panel Hétérogène. *Revue Economique*, v. 56, n. 3, p. 799-809, 2005.
- IBGE. Banco de dados agregados. *Sistema IBGE de Recuperação Automática - SIDRA*, 2015. Disponível em: <[www.ibge.gov.br](http://www.ibge.gov.br)>. Acesso em: 02 nov. 2015.
- JONES, C. I.; VOLLRATH, D. *Introduction to Economic Growth*. New York: W.W. Norton & Company, Inc., 2013.

- MAKUTA, I.; O'HARE, B. *Quality of Governance, Public Spending on Health and Health Status in Sub Saharan Africa: a panel data regression analysis*. BMC Public Health, 2015. Disponível em: <<http://www.biomedcentral.com/1471-2458/15/932>>. Acesso em: 30 out. 2015.
- MANKIW, N. G.; ROMER, D.; WEIL, D. N. A Contribution to the Empirics of Economic Growth. *Quarterly Journal of Economics*, v. 107, n. 2, p. 407-437, 1992.
- MASCARENHAS, R. D. S. História da saúde pública no Estado de São Paulo. *Revista de Saúde Pública*, v. 40, n. 1, p. 3-19, 2006.
- MAYS, G. P.; SMITH, S. A. Evidence Links Increase In Public Health Spending to Declines in Preventable Death. *Health Affairs*, v. 30, n. 8, p. 1585-1593, 2011.
- NORONHA, K. V. M. D. S.; ANDRADE, M. V.; WAJNMAN, S. *A importância da saúde como um dos determinantes da distribuição de rendimentos da população adulta no Brasil*. Seminários de pesquisa econômica da EPGE, Rio de Janeiro, 2006. 47. Disponível em: <<http://bibliotecadigital.fgv.br>>. Acesso em: 24 out. 2015.
- NUNES, N. M.; NASCIMENTO, L. F. C. Spatial analysis of deaths due to traffic accidents, before and after the Brazilian Drinking and Driving Law, in micro-regions of the state of São Paulo, Brazil. *Revista da Associação Médica Brasileira*, v. 58, n. 6, p. 685-690, 2012.
- ODUBUNMI, A. S.; SAKA, J. O.; OKE, D. M. Testing the Cointegrating Relationship between Health Care Expenditure and Economic Growth in Nigeria. *International Journal of Economics and Finance*, v. 4, n. 11, p. 99-107, 2012.
- ROCHA, F.; GIUBERTI, A. C. Composição do Gasto Público e Crescimento Econômico: Uma Avaliação Macroeconômica da Qualidade dos Gastos dos Estados Brasileiros. *Economia Aplicada*, v. 11, n. 4, p. 436-485, 2007.
- SACHS, I. *Desenvolvimento incluyente, sustentável, sustentado*. 1ª. ed. Rio de Janeiro: Garamond, 2008.
- SANTOS, A. M. A. dos; JACINTO, P. A.; TEJADA, C. A. O. Causalidade entre renda e saúde: uma análise através da abordagem de dados em painel com os estados do Brasil. *Estudos Econômicos*, v. 42, n. 2, p. 229-261, 2012.
- SCHULTZ, T. P. *Human Capital, Schooling and Health Returns*. New Haven, 2003. (Center discussion paper, n. 853) Disponível em: <[http://www.econ.yale.edu/growth\\_pdf/cdp853.pdf](http://www.econ.yale.edu/growth_pdf/cdp853.pdf)>. Acesso em: 24 out. 2015.
- SEADE. Fundação Sistema Estadual de Análise de Dados. *Informações dos Municípios Paulistas*, 2015. Disponível em: <<http://www.imp.seade.gov.br/frontend/#/>>. Acesso em: 02 nov. 2015.
- SOUSA, J. S.; CAMPOS, R. T.; SILVA, A. F.; BEZERRA, F. N. R.; LIRA, J. S. Estimção e Análise dos Fatores Determinantes da Redução da Taxa de Mortalidade Infantil no Brasil. *Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos*, v. 10, n. 2, p. 140-155, 2016.
- TAPIA GRANADOS, J. A. Crecimiento Económico E Inequidades En Salud. *Revista Peruana de Medicina Experimental y Salud Pública*, v. 30, n. 4, p. 657-664, 2013.
- WEIL, D. N. Accounting For The Effect of Health On Economic Growth. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 122, n. 3, p. 1265-1306, 2007.
- WEIL, D. N. *Economic Growth*. New Jersey: Pearson, 2013.

# REVISTA BRASILEIRA DE ESTUDOS REGIONAIS E URBANOS

